

Éditeurs scientifiques

Philippe De Vreyer François Roubaud

# Les marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne





# Les marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne



# Les marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne

*Éditeurs scientifiques*

Philippe DE VREYER, François ROUBAUD

**IRD Éditions**

INSTITUT DE RECHERCHE POUR LE DÉVELOPPEMENT

**AFD**

AGENCE FRANÇAISE POUR LE DÉVELOPPEMENT

Marseille, 2013

*La version anglaise de cet ouvrage est publiée dans la série « Africa Development Forum », dirigée par l'Agence française de développement et la Banque mondiale. Créée en 2009, cette collection pluridisciplinaire est consacrée aux grands enjeux sociaux et économiques du développement en Afrique subsaharienne.*

*Pour plus d'informations : <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/2150>*

### **Coordination et préparation éditoriale**

Catherine Plasse

### **Mise en page**

Desk (53)

### **Maquette de couverture et réfection des illustrations**

Michelle Saint-Léger

### **Maquette intérieure**

Pierre Lopez

### **Illustration de couverture**

Michelle Saint-Léger

La loi du 1<sup>er</sup> juillet 1992 (code de la propriété intellectuelle, première partie) n'autorisant, aux termes des alinéas 2 et 3 de l'article L. 122-5, d'une part, que les « copies ou reproductions strictement réservées à l'usage du copiste et non destinées à une utilisation collective » et, d'autre part, que les analyses et les courtes citations dans le but d'exemple ou d'illustration, « toute représentation ou reproduction intégrale ou partielle faite sans le consentement de l'auteur ou de ses ayants droit ou ayants cause, est illicite » (alinéa 1<sup>er</sup> de l'article L. 122-4).

Cette représentation ou reproduction, par quelque procédé que ce soit, constituerait donc une contrefaçon passible des peines prévues au titre III de la loi précitée.

© IRD/AFD, 2013

ISBN : 978-2-7099-1736-0

# Sommaire

<b>Remerciements</b> .....	7
P. DE VREYER, F. ROUBAUD	
<b>Préface</b> .....	9
M. RAMA	
<b>Préface</b> .....	11
M. LO	
<b>Introduction générale. Une analyse comparée des marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne</b> .....	15
P. DE VREYER, F. ROUBAUD	
Chapitre 1	
<b>L'emploi, le chômage et les conditions d'activité sur les marchés urbains du travail. Principales spécificités</b> .....	53
F. ROUBAUD, C. TORELLI	
<b>Partie 1</b>	
<b>QUALITÉ DES EMPLOIS ET CONDITIONS DE TRAVAIL</b> .....	97
Chapitre 2	
<b>Sous-emploi et inadéquation professionnelle</b> .....	99
J. HERRERA, S. MERCERON	
Chapitre 3	
<b>La satisfaction dans l'emploi. Une mesure de la qualité de l'insertion professionnelle en regard des aspirations</b> .....	125
M. RAZAFINDRAKOTO, F. ROUBAUD	
Chapitre 4	
<b>Vulnérabilité au travail et revenus</b> .....	151
P. BOCQUIER, C.-J. NORDMAN, A. VESCOVO	
<b>Partie 2</b>	
<b>INÉGALITÉS SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL</b> .....	175
Chapitre 5	
<b>Éducation et marchés du travail</b> .....	177
M. KUÉPIÉ, C.-J. NORDMAN, F. ROUBAUD	

Chapitre 6		
<b>Segmentation des marchés du travail.</b>		
<b>Une approche par les distributions.....</b>		201
M. BARLET		
Chapitre 7		
<b>Travail domestique et emploi : quel arbitrage pour les femmes ?</b>		231
J. HERRERA, C. TORELLI		
Chapitre 8		
<b>Réduire l'inégalité des chances sur le marché urbain du travail : une question d'éducation ? .....</b>		261
L. PASQUIER-DOUMER		
Chapitre 9		
<b>Inégalités de rémunérations entre sexes et entre groupes ethniques .....</b>		283
C.-J. NORDMAN, A.-S. ROBILLIARD, F. ROUBAUD		
<b>Partie 3</b>		
<b>STRATÉGIES D'ADAPTATION ET RÉPONSES DES MÉNAGES.....</b>		311
Chapitre 10		
<b>Pourquoi migrent-ils ? Auto-sélection des migrants et rendements de l'éducation .....</b>		313
P. DE VREYER, F. GUBERT, F. ROUBAUD		
Chapitre 11		
<b>Les migrants de retour valorisent-ils leur capital ? .....</b>		339
P. DE VREYER, F. GUBERT, A.-S. ROBILLIARD		
Chapitre 12		
<b>Travail, scolarisation et activité domestique : quel arbitrage pour les enfants ?.....</b>		363
P. DE VREYER, F. GUBERT, N. RAKOTO-TIANA		
Chapitre 13		
<b>Travailler à l'âge de la retraite ?.....</b>		387
P. ANTOINE		
<b>Conclusion générale.</b>		
<b>Quelques pistes de recherche pour aller plus loin.....</b>		413
P. DE VREYER, F. ROUBAUD		
<b>Bibliographie.....</b>		423
<b>Les auteurs.....</b>		451
<b>Les sigles.....</b>		453

# Remerciements

Philippe DE VREYER  
François ROUBAUD

Aventure des temps modernes, la rédaction de cet ouvrage aura ressemblé à s’y méprendre, en temps comme en embûches rencontrées en chemin, au retour d’Ulysse vers sa chère Ithaque. Nous aussi, nous avons eu notre guerre de Troie qui heureusement n’a pas duré dix ans. Cet amont, ce fut la réalisation des *enquêtes 1-2-3* qui ont servi de matériaux de base à ce livre. Heureusement nous n’étions pas seuls. Saluons ici nos frères statisticiens, partenaires et alliés indéfectibles dans la gestation, la promotion, la réalisation et l’analyse des premiers résultats d’enquêtes : experts d’Afristat (avec une mention spéciale pour Lamine Diop, directeur général au moment du lancement du projet Parstat en Afrique de l’Ouest), cadres des INS et chercheurs du pôle statistique de Dial ; tous se reconnaîtront. Rappelons qu’à cette époque, s’engager dans une opération lourde de collecte de données était un investissement que peu de centres de recherche considéraient comme digne d’être poursuivi. Les lignes ont un peu bougé depuis, grâce notamment à la vogue des protocoles d’évaluation d’impact, même si l’alliance avec la statistique publique est toujours aussi peu prisée, malgré ses effets positifs en termes de renforcement des capacités.

L’idée de cet ouvrage est née en 2004. Peut-être que les auteurs des différents chapitres, compagnons de fortune et d’infortune, n’auraient pas embarqué s’ils avaient su que la route serait si longue. Nous les remercions de nous avoir gardé leur confiance, jusqu’à destination finale. Nous exprimons aussi une pensée à trois équipiers (Gilles Spielvogel, Jean-Pierre Cling et Lisa Chauvet) que, pour diverses raisons, nous n’avons pas su amener à bon port. Nous tirons également notre chapeau aux directions successives de Dial qui, au fil des ans, n’ont jamais douté ou, au moins, n’ont jamais exprimé de doutes publiquement. D’autres personnes ont joué un rôle plus ponctuel mais tout aussi décisif : Robert Peccoud, directeur de la recherche à l’AFD, qui a soutenu le projet financièrement,

à un moment où Dial connaissait de sérieux remous institutionnels ; Diane Bertrand, notre traductrice vers l'anglais depuis tant d'années qui, elle aussi, a navigué de Charybde en Scylla : elle a non seulement accepté, aussi fidèlement que se peut, de restituer dans la langue de Shakespeare les circonvolutions de la langue de Molière, mais s'est aussi résolue à voir sa prose sérieusement remaniée par ses cousines américaines en charge de la formater au standard des publications de la Banque mondiale ; nos trois relecteurs anonymes (dont on taira le nom puisqu'ils sont anonymes, mais sûrement ni sourds ni aveugles) ; nos éditeurs respectifs des versions française et anglaise (Philippe Cabin, Thomas Mourier, Stephen McGroarty et Janice Tüten) et, derrière eux, leurs institutions de rattachement (AFD, IRD et Banque mondiale) ; Michelle Saint-Léger (IRD) pour l'illustration de couverture ; nos relectrices, Barbara Karni pour la version anglaise et tout particulièrement Catherine Plasse (IRD) pour la version française qui, en dépit de son aversion viscérale pour les chiffres, s'est rendue à nos raisons ; nos deux « préfaceurs » et nos trois « soutiens » prestigieux qui apparaissent en 4<sup>e</sup> de couverture ; même Coryne Ajavon-Écoué, secrétaire de Dial, s'est prêtée au jeu.

En touche plus intimiste, nous rendons hommage à nos famille respectives : nos compagnes qui se sont refusées à envisager le divorce – même si la perspective de partager les droits d'auteurs a sûrement rendu la décision plus facile – et nos enfants, que nous n'avons pas vu grandir. Profitons-en pour nous congratuler mutuellement mais modestement : Philippe, ton enthousiasme proverbial a été mon moteur ; François, ton sens inné de la mesure a permis de canaliser mes élans.

Enfin, nous n'oublions pas les centaines d'enquêteurs mobilisés et surtout les dizaines de milliers de ménages, d'hommes et de femmes, qui ont donné sans contrepartie de leur temps précieux pour répondre aux enquêtes, ainsi que nos futurs lecteurs, un peu moins nombreux mais tout aussi courageux.

À ce moment précis, nous nous arrêtons un instant pour dire à tous merci.

# Préface

Martin RAMA

Directeur du *Rapport sur le développement dans le monde 2013 :  
l'emploi dans l'économie mondiale* (BANQUE MONDIALE)

L'émergence de villes dynamiques est un enjeu déterminant pour l'avenir de l'Afrique subsaharienne. Si l'amélioration significative de la productivité agricole est la condition première d'une réduction de la pauvreté (la majorité de la population du continent vivant en zone rurale), le dynamisme des villes est un facteur majeur pour accroître leur capacité d'accueil. Dans les années à venir, les flux migratoires vers les centres urbains devraient se maintenir à un niveau élevé. Mais si les villes ne jouent pas leur rôle, les conditions de vie des travailleurs urbains deviendront de plus en plus précaires. En l'absence de pôles économiques dynamiques, le recul de la pauvreté rurale se traduira directement par une pauvreté urbaine accrue. Les sources du dynamisme des villes ne sont pas simples à identifier. Certains pointeront un accès aisé au foncier, d'autres la qualité des infrastructures, d'autres enfin insisteront sur les services publics de connexion au monde (transports, téléphonie, internet). Mais tous seront d'accord pour souligner l'importance de marchés du travail qui fonctionnent bien. En fait, on peut raisonnablement avancer que la plupart des externalités qu'apportent les économies d'agglomération transitent par les marchés urbains du travail. C'est ce qui rend cet ouvrage de recherche sur *Les marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne* aussi opportun.

Un marché du travail qui fonctionne bien n'est pas nécessairement synonyme d'un marché du travail formel. En Afrique subsaharienne, le gros des activités économiques sont informelles (au sein de micro-entreprises ou en tant que travailleur indépendant), viennent ensuite les emplois du secteur public. L'informalité est donc la norme. Un grand nombre de travailleurs et d'unités économiques choisissent de rester en dehors du contrôle de l'État simplement parce qu'il leur serait trop coûteux de se soumettre à la législation. Et dans de nombreux cas, les obliger à respecter ces règles ne se traduirait pas par une plus grande efficacité économique, même s'ils devaient contribuer au financement des biens publics dont ils profitent. Il est essentiel de tenir compte de cette réalité et d'éviter une vision normative de la formalité lorsque l'on analyse les

marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne. Il est bien plus intéressant de se centrer sur la manière dont activités formelles et informelles coexistent, et le plus souvent interagissent. C'est justement l'approche retenue dans cet ouvrage et qui fournit une raison supplémentaire de le saluer.

La méthodologie employée est une autre de ces raisons. Dans les pays industrialisés, on a pris l'habitude de considérer les marchés du travail comme le lieu où l'offre et la demande se rencontrent. Les enquêtes-ménage sont mobilisées pour comprendre l'offre de travail et les enquêtes-entreprise pour traiter de la demande. Souvent, la même approche est utilisée dans les pays en développement. Le problème est que les enquêtes-entreprise ne couvrent généralement que le secteur formel, les rendant totalement inappropriées dans des contextes où l'informalité est la norme. En fait, dans un environnement où l'emploi à son propre compte et les micro-entreprises constituent le mode dominant d'insertion sur le marché du travail, la frontière même entre offre et demande de travail devient floue. À contrario, cet ouvrage se base sur les *enquêtes 1-2-3*, dont Dial a été le pionnier à les développer. Le grand mérite de ces enquêtes est de partir des activités économiques des ménages pour identifier et enquêter un sous-échantillon d'unités de production correspondantes, qu'elles soient formelles ou non. Bien que les résultats de cet ouvrage reposent seulement sur la composante « ménages » de l'édifice des *enquêtes 1-2-3*, le principe est le bon, et cela ouvre de nombreuses perspectives de recherche.

Les résultats eux-mêmes sont d'un grand intérêt. Ils montrent que des niveaux d'éducation plus élevés sont toujours associés à de meilleures rémunérations, quel que soit le pays considéré, de l'Afrique de l'Ouest au Cameroun, en passant par la République démocratique du Congo et Madagascar. Ils soulignent que l'ethnicité est un déterminant des revenus moins important qu'on aurait pu le craindre. Ils montrent que les activités informelles ne se résument pas seulement à des stratégies de survie, et qu'on y trouve un certain nombre de véritables micro-entrepreneurs. Ils révèlent également que les migrants de retour des pays développés s'intègrent mieux que les personnes qui n'ont pas migré ou les migrants régionaux. À travers ces études aux angles diversifiés, les marchés du travail d'Afrique subsaharienne apparaissent plus efficaces que ce qu'on à l'habitude de penser. En parallèle, l'ouvrage met en lumière le poids des conditions héritées et l'importance des réseaux dans l'accès aux postes très convoités du secteur formel, marque de la persistance d'une économie de privilèges.

Au-delà de ses résultats spécifiques, ce livre propose un cadre analytique de grande qualité pour tous ceux qui travaillent sur les questions d'emploi en Afrique. La rigueur dans l'utilisation et l'analyse des données, le choix des techniques économétriques adaptées aux questions traitées et l'interprétation nuancée des résultats devraient servir de modèles aux chercheurs et aux conseillers de politique économique dans la région. En dépit de leur importance, les marchés du travail constituent un domaine d'étude relativement nouveau en Afrique subsaharienne. On ne peut que formuler le souhait que cet ouvrage serve de source d'inspiration à d'autres pour élargir les frontières de la connaissance sur ce thème.

# Préface

Moubarack LO

Ministre

Directeur de cabinet adjoint du président de la république du Sénégal

La question de l'emploi est au cœur des processus de développement. Si la croissance reste évidemment centrale, assurer son caractère inclusif et durable est un objectif que tout pays doit chercher à garantir à sa population. Favoriser la création d'emplois de qualité, en nombre suffisant, est donc une tâche essentielle à laquelle doivent s'atteler en priorité les décideurs politiques. S'ils ne le font pas, ils exposent leur pays au risque de voir la cohésion sociale se dégrader et, partant, d'entrer dans un cycle non maîtrisable d'instabilité politique. Plus largement, toute stratégie de lutte contre la pauvreté, dans laquelle la plupart des pays du continent africain se sont engagés, ne peut être réussie si les revenus du travail, qui constituent la principale (sinon la seule) ressource des plus démunis, ne s'améliorent pas.

Ces considérations théoriques ont malheureusement été, jusqu'à peu, largement ignorées en Afrique, et rares sont les pays qui se sont dotés de politiques d'emploi dignes de ce nom.

Les choses sont heureusement en train de changer. Bien que récente, la reconnaissance de l'importance du rôle joué par les marchés du travail peut être appréciée à l'aune du nombre de publications emblématiques qui s'y attachent. Pour n'en citer que deux, nous mentionnerons le *Rapport sur le développement dans le monde* (BANQUE MONDIALE, 2012 b) entièrement consacré à l'emploi, ou encore le rapport sur les *Perspectives économiques de l'Afrique* (BAD *et al.*, 2012), dont le thème spécial porte sur la promotion de l'emploi des jeunes ; sa présentation publique en novembre 2012 à Dakar a d'ailleurs suscité des débats passionnés. Cet intérêt de la communauté internationale du développement pour l'emploi rencontre les préoccupations nationales, comme en atteste le cas du Sénégal. Dans ce pays, qui amorce une nouvelle étape de sa transition politique, l'élection du président Macky Sall, qui m'a fait l'honneur de me confier des

responsabilités en matière de politique de développement, a suscité un immense espoir, que nous aurons à cœur de ne pas décevoir. Il est important de rappeler le rôle central joué par la jeunesse, trop longtemps oubliée et négligée par le pouvoir précédent, dans ce succès. Ce sont bien ces jeunes, souvent qualifiés mais ne trouvant pas d'emploi à leur mesure, qui ont été le principal moteur du changement au Sénégal.

Dans d'autres pays du continent, en Tunisie par exemple, la question de l'emploi des jeunes est considérée, à posteriori, comme un élément qui a joué un rôle clé dans la transition politique appelée « le printemps arabe ». Mais, au-delà de la prise de conscience, il s'agit, pour les pays africains, de définir puis de mettre en œuvre d'ambitieux programmes de promotion de l'emploi et des activités génératrices de revenus. Il faut tout à la fois améliorer la qualification des jeunes, en mettant sur pied des centres de formations professionnelles sur toute l'étendue du territoire, adapter les *curricula* scolaires et universitaires aux besoins du marché du travail, et accompagner les porteurs de projets, notamment les jeunes et les femmes, par des facilités de crédit (notamment des fonds de garantie).

Autant dire que dans ce contexte, continental et national, l'ouvrage *Les marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne* vient à point nommé. En effet, la prise de décision suppose en amont l'existence d'informations et d'analyses de qualité pour asseoir le diagnostic et agir efficacement. C'est justement ce à quoi s'attelle ce livre collectif avec une réussite certaine. En mobilisant une série d'enquêtes représentatives originales, parfaitement comparables, portant sur onze métropoles de dix pays du continent, les auteurs nous proposent un parcours passionnant, large et diversifié, à travers toute une série de thématiques intimement liées à la problématique du marché du travail. Après une introduction générale qui présente les enjeux, les données, les méthodes et une brève synthèse des résultats, le premier chapitre brosse un tableau complet des principales caractéristiques et interrogations que suscite le fonctionnement des marchés du travail dans l'Afrique urbaine d'aujourd'hui. Sur des bases empiriques solides, cette revue nous permet de tordre le cou à nombre d'idées reçues, par exemple sur le poids et le rôle du secteur informel ou sur les spécificités du chômage en Afrique, pour ne citer que quelques exemples. En soulevant un certain nombre de questions, elle ouvre la voie aux douze chapitres suivants, dont chacun analyse en profondeur une thématique bien précise. Ce panorama presque complet nous permet de mieux comprendre des questions aussi diverses que les rendements de l'éducation, la segmentation, les discriminations ethniques et de genre, la vulnérabilité et la satisfaction au travail, le rôle des migrations, le travail domestique et celui des enfants, la mobilité sociale et professionnelle, etc. Au-delà de cet ensemble, impressionnant par sa diversité et sa cohérence, la qualité des analyses mérite d'être louée. En particulier, les auteurs, tous des spécialistes reconnus dans leur domaine respectif (d'ailleurs une bonne partie des chapitres ont été publiés, sous une forme plus académique, dans les meilleures revues spécialisées de rang international), se sont attachés à rendre accessible au lecteur non initié les raisonnements et les principales

conclusions obtenues, sans s'appesantir inutilement sur les méthodes employées, pourtant souvent très sophistiquées. L'approche comparative adoptée présente le double avantage de mettre en lumière les régularités structurelles qui se retrouvent avec plus ou moins de constance d'un pays à l'autre, mais également les spécificités propres à chaque contexte national. Il n'y a pas une Afrique mais des Afriques. J'ai évidemment scruté avec un intérêt particulier la position relative du Sénégal parmi ses pairs.

À ma connaissance, aucune entreprise de ce type n'a été entreprise auparavant. Elle comble donc une lacune et l'effort doit être poursuivi. Chacun y trouvera son compte, en fonction de ses compétences et de ses centres d'intérêt. J'y ai personnellement trouvé matière à réflexion, aussi bien d'un point de vue général, que dans la perspective qui est la mienne aujourd'hui, celle d'aider à résoudre l'équation de l'emploi au Sénégal, un défi redoutable. Je ne peux que souscrire à la volonté des auteurs qui affirment ne pas souhaiter proposer *un prêt à penser*, avec son lot de recommandations de politiques uniformes à appliquer en tout lieu et en toutes circonstances. Cependant, la matière de base qu'ils nous soumettent est une source inestimable d'inspiration pour la création et la mise en place de politiques favorables à l'emploi. En conséquence, je ne peux qu'inviter les décideurs africains et, au-delà, le plus large public à s'emparer de cet ouvrage pour approfondir leurs connaissances de la question de l'emploi et, par là, développer des politiques adaptées et/ou enrichir le débat démocratique dans nos sociétés sur un thème central qui est amené à nous occuper pour de nombreuses années encore. J'appelle également nos chercheurs à s'inspirer de cette initiative originale.



# Introduction générale

## Une analyse comparée des marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne

*Philippe DE VREYER*

*François ROUBAUD*

L'Afrique au sud du Sahara comptait en 2010 une population de 854 millions d'habitants (BANQUE MONDIALE, 2012 a). Le maintien de taux de fécondité à un niveau relativement élevé, favorisé par le fait que 42 % de la population sont âgés de moins de 15 ans, entraîne une forte croissance démographique (2,5 % en moyenne en 2010). Parallèlement, l'Afrique subsaharienne (ASS) compte aujourd'hui la proportion de pauvres la plus élevée du monde avec 47,5 % de la population qui disposaient de moins de 1,25 dollar par jour en parité de pouvoir d'achat en 2008. C'est d'ailleurs le seul continent où le nombre de pauvres est aujourd'hui encore en augmentation.

La réduction de l'extrême pauvreté et de la faim est le premier des huit Objectifs du millénaire pour le développement (OMD), dont la liste a été adoptée par les États membres de l'ONU en septembre 2000. La réalisation de cet objectif se décline suivant trois cibles : 1) Réduire de moitié, entre 1990 et 2015, la proportion de la population dont le revenu est inférieur à un dollar par jour ; 2) Réduire de moitié, entre 1990 et 2015, la proportion de la population qui souffre

de la faim ; et enfin 3) Assurer le plein-emploi et la possibilité pour chacun, y compris les femmes et les jeunes, de trouver un travail décent et productif. Naturellement, ces trois cibles sont étroitement reliées : la pauvreté monétaire est un facteur essentiel de malnutrition et elle-même dépend de l'accès à un emploi rémunérateur. En Afrique subsaharienne, selon les données disponibles, 55 % des femmes et 79 % des hommes en âge de travailler étaient employés en 2007 (UNITED NATIONS ORGANIZATION, 2008). Ces taux sont légèrement supérieurs à la moyenne des pays développés (respectivement 49 % et 64 %) et en développement (49 % et 77 %). Le manque d'accès au travail n'est donc pas la cause essentielle de la pauvreté sur le sous-continent africain. Un examen plus attentif montre cependant que c'est en Afrique du sud du Sahara que la proportion de travailleurs pauvres est la plus importante : en 2007, avant la crise financière internationale, 51 % des personnes employées vivaient avec moins de 1 dollar par jour en parité de pouvoir d'achat, ce pourcentage ayant à peine baissé en dix ans (56 % en 1997). La moyenne des pays en développement (PED) était alors de 20 % et en rapide régression par rapport à 1997 où cette proportion atteignait 31 %. Si la fiabilité des informations existantes est sujette à caution (voir ci-dessous), elles fournissent néanmoins des ordres de grandeur qui ne doivent pas être remis en question. Aussi, plus que l'accès à l'emploi, ce sont donc les conditions d'emploi qui sont à l'origine du maintien à un niveau très élevé des taux de pauvreté en Afrique subsaharienne.

## Une somme nécessaire

L'objectif de cet ouvrage est de contribuer à l'accumulation des connaissances sur le fonctionnement des marchés du travail urbain en Afrique subsaharienne : quelles sont les personnes qui n'ont pas accès à l'emploi ou bien sont employées en deçà de leurs capacités ? L'éducation permet-elle d'obtenir de meilleures conditions d'emploi ? Quelles opportunités offrent les marchés du travail pour progresser dans l'échelle sociale ? Le manque d'emploi (de bonne qualité) des adultes, et la pauvreté qu'il implique, est-il une des raisons de la prévalence du travail infantile ? Les femmes et les membres des minorités ethniques ont-ils le même accès au marché du travail que les autres ? Comment le secteur formel cohabite-t-il avec le secteur informel ? Quel rôle joue la migration dans le fonctionnement des marchés du travail ? Existe-t-il des traits communs à l'ensemble des marchés du travail urbain en Afrique, ou bien chaque pays est-il un cas particulier ? Telles sont, sans ordre de priorité, quelques-unes des questions qui sont traitées dans cet ouvrage.

Même si tenter de répondre dans un même ouvrage à un éventail aussi large de questions constitue un défi particulièrement ambitieux, une telle somme était nécessaire. Bien que l'emploi soit la principale source de revenu à la disposition des pauvres pour vivre, les connaissances sur le fonctionnement des marchés

du travail en Afrique sont au mieux lacunaires, véhiculant nombre d'idées reçues et bien souvent fausses. Ainsi, en dépit de leur rôle unanimement reconnu de courroie de transmission entre la dynamique macro-économique et la pauvreté, les marchés africains du travail restent largement méconnus faute de données adéquates. Nombre de projets de recherche qui ont été lancés dans ce domaine au cours des trois dernières décennies sont venus butter sur cette contrainte et, de ce fait, n'ont pas débouché sur des résultats significatifs. À titre illustratif, sur les 25 chapitres d'un ouvrage récent intitulé *Labor Markets and Economic Development* (KANBUR et SVEJNAR, eds, 2009), qui présente une bonne synthèse de la question, seuls 3 concernent l'Afrique subsaharienne (hors Afrique du Sud, exception non représentative du sous-continent<sup>1</sup>). Et encore, aucun n'est basé sur des enquêtes-emploi, qui constituent pourtant dans le reste du monde, la source de données privilégiée de ce champ thématique. Trop souvent, les travaux sur le marché du travail (concentrés essentiellement dans quelques pays d'Afrique anglophone) portent sur quelques centaines d'entreprises formelles, elles-mêmes non représentatives. Quand on sait que le secteur informel (non agricole) représente de 50 % à 80 % de l'emploi urbain (voir chapitre 1), que l'emploi agricole (et dans le secteur informel) est massivement prédominant en milieu rural, qu'en conséquence l'emploi dans le secteur formel ne « pèse » que quelques pourcents de l'emploi total en ASS, on mesure à quel point ce type d'études est loin de traiter la question de manière satisfaisante.

Le projet RPED (*Regional Program on Enterprise Development*), et ses avatars, est symptomatique à cet effet. Lancé au début des années 1990 par la Banque mondiale dans une dizaine de pays d'ASS, il consiste dans la réalisation d'enquêtes appariées (employeurs/employés) et à passages répétés auprès de quelques centaines d'entreprises du secteur manufacturier formel (BIGSTEN et SÖDERBOM, 2005). Ce programme a incontestablement fourni un certain nombre de résultats intéressants et originaux (FAFCHAMPS et SÖDERBOM, 2006 ; VAN BIESEBROECK, 2007 ; NORDMAN et WOLFF, 2009 a et b, pour ne citer que quelques publications récentes). Le problème survient lorsque ces derniers sont censés éclairer le fonctionnement des marchés du travail dans leur ensemble et les « bonnes » politiques publiques à mettre en œuvre (MAZUMDAR et MAZAHERI, 2002). Le pas est vite franchi (implicitement ou explicitement) si l'on fait abstraction du caractère tout à fait marginal du secteur industriel formel, qui représente de l'ordre de 1 % à 2 % de l'emploi total au niveau national dans la plupart des pays d'Afrique subsaharienne ! Les *enquêtes 1-2-3* mobilisées dans cet ouvrage permettent d'en quantifier précisément le poids dans onze métropoles africaines.

En premier lieu, l'emploi industriel du secteur formel (y compris le secteur public et para-public) représente moins de 5 % de l'ensemble des emplois dans les principales métropoles, soit une part tout à fait marginale. En second lieu,

1. La concentration des travaux sur l'Afrique du Sud donne une vision totalement déformée des marchés du travail en Afrique subsaharienne, tant ce pays, avec son taux de chômage parmi les plus élevés du monde, sa relativement faible part du secteur informel urbain et de l'agriculture familiale en zone rurale, constitue une exception par rapport au reste du continent.

Tableau I  
Part de l'emploi manufacturier formel dans 11 métropoles africaines

		Afrique de l'Ouest					Afrique centrale			Océan Indien	
Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
<i>Emploi industriel du secteur formel dans l'emploi total (%)</i>											
2,2	4,8	6,1	3,7	3,6	6,2	2,7	<b>4,9</b>	7,6	11,0	4,5	18,4
<i>Emploi industriel du secteur informel dans l'emploi industriel total (%)</i>											
87,7	74,5	68,7	81,7	86,3	77,9	86,9	<b>77,6</b>	59,6	50,9	69,7	46,3
<i>Emploi salarié du secteur informel dans l'emploi salarié (%)</i>											
31,2	32,1	42,7	35,1	29,0	43,9	37,0	<b>39,5</b>	25,2	24,2	25,6	22,4

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I : UEMOA, 2001-2002, INS, Afristat, Dial ; Madagascar, 2001, Instat, Dial ; Cameroun, 2005, INS, Dial ; RDC : 2005, INS, Dial ; nos propres calculs.

le secteur informel compte pour plus des deux tiers des emplois industriels (jusqu'à 78 % en Afrique de l'Ouest). Contrairement à l'idée reçue, l'industrie en Afrique subsaharienne est avant tout une affaire de secteur informel (voir chapitre 1). Enfin, même au sein du salariat, le secteur informel pèse plus du quart du total de l'emploi (et 40 % en Afrique de l'Ouest). Le taux de salarisation n'est donc pas un bon indicateur du secteur formel. Une prise en compte exhaustive et pertinente du secteur informel constitue donc un impératif pour qui veut traiter des marchés du travail urbain en ASS, ce qui est fait dans cet ouvrage (voir ci-dessous).

Si le manque de données constitue un puissant facteur explicatif du faible nombre de travaux sur les marchés africains du travail, il n'est pas le seul en cause. Il interagit avec d'autres facteurs. Ce champ de recherche a largement pâti du désintérêt de la communauté du développement (chercheurs, décideurs) au tournant des années 2000, au profit de nouvelles thématiques. Ainsi, à la fin des années 1980 et durant la décennie suivante, la question de l'ajustement structurel sur le front des politiques a donné lieu à de nombreuses publications (HORTON *et al.*, eds, 1994). Le *Rapport sur le développement dans le monde* consacré au travail (BANQUE MONDIALE, 1995) a joué un rôle catalyseur. Dans ce contexte, la problématique dominante était de tester si, et bien souvent de démontrer que, les marchés du travail étaient trop rigides (rigidités des salaires nominaux ou réels, inélasticité au chômage, écart élevé de rémunération en faveur du secteur formel, régulations trop lourdes, etc.) et, qu'en conséquence, il fallait les libéraliser en assouplissant le droit du travail (procédures de recrutement et de licenciement, salaires minimaux, protection sociale, etc.). Parmi les PED, l'ASS et, au sein de l'ASS, les pays de la zone franc avant la dévaluation de 1994 faisaient figure d'épouvantail (RAMA, 2000). Cet ajustement fut accompli, sans que les effets attendus (reprise de la croissance de l'emploi formel et des salaires) ne se manifestent (KINGDON *et al.*, 2006). Force fut donc de conclure que les marchés africains du travail n'étaient finalement pas si rigides qu'on le supposait, les fameuses *binding constraints* (« contraintes mordantes ») comme elles sont qualifiées dans la littérature en anglais (TEAL, 2000 ; BAD *et al.*, 2012). Dans le même temps, quelques économistes hétérodoxes, en lien avec les grandes agences des Nations unies, tentaient d'alerter sur les effets dévastateurs de l'ajustement structurel en parlant de la nécessité d'un ajustement social (RODGERS, ed., 1989 ; STANDING et TOKMAN, eds, 1991), une déclinaison locale, appliquée au marché du travail, du fameux « ajustement à visage humain » prôné par CORNIA *et al.*, 1987.

Aussi, à la fin des années 1990, quand la rhétorique de l'ajustement structurel eut fait long feu, le débat s'est déplacé du marché du travail vers la pauvreté, dont la réduction est devenue le cœur des politiques de développement, aussi bien au niveau international que national (CLING *et al.*, 2003). Rares sont les Documents stratégiques de réduction de la pauvreté (DSRP) qui font mention de politiques d'emploi spécifiques. Ce n'est finalement que très récemment (fin des années 2000) que les vertus de marchés du travail efficaces pour réduire la pauvreté ont été redécouvertes, et que des politiques nationales d'emploi ont

été mises en place dans un certain nombre de pays ; la plupart du temps sans dispositif adapté pour en évaluer l'impact. Tout dernièrement, la crise financière internationale (2008-2009), avec ses effets désastreux sur l'emploi dans les pays développés, a joué un rôle de catalyseur en remettant les marchés du travail au cœur de l'agenda du développement. À l'échelle internationale, le *Rapport sur le développement dans le monde 2013*, intitulé *L'emploi dans l'économie mondiale* (BANQUE MONDIALE, 2012 b), et le chapitre thématique du rapport annuel sur les perspectives économiques de l'Afrique 2012 (BAD *et al.*, 2012), consacré à l'emploi des jeunes, sont des initiatives importantes qu'il convient de saluer. Néanmoins, ce nouvel engouement ne s'est pas encore traduit par un regain massif d'études sur ce thème, notamment faute de données.

Dans ce livre collectif, les auteurs mobilisent une série unique d'enquêtes 1-2-3 parfaitement comparables, réalisées simultanément dans les principales agglomérations de sept pays d'Afrique de l'Ouest ainsi que dans trois autres pays du continent (Cameroun, Madagascar, République démocratique du Congo) dans la première moitié des années 2000. Des résultats originaux et novateurs sont présentés sur le fonctionnement du marché du travail, en faisant appel à des méthodes statistiques et économétriques fondées sur les meilleures pratiques en vigueur. Dans la mesure où les informations de base sur les marchés du travail sont limitées, chaque chapitre commence par une présentation détaillée des statistiques descriptives apportant un éclairage sur un aspect spécifique du fonctionnement du marché du travail. Des comparaisons spatiales sont systématiquement conduites. Les sections descriptives sont suivies d'analyses approfondies sur un large spectre de thématiques allant de la segmentation à la satisfaction dans l'emploi.

À l'exception notable d'un rapport produit au début des années 1990 par l'Institut international d'études sociales de Genève (LACHAUD, éd., 1994), il n'existe aucune étude présentant un panorama détaillé des marchés du travail en Afrique subsaharienne. Ce n'est guère étonnant. En effet, comme nous l'avons déjà souligné, l'absence de données harmonisées et régulières sur la situation de l'emploi en Afrique rend difficile l'établissement d'un diagnostic précis, préalable indispensable à toute définition d'une politique de développement favorable à la lutte contre la pauvreté. Une idée précise de la pauvreté des statistiques sur l'emploi en Afrique subsaharienne peut être obtenue en examinant le rapport annuel sur l'emploi produit par l'Organisation internationale du travail (ILO, 2010 a et b) : pour la période 1991-2008, seuls 11 des 45 pays du sous-continent africain sont en mesure de fournir la valeur du taux de chômage de la population active pour au moins trois années, et les statistiques de l'emploi y sont totalement absentes sur la période pour 16 pays. Aucune autre région en développement ne présente une carence de cette ampleur. Ainsi, alors que dans la plupart des pays, principalement les pays développés mais également les PED ou les pays en transition d'Amérique latine, d'Asie, d'Afrique du Nord, l'enquête-emploi est au cœur de l'appareil statistique d'enquête sur les activités économiques des ménages, rares sont les pays d'Afrique subsaharienne à avoir adopté un tel dispositif (l'Afrique du Sud constituant une exception notable à

cet égard). De nombreux facteurs expliquent cette lacune (ROUBAUD, éd., 1994 ; RAKOTOMANANA *et al.*, 2003 ; RAZAFINDRAKOTO et ROUBAUD, 2003 ; BRILLEAU *et al.*, 2005 a ; RAZAFINDRAKOTO *et al.*, 2009). Parmi ces derniers, on mentionnera l'effet d'éviction provoqué par la multiplication des enquêtes sur les conditions de vie de type LSMS (*Living Standard Measurement Studies*) ; ces enquêtes, promues par la Banque mondiale dans un contexte de rareté des ressources financières et humaines des Instituts nationaux de statistique (INS), se montrent pourtant peu adaptées (à ce jour) à l'analyse du marché du travail (voir la conclusion générale de cet ouvrage pour des propositions dans ce domaine).

À cette carence des appareils statistiques s'ajoutent des difficultés conceptuelles liées aux spécificités des marchés du travail des économies en développement. En effet, ces marchés, et tout particulièrement ceux des pays de l'Afrique au sud du Sahara, diffèrent de ceux des pays développés par le faible développement de l'emploi salarié et, à contrario, par l'importance de l'auto-emploi ; leur autre spécificité est l'existence d'une segmentation apparente entre un secteur dit formel, regroupant des entreprises « modernes » connues des pouvoirs publics, et un secteur dit informel, regroupant des entreprises « traditionnelles » opérant sans respecter la législation en vigueur (droit du travail, droit des entreprises, fiscalité, etc.). Par ailleurs, la protection des travailleurs y est nettement moins étendue : l'assurance chômage, quand elle existe (soit dans une infime minorité de pays, parmi les plus riches du continent), est réservée à une fraction largement minoritaire de la population travaillant dans le secteur formel, et peu de travailleurs souscrivent une assurance retraite ou sont protégés contre le risque de maladie. Les services publics de l'emploi sont peu développés, mal connus du public lorsqu'ils existent, et la recherche d'un travail passe en général par la famille ou le réseau social du chercheur d'emploi.

L'absence de respect de la réglementation par le secteur informel crée une porosité entre ce secteur et l'inactivité, de sorte que la frontière entre activité et inactivité est floue et rend en partie invalide la notion de chômage, au sens habituel du terme tel que défini par le Bureau international du travail (BIT). Par exemple, selon les *enquêtes 1-2-3*, au début des années 2000, dans les capitales des sept pays francophones de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA), seuls 35 % des travailleurs occupés étaient salariés, les autres 65 % étant des travailleurs indépendants (petits patrons ou travailleurs à leur propre compte), qui avaient créé leur propre emploi, ou des aides familiaux non rémunérés. Ainsi le plus souvent, rechercher un emploi en Afrique revient à s'appuyer sur un réseau informel pour recueillir les informations et le capital nécessaires au démarrage d'une petite activité de service ou de commerce sans échoppe. L'importance de l'auto-emploi se double d'une forte propension à employer les membres de la famille dans l'activité informelle, de sorte qu'une partie non négligeable des actifs occupés sont des aides familiaux non rémunérés, difficiles à classer dans les nomenclatures habituelles. Enfin, dans les zones rurales, l'activité connaît d'importantes fluctuations saisonnières, de sorte que la période de référence de 7 jours généralement employée pour caractériser l'activité n'est pas pertinente.

La mesure des rémunérations est également malaisée. Les personnes qui travaillent dans le secteur informel exercent leur activité dans des unités de production qui ne tiennent pas de comptes. Pour cette raison, appréhender les gains d'un travailleur informel en lui demandant quelle somme il a gagné au cours des 30 derniers jours a toutes les chances de conduire à une réponse éloignée de son véritable revenu sur cette période, parce que les notions de valeur ajoutée et de consommations intermédiaires sont difficiles à définir et à mesurer dans le cadre d'unités de production informelles (UPI). À ce problème s'ajoute celui de la fluctuation importante des activités que connaissent les UPI, qui rend hasardeuse toute extrapolation du revenu mesuré sur un mois à une mesure annuelle.

Pour toutes ces raisons, la connaissance de l'emploi en Afrique subsaharienne nécessite le développement d'un outil statistique particulier, mieux en mesure de cerner les spécificités des marchés du travail sur le sous-continent.

## Les enquêtes 1-2-3 : un outil de connaissance des marchés du travail en Afrique

Basée sur le principe de la greffe d'enquêtes, l'*enquête 1-2-3* est un système de trois enquêtes imbriquées, visant différentes populations statistiques : les individus, les unités de production, les ménages. L'enquête reprend le principe de la modularité des enquêtes mixtes (ménages/entreprises) et propose des extensions. En outre, étant donné les caractéristiques de la phase 2, l'*enquête 1-2-3* peut également être considérée comme une enquête appariée employeurs/employés. La première phase de l'*enquête 1-2-3* est une enquête sur l'emploi, le chômage et les conditions de travail des ménages et des individus (phase 1 : enquête-emploi élargie). Elle permet de documenter et d'analyser le fonctionnement du marché du travail et est utilisée comme filtre pour la deuxième phase, où un échantillon représentatif des UPI est enquêté. Ainsi, dans la deuxième phase de l'enquête (phase 2 : enquête sur le secteur informel), les chefs des UPI identifiés lors de la première phase sont interrogés : l'enquête cherche à mesurer les principales caractéristiques économiques et productives des unités de production (production, valeur ajoutée, investissement, financement), les principales difficultés rencontrées dans le développement de l'activité, et quel type de soutien les entrepreneurs du secteur informel attendent des pouvoirs publics. Enfin, dans la troisième phase, une enquête spécifique sur les revenus et dépenses est administrée à un sous-échantillon de ménages sélectionnés lors de la phase 1, pour estimer le poids des secteurs formel et informel dans la consommation des ménages, par produits et par type de ménage (phase 3 :

enquête sur la consommation, la demande adressée aux secteurs formel et informel et la pauvreté). La phase 3 permet également l'estimation du niveau de vie des ménages et de la pauvreté monétaire, basée sur les revenus ou les dépenses.

L'originalité d'un tel schéma (en termes d'échantillonnage aussi bien que de questionnaire) mérite une présentation plus détaillée de la phase 1, dont l'ensemble des chapitres de ce volume est tiré (dans certains d'entre eux, les données de la phase 2 sont aussi mobilisées).

Au sein de la catégorie générale des enquêtes-emploi, la phase 1 de l'*enquête 1-2-3* présente des caractéristiques qui doivent être soulignées. Tout d'abord, la phase 1 est spécialement conçue pour mesurer le secteur informel et l'emploi. Concernant le secteur informel, une série de questions adressées à chacun des individus de la population active permet d'identifier ceux qui appartiennent à ce secteur. Les questions couvrent l'ensemble des critères retenus dans la définition internationale, c'est-à-dire le nombre de personnes employées dans l'entreprise, les différents types d'enregistrement (en fonction de la législation nationale) et le type de comptabilité (uniquement pour les travailleurs indépendants). Ces informations sont recueillies tant pour l'emploi principal que pour l'emploi secondaire. Cela donne beaucoup de souplesse dans la définition opérationnelle du secteur informel, qui peut varier en fonction de l'objectif de chaque étude (définition nationale, comparaison internationale, objectifs de recherche). Cela permet de produire des informations sur l'emploi total dans le secteur informel ainsi que sur le nombre d'unités de production informelles, en utilisant la variable de statut de l'emploi. Cette dernière information est indispensable pour sélectionner l'échantillon représentatif des UPI pour la phase 2. Pour la première fois donc, nous fournissons une mesure de l'emploi dans le secteur informel et de ses caractéristiques sur une base comparable et en phase avec les recommandations internationales du BIT en la matière (ILO, 1993). Dans cet ouvrage, *le secteur informel est défini comme l'ensemble des entreprises non constituées en société (entreprises des ménages) qui ne sont pas enregistrées ou qui ne tiennent pas de comptabilité formelle*. Plus généralement, la phase 1 fournit toutes les informations nécessaires par secteur institutionnel.

La phase 1 est également un instrument adapté pour mesurer l'emploi informel, c'est-à-dire l'ensemble des emplois non protégés (ILO, 2003). Outre l'emploi dans le secteur informel, le questionnaire permet de mesurer l'emploi informel dans le secteur formel en utilisant un ensemble de questions sur le type de protection lié à l'emploi : type de contrat de travail, fiche de paie, différents types d'allocation (en fonction du contexte national). Encore une fois, le questionnaire de la phase 1 permet une certaine souplesse sur les critères d'informalité à sélectionner en fonction des recommandations internationales.

L'attention portée à l'emploi informel et le secteur informel n'est évidemment pas exclusive d'autres indicateurs plus généraux sur le marché du travail. En particulier, la phase 1 de l'*enquête 1-2-3* permet d'obtenir les indicateurs plus classiques, tels que ceux portant sur l'activité, le chômage ou le sous-emploi.

Néanmoins, il est maintenant clairement établi que ces indicateurs, tout particulièrement le chômage ouvert, constituent des mesures inadaptées des tensions sur les marchés africains du travail (voir chapitres 1 et 2). Malheureusement, trop souvent encore, les enquêtes-emploi en Afrique, décalquant celles menées dans les pays développés, continuent à se focaliser sur ce phénomène, au détriment d'autres indicateurs (dont la question de l'informalité) bien plus pertinents dans les contextes locaux.

Enfin, même si elle peut être considérée comme une enquête légère, la phase 1 permet de collecter un large éventail d'informations. C'est un bon instrument pour mener une analyse approfondie de l'informalité sur le marché du travail : fonctions de gains et rendement du capital humain (éducation, expérience),

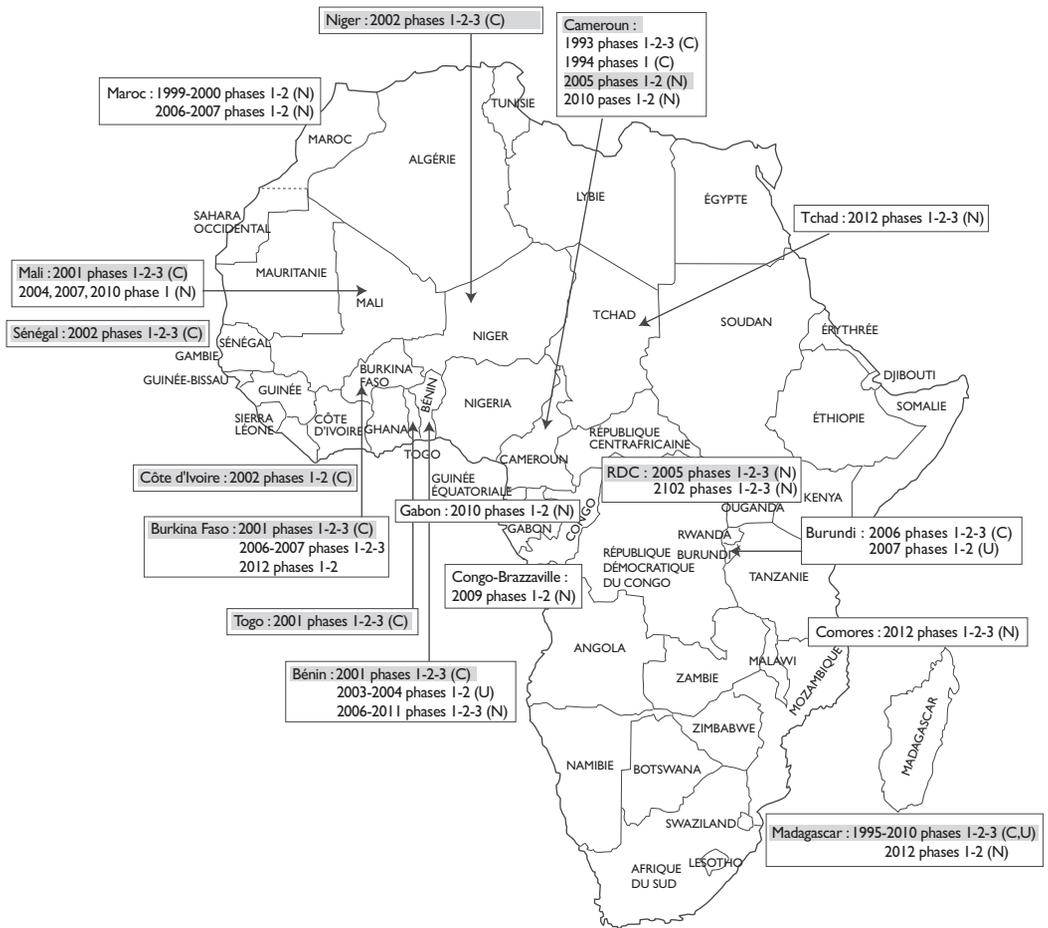


Figure 1

Les enquêtes 1-2-3 en Afrique et les pays couverts dans cet ouvrage.

En gris, les enquêtes 1-2-3 utilisées dans cet ouvrage.  
C : capitale ; U : zones urbaines ; N : national.

formation en cours d'emploi, discrimination (de genre ou ethnique), segmentation du marché du travail, migration, mobilité intergénérationnelle, qualité de l'emploi (heures travaillées, revenu, primes, protection sociale, etc.), satisfaction au travail, effets d'interaction et de voisinage, etc., qui sont l'objet de cet ouvrage. Pour améliorer le potentiel analytique de la phase 1, un panel a été mis en place dans certains pays (Bénin, Burundi et Madagascar).

En dépit de ses qualités, la phase 1 de l'*enquête 1-2-3* présente un certain nombre de limites, qu'il convient de mentionner ici. En premier lieu, puisque la longueur du questionnaire doit rester raisonnable, cette phase 1 ne permet pas d'étudier en profondeur un trop grand nombre de sujets spécifiques. Par exemple, la plupart du temps, seul un ensemble restreint d'informations peut être recueilli sur la trajectoire professionnelle antérieure, l'emploi des parents, les activités autres que l'emploi principal ou le second emploi, ou le revenu des ménages qui ne sont pas en activité. En outre, le choix de la période de référence des questions sur l'emploi (généralement la semaine précédente, conformément aux normes internationales) n'est pas adapté à la prise en compte de la saisonnalité de certaines activités (telles que les activités agricoles). Cette information est d'autant plus importante que les ménages combinent souvent activités informelles et agricoles. En deuxième lieu, comme nous l'avons déjà souligné, les travailleurs dépendants (salariés, aides familiaux non rémunérés et apprentis) peuvent ne pas connaître précisément le statut de leur entreprise (le type d'enregistrement ou le nombre de salariés). C'est un vrai problème si l'estimation de la main-d'œuvre dans le secteur informel repose uniquement sur la phase 1. Cependant, l'estimation provenant de la phase 1 peut être corroborée lors de la phase 2, qui fournit directement le nombre de travailleurs informels dans chaque établissement<sup>2</sup>. En troisième lieu, la mesure des revenus dans les enquêtes auprès des ménages est une opération toujours problématique : les réticences à déclarer ses revenus (en particulier chez les plus riches), l'inexistence de comptabilité ou de bulletin de paie (spécialement pour les travailleurs informels) est source d'erreurs de mesure et de biais de sous-estimation. Pour tenter de minimiser ces difficultés, une attention particulière est accordée à la mesure des revenus dans la phase 1. À chaque emploi rémunéré sont associés les revenus correspondants. Pour les salariés, l'enquête saisit leur salaire mensuel direct ainsi que toutes les autres composantes de la rémunération (bonus, congés payés, prestations sociales, avantages divers en argent ou en nature). À la différence de nombreuses enquêtes-emploi, le revenu des travailleurs indépendants est également mesuré. Cette rémunération correspond à leur revenu disponible (avant impôt), soit ce que les comptables nationaux appellent le *revenu mixte*, qui rémunère aussi bien le travail que le capital. Pour tous ceux qui ne peuvent pas (ou ne souhaitent pas) déclarer leur revenu de façon précise, une question complémentaire leur permet de se situer sur une échelle ordinale, dont les modalités correspondent à des tranches détaillées de salaire minimum.

2. Dans la plupart des pays où les deux phases ont été réalisées, les estimations sur la taille du secteur informel à partir des phases 1 et 2 n'étaient pas significativement différentes.

Malgré ce dispositif, les erreurs de mesure ne peuvent être totalement éliminées. Cependant la phase 2 de l'enquête 1-2-3 offre la possibilité d'une mesure plus fiable des rémunérations dans le secteur informel, qui peut être comparée à celle fournie par la phase 1. Le dernier point qui mérite attention est la fiabilité des informations données par des informateurs qui répondent à la place d'autres membres du ménage (*proxy respondent*) lorsque ces derniers ne sont pas accessibles, comme cela est permis dans la phase 1 (à l'instar de toutes les enquêtes-emploi dans le monde). De nombreux articles dans la littérature sur la mesure statistique traitent de cette question et concluent que les informations obtenues de cette manière sont moins précises (BLAIR *et al.*, 2004 ; BARDASI *et al.*, 2010). Pour répondre à ce problème dans le cadre des enquêtes 1-2-3, des instructions spéciales sont données aux enquêteurs afin de réduire la proportion de réponses obtenues auprès d'informateurs secondaires. Ainsi en Afrique de l'Ouest, 82 % des enquêtés ont répondu pour eux-mêmes et, dans le reste des cas, 75 % des réponses sont données par le chef de ménage ou son conjoint (AMEGASHIE *et al.*, 2005). Ces chiffres sont encore plus élevés dans les enquêtes malgaches (90 % et 82 % respectivement ; RAKOTOMANANA *et al.*, 2003).

Ce livre exploite, sans l'épuiser, le potentiel analytique de la phase 1 de l'enquête 1-2-3. Il est essentiellement centré sur les enquêtes réalisées en 2001 et 2002 dans les principales agglomérations de sept pays d'Afrique de l'Ouest (Bamako, Cotonou, Ouagadougou, Abidjan, Niamey, Dakar et Lomé). Dans certains chapitres, trois autres enquêtes sont mobilisées : Antananarivo (Madagascar, 2001 et 2004), Douala et Yaoundé (Cameroun, 2005) et Kinshasa (République démocratique du Congo, 2005).

Évidemment, ne couvrant que onze métropoles situées dans dix pays, nous ne prétendons pas embrasser l'ensemble de l'Afrique subsaharienne. En premier lieu, tous les pays sous revue appartiennent au monde francophone, huit d'entre eux à une zone monétaire unique (la zone franc) et sept sont concentrés en Afrique de l'Ouest. Ces pays sont donc loin de fournir une image représentative de l'Afrique. Ainsi, nous ne dirons rien de l'Afrique anglophone, dont certaines caractéristiques sont probablement très différentes, quand on sait par exemple l'empreinte durable qu'a laissée la colonisation sur les institutions et, partant, sur les structures économiques et sociales. En second lieu, au-delà de ressemblances évidentes, chacun de ces pays est un cas particulier. Si l'on accepte de dépasser le parti pris ethnocentrique qui fait de l'Afrique un ensemble homogène, il apparaît à l'évidence que ce continent recèle au contraire une étonnante diversité (voir tableau 2). La figure 2 présentant les principaux indicateurs du marché du travail (comparés à ceux des pays de l'OCDE) confirme que l'hétérogénéité des pays d'ASS est aussi importante qu'entre pays développés. Cependant, notre échantillon de pays est finalement très proche de la moyenne continentale, et ce pour la plupart des indicateurs socio-économiques. Enfin, l'ASS est avant tout un continent rural, comme le montre le taux d'urbanisation qui est de 37 % en moyenne dans nos dix pays comme pour l'ensemble du continent. Se focaliser sur les zones urbaines, objet de cet ouvrage, exclut une composante essentielle de la spécificité africaine. Il convient de le garder à l'esprit (nous y reviendrons dans la conclusion générale).

Tableau 2  
Principales caractéristiques socio-économiques des dix pays étudiés et de l'ASS

Pays	Superficie (1 000 km <sup>2</sup> )	Population (1 000)	Urbanisation (%)	PIB/t \$ PPA	PIB croissance	Taux net de scol. primaire (%)	Espérance de vie	Taux de pauvreté (%)	CPIA (1-6)
Bénin	111	8 850	42	1 590	3,0	94	56	16	3,5
Burkina Faso	274	16 468	20	1 250	9,2	58	55	45	3,5
Cameroun	473	19 600	58	2 270	3,2	92	51	10	2,5
Côte d'Ivoire	318	19 738	50	1 810	3,0	61	55	24	2
Madagascar	582	20 714	30	960	1,6	79	66	81	2,5
Mali	1 220	15 370	33	1 030	4,5	62	51	50	3,5
Niger	1 267	15 512	17	720	8,8	57	54	44	3
RDC	2 267	65 965	35	320	7,2	64	48	53	2
Sénégal	193	12 434	43	1 910	4,1	75	59	11	3
Togo	54	6 028	43	890	3,4	92	57	11	2,5
<b>Moyenne 10 pays</b>	676	20 068	37	1 275	5,0	73	55	35	3
ASS	491	17 780	37	1 188	5,1	75	54	47	2,7

Sources : *World Development Indicators*, 2011 ; nos propres calculs.

Note : le taux de pauvreté correspond à la ligne de 1,25 \$ PPA. CPIA : il s'agit de l'indicateur *Transparency, accountability and corruption in the public sector*. Il est disponible pour 37 pays (sur 48). La note va de 1 (la moins bonne) à 6 (la meilleure). Les données sont en général pour 2010. Taux net de scolarisation primaire et taux de pauvreté : dernière année disponible 2007-2010, sauf Madagascar (2003) et RDC (2005) pour le premier, Bénin (2003), RDC (2005), Sénégal et Togo (2006) pour le second.

Grâce à ce jeu d'enquêtes parfaitement comparables (plan de sondage, questionnaires), l'ouvrage offre la possibilité, unique à ce jour en Afrique, de mettre en œuvre une approche comparative des marchés urbains du travail, qui n'avaient encore jamais fait l'objet d'une exploitation systématique. En effet, trop souvent, les études comparatives se basent sur des instruments de mesure disparates qui, au bout du compte, risquent d'entacher la validité des résultats obtenus. Il est alors difficile de savoir si les différences observées entre pays doivent être attribuées à des différences réelles dans le fonctionnement des marchés du travail ou, plutôt, à des différences dans les instruments de mesure (couverture, erreurs de sondage et de mesure), voir dans les concepts eux-mêmes. À titre d'exemple, on citera les ouvrages récents dirigés par GUHA-KHASNOBIS et KANBUR, eds (2006), PERRY *et al.* (2007), OSTROM *et al.*, eds (2007), JÜTTING et DE LAIGLESIA (2009), BACCHETTA *et al.* (2009), censés traiter de l'informalité et de l'emploi dans les PED, mais où il existe autant de définitions de l'emploi informel que de chapitres. L'étude dirigée par LACHAUD, éd. (1994) demeure une exception. Elle exploite une série d'enquêtes-emploi pilotes auprès de ménages, qui ont été réalisées entre 1986-87 et 1992 dans plusieurs capitales africaines : Abidjan, Antananarivo, Yaoundé, Conakry, Bamako, Dakar et Ouagadougou. Cet effort de collecte a été effectué dans le cadre du Réseau d'analyse du marché du travail en Afrique (Ramta) et à l'initiative de l'Institut international d'études sociales de l'Organisation internationale du travail à Genève. Le dispositif ressemble donc beaucoup à celui adopté dans le cadre du projet Parstat (Programme régional d'appui statistique à la surveillance multilatérale), dont cet ouvrage exploite les données : une même enquête-emploi réalisée dans plusieurs capitales d'Afrique de l'Ouest dans un laps de temps raisonnablement court pour permettre la comparabilité.

Le présent ouvrage actualise et étend ce travail. Tout d'abord, la collecte des données des *enquêtes 1-2-3* a permis de combler un vide de dix à quinze ans durant lequel aucun effort de ce type n'avait pu être entrepris. Ensuite, l'exploitation des données de ces enquêtes qui est offerte dans cet ouvrage va plus loin que celle réalisée dans le cadre du réseau Ramta. Le champ couvert par Lachaud et son équipe est en effet complété par l'ajout de nombreux thèmes (migration, travail des enfants, satisfaction dans l'emploi, discrimination, travail des personnes retraitées) à ceux traités dans ce travail déjà ancien (chômage, accès à l'emploi et mobilité, segmentation, offre de travail, pauvreté). Mais surtout, et au-delà de cet élargissement thématique, la principale différence entre cette expérience pilote et les enquêtes mobilisées dans cet ouvrage réside dans la quantité et la qualité des données collectées. En effet, les enquêtes Ramta ne portent que sur quelques centaines d'observations par pays, soit un nombre sans commune mesure avec les *enquêtes 1-2-3* (voir tableau 3). Au total, plus de 120 000 individus ont été enquêtés, dont 80 000 sont potentiellement actifs (10 ans et plus), 6 000 sont chômeurs et 50 000 actifs occupés. De plus, les plans de sondage adoptés par les enquêtes Ramta peuvent être considérés comme « quasi aléatoires », faute de base de sondage actualisée disponible. Ces défaillances, dues au caractère pilote de l'opération, ont évidemment des

**Tableau 3**  
*Taille des échantillons dans chacune des 11 agglomérations*

Cotonou	Afrique de l'Ouest						Total	Afrique centrale			Océan Indien
	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé		Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
<i>Nombre de ménages</i>											
3 001	2 458	2 494	2 409	2 500	2 479	2 500	17 841	1 198	1 399	2 081	3 020
<i>Nombre d'individus</i>											
11 574	13 756	11 352	13 002	14 557	19 065	9 907	93 213	5 159	5 726	12 559	12 338
<i>Population en âge de travailler (10 ans et plus)</i>											
8 967	10 295	8 682	9 061	10 141	14 871	7 548	69 565	3 783	4 326	9 054	9 459
<i>Nombre de chômeurs</i>											
301	928	769	311	651	907	428	4 295	304	330	572	262
<i>Nombre d'actifs occupés</i>											
5 276	4 914	4 884	4 435	4 231	6 313	4 652	28 392	1 766	2 295	3 251	5 499

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

conséquences néfastes sur le potentiel analytique de ces enquêtes (précision des estimateurs, biais divers, etc.). Il convient de souligner à ce propos que, si les *enquêtes 1-2-3* exploitées ici sont exclusivement centrées sur les principales agglomérations, elles couvrent bien mieux ce champ que la plupart des autres enquêtes auprès des ménages existantes, dont la taille d'échantillon pour le même périmètre est beaucoup plus faible (en général quelques milliers d'observations pour l'ensemble du pays).

Si ce livre est exclusivement basé sur les *enquêtes 1-2-3* réalisées en Afrique au cours de la décennie 2000, il n'en mobilise qu'une sous-partie. En premier lieu, nous avons restreint notre champ d'étude aux principales agglomérations. Il s'agit du principal centre urbain du pays, en général la capitale économique ou politique ; sauf au Cameroun, du fait de la « bicéphalité » de ce pays, où les deux plus grandes villes – Douala et Yaoundé – sont prises en compte. Pourtant, un certain nombre d'enquêtes couvrent un champ plus large (national au Cameroun et en RDC, ensemble des grands centres urbains à Madagascar). Deux raisons à cette restriction du champ : d'abord, il nous a semblé préférable d'assurer le maximum d'homogénéité entre les pays, en ne retenant que le plus grand dénominateur commun (en termes de couverture géographique) entre les enquêtes ; ensuite, l'exclusion des marchés du travail rural s'imposait pour des motifs théoriques évidents. En effet, compte tenu de la prédominance massive de l'agriculture familiale en milieu rural africain, les questions et les instruments d'analyse sont profondément différents de ceux qui peuvent être mis en œuvre en milieu urbain en se basant sur l'analyse traditionnelle des marchés du travail (difficile identification de la demande de travail des entreprises, ménages à la fois producteurs et consommateurs, poids de l'économie non monétaire, etc.). En deuxième lieu, nous n'avons pas non plus utilisé la dimension temporelle des enquêtes existantes, que ce soit en coupe transversale ou en panel. Enfin, nous nous sommes volontairement restreints à la phase 1 de l'*enquête 1-2-3*, la plus légitimement liée au marché du travail, réservant l'exploitation des phases 2 et 3 pour d'autres publications (pour des perspectives de prolongement, voir la conclusion générale en fin d'ouvrage).

## Une revue brève et orientée des théories du marché du travail appliquées au développement

Ce livre traite de la rémunération du travail et, plus généralement, de la qualité des emplois, ainsi que de l'allocation du travail entre secteurs d'emploi des pays à bas revenus (et entre statuts sur le marché du travail : inactivité, chômage et emploi) ou entre économies. Cette question est au cœur des premiers modèles

de développement économique. L'arsenal théorique de l'économie du développement comprend en effet des modèles et hypothèses clés qui sont tous concernés par le fonctionnement du marché du travail et les mouvements de main-d'œuvre entre secteurs. Nous allons passer brièvement en revue ces modèles de façon à établir le cadre théorique général, commun à l'ensemble des chapitres du livre et afin de préciser notre démarche méthodologique.

L'un des tout premiers modèles de développement, celui d'Arthur LEWIS (1954), identifie la migration de la main-d'œuvre depuis l'agriculture vers le secteur industriel comme condition essentielle de la croissance économique dans une économie à bas revenus. Ce modèle est aux fondements de la littérature théorique dans le domaine de l'économie du développement, parce que c'est le premier à proposer une représentation du fonctionnement d'une économie « duale ». Les modèles d'économies duales sont une sous-classe des modèles de croissance à deux secteurs (KANBUR et MCINTOSH, 1987). Leur objectif est d'intégrer les principales caractéristiques des économies en développement, de façon à mieux analyser les processus et politiques de développement. Ils se distinguent des autres modèles à deux secteurs car ils supposent l'existence d'asymétries entre les secteurs, soit dans leur usage des facteurs de production, soit dans la façon dont ces facteurs sont rémunérés. Dans le modèle de Lewis, la terre est employée dans l'agriculture, mais pas dans l'industrie, alors que le capital est employé dans l'industrie, mais pas dans l'agriculture. Ainsi la terre et le capital sont parfaitement immobiles, et l'équilibre du modèle est obtenu par les mouvements de la main-d'œuvre entre les deux secteurs. La seconde asymétrie réside dans l'hypothèse qu'il existe un surplus de main-d'œuvre dans l'agriculture, de sorte que le facteur travail peut être réalloué depuis l'agriculture vers l'industrie sans que décroisse la production alimentaire, puisque la productivité marginale du travail dans l'agriculture est nulle. Le salaire dans le secteur agricole est alors fixé selon une norme « conventionnelle », plutôt que par l'égalisation avec la productivité marginale du travail. Une des limitations du modèle de Lewis est qu'il repose sur l'hypothèse implicite que le marché du travail urbain est toujours à l'équilibre, de sorte qu'il ne peut exister de chômage involontaire. Cette prédiction du modèle est clairement en contradiction avec ce qui est observé dans les villes des pays à bas revenus, marquées par de forts niveaux de chômage et de sous-emploi et par l'importance du secteur informel, qui regroupe de petites entreprises non déclarées et des travailleurs indépendants (par opposition au secteur formel ou moderne qui regroupe les entreprises déclarées, les professions libérales et le secteur public). Autre modèle fondateur, le modèle de migration de HARRIS et TODARO (1970) part de l'hypothèse que les travailleurs agricoles décident de migrer vers la ville en comparant le salaire agricole courant et le salaire moyen qu'ils espèrent obtenir en ville, lequel dépend positivement du niveau de salaire dans le secteur moderne de l'économie et négativement du taux de chômage urbain. Le modèle prédit l'établissement d'un chômage d'équilibre, compatible avec le maintien d'un secteur informel important caractérisé par de faibles niveaux de revenus. Comme celui de Lewis, le modèle de Harris et Todaro est

dual. Cette fois, c'est le secteur moderne, en ville, qui ne fixe pas la rémunération de la main-d'œuvre en suivant les règles du marché. On suppose au contraire que le salaire versé dans ce secteur est plus élevé que celui qui permettrait d'éliminer le chômage involontaire, du fait de l'existence de rigidités qui peuvent résulter d'une législation contraignante (comme par exemple l'imposition d'un salaire minimum) ou parce que les entreprises y ont intérêt (hypothèse du salaire d'efficience, STIGLITZ, 1974 et 1976 ; AKERLOF, 1982 ; SHAPIRO et STIGLITZ, 1984), parmi les explications possibles. Dans la même veine, la théorie de la segmentation du marché du travail est apparue au début des années 1970 pour expliquer la persistance de la pauvreté dans la société prospère des années 1960 (CAIN, 1976). Selon PIORE (1970), on peut mieux comprendre la pauvreté « si l'on fait l'hypothèse que le marché du travail est dual [...] les pauvres sont cantonnés dans le segment secondaire du marché. Éliminer la pauvreté requiert qu'ils aient accès au segment primaire ». Dans un tel cas, les politiques qui visent à accroître le capital humain des pauvres ont peu de chance de produire leurs effets, sauf si la segmentation du marché du travail est supprimée. Cette théorie donne une représentation du marché du travail divisé entre segments primaire et secondaire. Les emplois du segment primaire sont supposés préférables parce qu'ils offrent un salaire plus élevé, plus de possibilités de promotion, de meilleures conditions de travail et sont plus stables que ceux du segment secondaire. Dans les pays à bas revenus, le segment secondaire est souvent identifié au secteur informel, qui regroupe de petites entreprises non enregistrées et les travailleurs indépendants, alors que le segment primaire est composé des grandes entreprises privées et du secteur public. La question importante est de savoir pourquoi la segmentation du marché persiste à travers le temps. Plusieurs explications ont été avancées. Les travailleurs dans le segment secondaire pourraient être discriminés en raison de la couleur de leur peau, de leur sexe ou de leur origine sociale. Il pourrait aussi arriver que les travailleurs cantonnés au segment secondaire développent des goûts et des comportements qui les enferment dans leur position de travailleurs à bas revenus (PIORE, 1970 ; DOERINGER et PIORE, 1971). Une autre théorie fait l'hypothèse que les emplois dans le segment primaire sont rationnés et que les travailleurs entrent en compétition pour les obtenir. Dans cette compétition, le niveau d'éducation serait peu important, et les employeurs sélectionneraient leurs employés en fonction de leur capacité à être formés et de leur adaptabilité (THUROW, 1972 et 1975 ; THUROW et LUCAS, 1972). La segmentation pourrait également résulter du mauvais fonctionnement du marché du capital si certaines occupations demandent un niveau d'investissement qui ne peut être consenti par les personnes à bas revenus (BANERJEE et NEWMAN, 1993). L'imperfection du marché du capital pourrait également expliquer la raison pour laquelle le secteur informel est lui-même parfois segmenté : certains actifs travaillent dans le segment inférieur du secteur informel parce qu'ils ne peuvent faire autrement, alors que d'autres travaillent dans le segment supérieur, dont l'accès est limité à cause des niveaux de capital financier ou de capital humain nécessaires pour y exercer une activité (FIELDS, 1990 et 2010).

Une conséquence importante de ces théories est qu'elles vont à l'encontre de la théorie du capital humain, qui prédit une relation positive entre le niveau d'éducation et le salaire (BECKER, 1975). La discrimination va naturellement à l'encontre de cette prédiction que les travailleurs les plus éduqués devraient obtenir les salaires les plus élevés et suggère que le genre, la « race » ou l'appartenance ethnique pourraient avoir un rôle prééminent. La théorie de la compétition pour les emplois pose par ailleurs que l'éducation pourrait effectivement permettre d'obtenir les meilleurs emplois, non parce que les personnes les mieux éduquées ont un niveau de capital humain plus élevé, mais parce qu'elle aide les employeurs à filtrer les individus avec les caractéristiques jugées désirables. La théorie de la segmentation rejoint là le travail de SPENCE (1973) qui suggère que l'éducation pourrait n'être qu'un signal envoyé par les travailleurs en direction des employeurs. Seuls ceux qui ont les capacités de travail désirées par les entreprises seraient à même de l'acquérir. Il reste que, dans ce cas, on peut toujours s'attendre à observer une relation positive entre éducation et revenu, dès lors que les capacités des travailleurs demeurent non observées.

Comment ce livre s'inscrit-il dans cette littérature ? Notre objectif n'est pas de proposer de nouveaux développements théoriques, ni de tester les théories existantes. Néanmoins, les fondements théoriques de l'économie du développement sont intervenus dans le choix des thèmes de chacun des 13 chapitres de l'ouvrage. Nous adoptons un point de vue agnostique et reconnaissons que, bien que l'éducation et l'expérience demeurent les principaux déterminants des revenus individuels, il n'en reste pas moins que le chômage déguisé, la segmentation, la dualité et la discrimination sont des caractéristiques essentielles des marchés urbains du travail en Afrique. Plusieurs chapitres sont ainsi consacrés à l'étude de ces phénomènes. Une autre hypothèse importante et implicite tout au long de cet ouvrage est la rationalité des individus. Précisément, nous supposons que les individus sont rationnels, en ce sens qu'ils choisissent où aller ou bien où travailler sur la base de la maximisation d'une fonction objectif sous contrainte. Ceci implique que, lors des estimations économétriques et partout où cela s'est avéré nécessaire, les auteurs ont tenu compte de l'auto-sélection des individus dans les activités, secteurs ou segments. L'emploi du paradigme de « l'*Homo œconomicus* » pour étudier les économies peu développées a fait l'objet de vives controverses dans la littérature sur le développement. Pour résumer<sup>3</sup>, l'école « formaliste » (COOK, 1966 ; SCHNEIDER, 1974) avance que, quel que soit le niveau de développement de la société, les lois de l'économie ont une valeur universelle et s'appliquent partout. Les êtres humains font partout face au même problème : étant donné la relative rareté des moyens mis à leur disposition, comment faire en sorte de maximiser les gains et de minimiser les pertes ? À l'opposé, l'école « substantiviste », dont Karl Polanyi est le maître à penser (POLANYI, 1957 ; DALTON, 1967), rejette la pertinence de cette hypothèse pour les sociétés peu développées et les sociétés paysannes, dans lesquelles les individus n'auraient pas un comportement de

3. Voir ISAAC (2005) pour une revue de littérature.

maximisation. Comme dans ce livre, nous prenons le parti de supposer que le comportement des individus est peu ou prou le résultat d'un comportement de maximisation, il pourrait sembler que nous nous tenons du côté formaliste de la controverse. En fait, nous préférons plutôt suivre BECKER (1962) qui argue que le facteur le plus important pour expliquer le comportement des individus ne se trouve pas dans la fonction objectif mais plutôt dans la contrainte sous laquelle les décisions sont prises. En d'autres termes, il n'est pas tellement important que l'individu soit ou non rationnel, dans le sens restreint où il adopte un comportement de maximisation, ce qui compte est qu'il n'est pas possible d'employer plus de ressources que celles qui sont disponibles au moment où la décision est prise. Cette opinion est proche de celle émise par Claude LÉVI-STRAUSS (2001) qui clôt le débat entre formalistes et substantivistes en avançant qu'entre les deux écoles de pensée, « la différence est relative, non absolue, de sorte qu'on peut comparer le pouvoir explicatif de la théorie économique au rendement d'un piston qui se meut dans une enveloppe, tantôt un peu, tantôt beaucoup plus large que lui. Même dans le meilleur des cas, le piston n'adhère jamais complètement à la paroi et laisse échapper une certaine quantité d'énergie, ou, dans le cas de la théorie économique, d'information qui manque pour qu'on puisse comprendre le fonctionnement de la machine sociale en termes purement économiques ». Nous espérons que cet ouvrage témoignera de la justesse de cette opinion.

## Un aperçu des principaux résultats

L'ouvrage est divisé en trois parties et treize chapitres thématiques. Après cette introduction générale, le premier chapitre offre une analyse comparative des marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne. Il donne une vue d'ensemble et les principaux traits caractéristiques de ces marchés qui sont ensuite abordés de manière plus analytique tout au long de cet ouvrage. La première partie traite de la qualité des emplois et des conditions de travail, à travers les questions du chômage, du sous-emploi, de la vulnérabilité et de la satisfaction dans l'emploi. Dans la deuxième partie, nous explorons le thème des inégalités sur le marché du travail dans cinq chapitres successifs. Ce phénomène multidimensionnel est considéré sous différents angles, des rendements de l'éducation aux discriminations ethniques et de genre, en passant par la segmentation, la mobilité intergénérationnelle et la division des tâches entre activités domestiques et emploi. La troisième et dernière partie s'intéresse à un certain nombre de stratégies d'adaptation des ménages en réponse aux contraintes qu'ils subissent. La question migratoire est analysée sous différents angles. En particulier, les déterminants de la migration sous-régionale (Afrique de l'Ouest) sont traités pour la première fois, ainsi que les performances des migrants de retour

sur le marché du travail. Le dernier chapitre porte une attention particulière aux personnes âgées et à la question des retraites. Enfin, la conclusion générale de l'ouvrage dresse quelques perspectives pour des recherches ultérieures.

Synthétiser les principaux résultats de cet ouvrage est une tâche ambitieuse, étant donné la richesse et la complexité des processus à l'œuvre. Pour ce faire, nous avons choisi d'adopter deux échelles d'analyse qui resserrent progressivement la focale : une perspective macro, où l'on explore les spécificités des pays étudiés ; une perspective micro, où l'on prend en compte l'intégralité de l'hétérogénéité au niveau individuel. La suite de cette introduction va s'attacher à discuter les principales caractéristiques des marchés du travail dans les capitales de l'Afrique francophone, notamment de leur éventuelle spécificité par rapport à celle des pays développés, et la dernière section sera consacrée à une présentation synthétique des résultats des treize chapitres de l'ouvrage.

### **Au niveau macro : homogénéité et hétérogénéité des marchés du travail en Afrique**

Tout essai de typologie des marchés du travail urbain en Afrique subsaharienne (par exemple entre pays côtiers et enclavés, voir ci-dessous) pose la question de leur spécificité, en comparaison d'autres régions du monde, notamment des pays développés, mais également celle de leur hétérogénéité intrinsèque. Si finalement les différences qu'ils entretiennent entre eux ne sont que marginales, les politiques qu'il convient de leur appliquer pour en améliorer le fonctionnement seront similaires. Dans le cas contraire, ces dernières doivent être impérativement adaptées aux contextes locaux.

Le premier constat concernant la structure des marchés urbains du travail en Afrique est leur surprenante homogénéité. Lorsqu'on prend de l'altitude, on ne peut être qu'étonné par les profondes similitudes qui les caractérisent. Ils semblent tous partager une large batterie de traits communs qui permettent de tirer un certain nombre de caractéristiques valables pour tous. D'ailleurs, sur le front méthodologique, la forte cohérence des résultats est un bon indicateur indirect de la qualité des enquêtes. La mise en regard des principaux indicateurs du marché du travail avec ceux observés dans les pays développés permet de quantifier ces différences dans une perspective comparative et de long terme.

La population en âge de travailler est structurellement peu qualifiée, malgré une accélération récente de la scolarisation. Avec sept années d'études réussies, la moyenne des pays sous revue se situe à un niveau à peu près équivalent à celui de l'ensemble de la France (15-64 ans) en 1913 (MADDISON, 1995) ; tandis que l'Afrique de l'Ouest fait à peine mieux que le Royaume-Uni de 1870. Du côté des taux de chômage (de l'ordre de 10 %), les niveaux ne sont pas très différents de ceux observés dans les pays développés (quoi que plutôt dans la fourchette haute). Mais à l'inverse de ces derniers pays, les taux de chômage ont tendance à augmenter avec le niveau d'études (ne refluant que dans certains pays au niveau universitaire) ; une spécificité également partagée par les pays d'Afrique

du Nord (BAD *et al.*, 2012) qui semble valider l'hypothèse du « chômage de luxe » en l'absence d'indemnisation. Si les tensions sur le marché du travail ne se manifestent pas avant tout par le chômage, ce sont les différentes formes de sous-emploi qui constituent la principale variable d'ajustement entre offre et demande de travail. Ainsi, un des principaux traits marquants des marchés du travail urbain en Afrique subsaharienne est le poids du secteur informel (environ 70 % de la main-d'œuvre) et son corollaire, la faiblesse du taux de salarisation (le coefficient de corrélation entre les deux indicateurs est de  $-0,93^{***4}$ ), pour lequel la comparaison avec les pays développés peut être menée. Si l'on exclut l'agriculture, aussi loin que remontent les séries historiques (1851 pour la France ; MARCHAND et THÉLOT, 1997), il n'est pas possible de trouver des taux de salarisation aussi faible qu'en Afrique. Ainsi au milieu du XIX<sup>e</sup> siècle, ce dernier était en France de 60 %, contre moins de 40 % aujourd'hui dans les pays africains étudiés. Et encore cet écart est très largement sous-estimé car, d'une part, nos enquêtes ne couvrent que les grandes métropoles, où la relation salariale est la plus développée et, d'autre part, nombre de salariés africains sont en fait très loin du modèle canonique du salariat mensualisé et couvert par la protection sociale ; enfin, les taux de salarisation en France (et plus largement dans les pays développés) ont très rapidement dépassé les 80 % (qui qualifient alors les « sociétés salariales »), alors qu'aucune tendance à l'extension du salariat n'est notable en Afrique, au contraire. La transition urbaine, particulièrement rapide en Afrique, ne s'accompagne pas d'une transition vers l'emploi salarié non agricole, le secteur informel constituant un état absorbant sur longue période (au-delà de transitions individuelles croisées entre secteurs formel et informel non négligeables). C'est dire à quel point les théories et les instruments développés par les économistes pour l'analyse du marché du travail dans les pays développés sont profondément inadaptés au cas de l'Afrique (même urbaine).

Mais au-delà de ces ressemblances, les marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne présentent également une importante hétérogénéité qu'il convient de ne pas négliger. Celle-ci est au moins aussi importante que celle observée dans les pays de l'OCDE.

Ainsi, à y regarder de plus près, d'énormes variations distinguent les différents pays. Pour ne prendre que quelques exemples, 25 points de pourcentage séparent les taux d'activité à Lomé et à Kinshasa (68 % *vs* 43 %). Les taux de chômage ouverts vont de 1 à près de 4, avec 4,4 % à Antananarivo et 15,4 % à Ouagadougou. Les taux de sous-emploi lié à la durée du travail varient du simple au double (9,9 % à Yaoundé et 19,6 % à Kinshasa), et l'écart entre le plus faible taux de sous-emploi invisible (37,1 % à Douala) et le plus élevé (66,6 %) à Ouagadougou est de près de 30 points de pourcentage<sup>5</sup>. Lorsqu'on

4. Dans la suite et selon les notations habituelles : \*\*\*coefficient significatif à 1 % ; \*\*significatif à 5 % ; \*significatif à 10 % ; n.s. : non significatif.

5. Le sous-emploi lié à la durée du travail est défini par le fait de travailler moins qu'une certaine norme (35 heures par semaine) tout en souhaitant travailler plus. Le sous-emploi invisible correspond aux travailleurs qui perçoivent un revenu horaire insuffisant (ici inférieur au salaire minimum ; voir chapitres 1 et 2).

considère la structure des emplois, le secteur informel compte pour 53,2 % des emplois à Antananarivo mais pour 81 % à Lomé, soit 28 points de plus. Parallèlement, les taux de salarisation passent du simple à plus du double entre Lomé et Cotonou (24 %) et Antananarivo (53 %). Même le taux d'emploi dans le secteur public, globalement faible pour l'ensemble des pays (comparé aux pays développés) et marque d'une sous-administration chronique, est loin d'être homogène : on en compte 6,6 % à Douala et Abidjan, contre 17 % à Kinshasa et Yaoundé, montrant qu'au sein d'un même pays la situation peut être très contrastée. Les taux de pluri-activité s'égrènent de 4 % à Dakar à 14 % à Douala et Yaoundé. Enfin, en termes de rémunération, leurs niveaux s'étalent de 20 € par mois à Kinshasa et 30 € à Lomé contre 110 € à Abidjan et Yaoundé. Les écarts entre hommes et femmes et surtout entre secteurs formel et informel sont très différents : 4,2 fois plus en faveur du secteur formel à Ouagadougou et Abidjan, contre seulement 1,8 à Kinshasa et à Antananarivo. Quant aux inégalités, structurellement fortes, environ 10 points séparent l'indice de Gini à Ouagadougou (0,64), Cotonou, Abidjan, Bamako et Kinshasa (0,62) et à Antananarivo (0,53). Ces exemples pourraient être multipliés à l'envie. Ce qu'il convient de retenir, c'est que les marchés africains du travail (même limités au milieu urbain) montrent autant d'hétérogénéité, sinon plus, que ceux des pays développés, comme en atteste la figure 2. Les conséquences en termes de politiques économiques sont claires : même dans des pays à priori aussi comparables que ceux traités ici, il n'y a pas de recettes uniques qui vaudraient pour tous.

Non seulement les situations sont très différentes suivant les pays, mais il est difficile d'exhiber une typologie simple de ces marchés du travail. Aucun modèle explicatif simple ne semble résister à l'examen des résultats empiriques. Il est évidemment hors de portée de mener une analyse économétrique fouillée à ce niveau, puisque nous ne disposons que de 11 points d'observation (correspondant chacun à une agglomération). Néanmoins, l'analyse de la matrice de corrélation d'un certain nombre d'indicateurs clés met en lumière la diversité et la complexité des configurations existantes (voir tableau 4). Si nous convenons avec TEAL (2000) qu'« il est extrêmement trompeur de penser que les marchés africains du travail montrent des caractéristiques uniformes », nous sommes très loin de la tentative de typologie en trois archétypes qu'il propose, il est vrai à partir du cas de trois pays seulement : Afrique du Sud, Éthiopie, Ghana. Ainsi par exemple, la corrélation entre le taux de chômage et le taux d'emploi dans le secteur informel n'est pas significativement différente de 0 (-0,07, n.s.), ce qui souligne qu'il n'y a pas d'arbitrage trivial entre l'un et l'autre, le désajustement entre offre et demande de travail (formelle) passant soit par le chômage soit par un gonflement du secteur informel.

Quelques enseignements intéressants peuvent être tirés du tableau 4, même si le faible nombre d'observations conduit à être prudent et qu'il n'est pas question de prétendre mettre à jour formellement des relations de causalité. D'abord, le taux de participation est négativement corrélé avec le taux de chômage (-0,33, n.s.) et plus encore avec le taux de chômage élargi (-0,63\*\*). Ceci

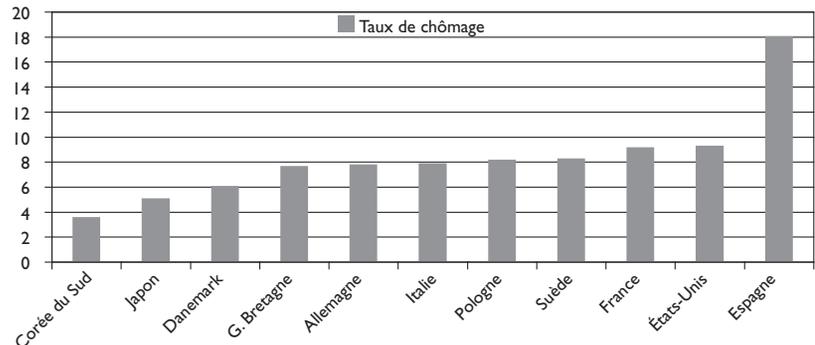
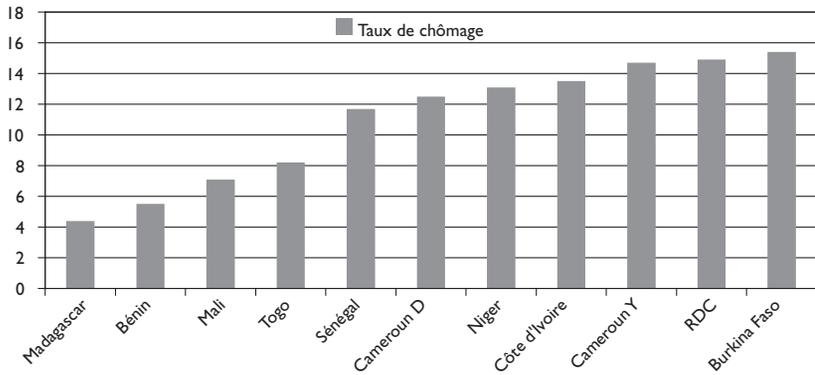
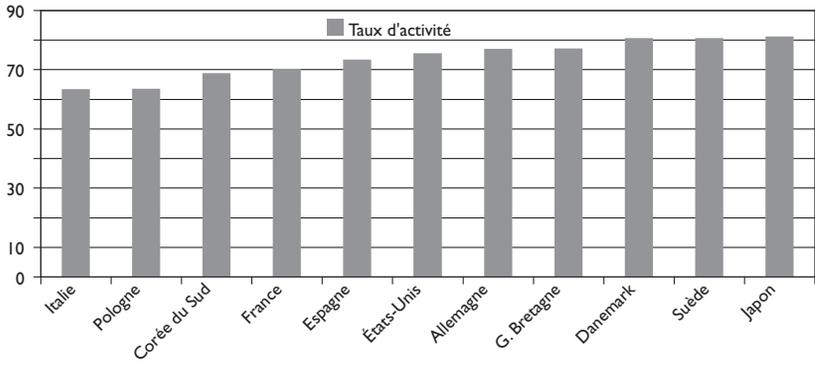
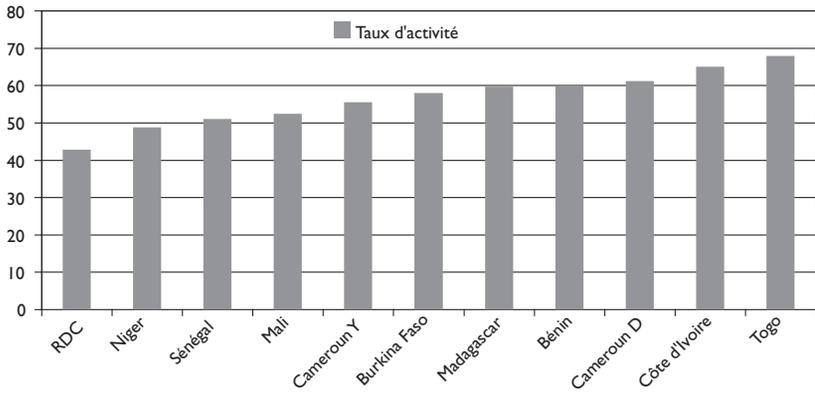


Figure 2

Quelques indicateurs clés du marché du travail en Afrique et dans les pays de l'OCDE (en %).

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; OCDE, ILO ; nos propres calculs.

Note : Cameroun D (Douala) ; Cameroun Y (Yaoundé).

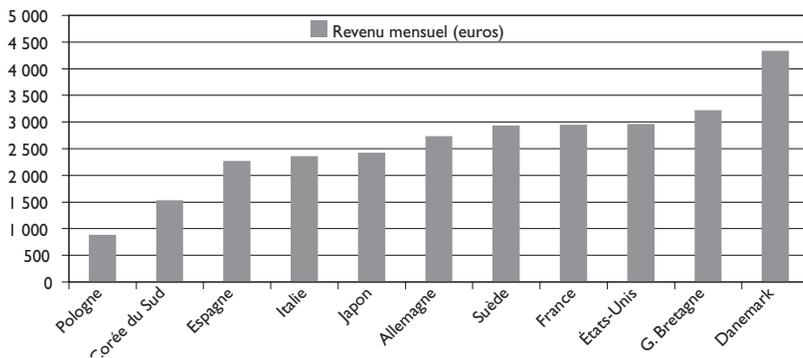
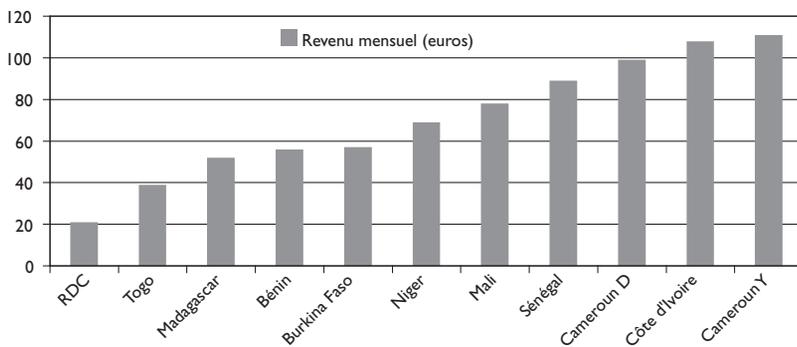
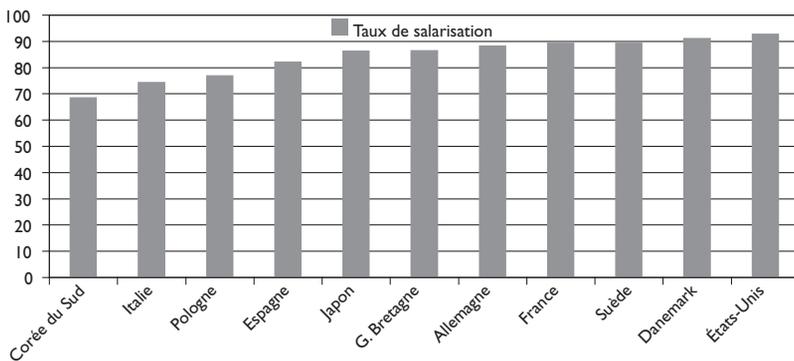
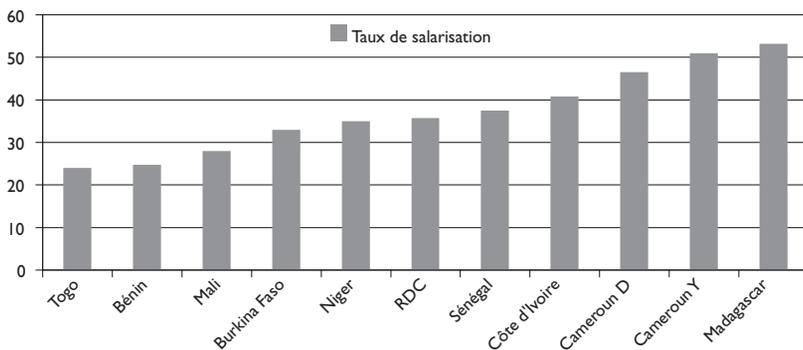


Figure 2 (suite)

Quelques indicateurs clés du marché du travail en Afrique et dans les pays de l'OCDE (en %).

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau I) ; OCDE, ILO ; nos propres calculs.

Note : Cameroun D (Douala) ; Cameroun Y (Yaoundé).

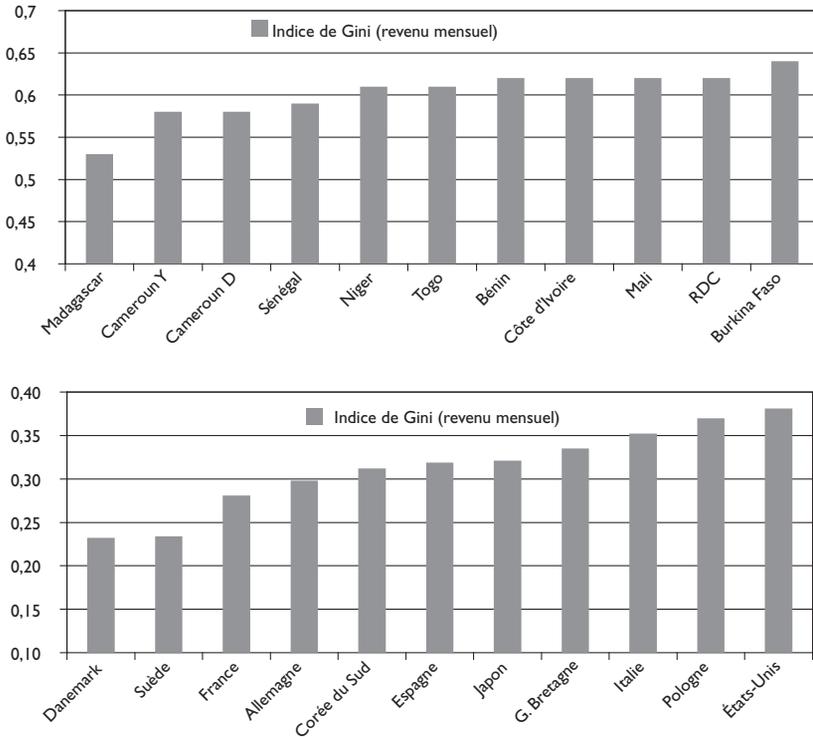


Figure 2 (suite)

Quelques indicateurs clés du marché du travail en Afrique et dans les pays de l'OCDE.

Sources : enquêtes I-2-3, phases I (voir tableau I) ; OCDE, ILO ; nos propres calculs.

Note : Cameroun D (Douala) ; Cameroun Y (Yaoundé).

signifie que le volume de travail n'est pas constant, et qu'une offre de travail élevée ne se traduit pas par un chômage plus fort, au contraire, ni d'ailleurs par de l'emploi dans le secteur informel (la corrélation entre les deux variables étant non significative). En revanche, les emplois publics étant rationnés, un taux d'activité élevé est associé à un taux d'emploi public faible (-0,67\*\*).

En matière de chômage, si nos deux mesures (au sens du BIT ; chômage élargi) conduisent à des différences de niveaux très élevées (voir chapitre 1), les deux indicateurs sont très étroitement corrélés (0,88\*\*\*). En revanche, les différentes manifestations du sous-emploi (chômage, lié à la durée du travail et invisible) ne sont pas liées entre elle, elles correspondent donc à des manifestations indépendantes du désajustement offre/demande. De la même manière et comme on l'a vu plus haut, un taux de chômage élevé n'est pas associé à un taux d'informalité faible, pas plus qu'à un salaire de réservation élevé des chômeurs (voir chapitre 1).

En ce qui concerne la structure des emplois, le taux d'emploi dans le secteur informel est logiquement inversement proportionnel au taux de salariat (-0,93\*\*\*), même si le secteur informel représente une part non négligeable du

Tableau 4  
Matrice de corrélation des principaux indicateurs du marché du travail

Indicateurs	TA	TC1	TC2	ESR	TSEV	TSEI	TS	TSI	TEPU	TEI	TPA	Rem	RFI	RHF	Q1/Q3	Gini0	Gini
Taux d'activité (TA)	I																
Taux de chômage BIT (TC1)	-0,33	I															
Taux de chômage élargi (TC2)	<b>-0,63</b>	<b>0,88</b>	I														
Écart de salaire de réservation* (ESR)	<b>0,58</b>	-0,21	-0,39	I													
Taux de sous-emploi visible (TSEU)	-0,33	-0,33	-0,06	-0,32	I												
Taux de sous-emploi invisible (TSEI)	0,19	-0,06	-0,11	0,36	-0,26	I											
Taux de salarisation (TS)	-0,02	0,21	0,44	-0,13	-0,31	<b>-0,64</b>	I										
Taux d'emploi secteur informel (TSI)	0,06	-0,07	-0,43	0,19	0,25	<b>0,69</b>	<b>-0,93</b>	I									
Taux d'emploi public (TEPU)	<b>-0,67</b>	0,44	<b>0,63</b>	-0,50	-0,12	-0,26	0,21	-0,36	I								
Taux d'emploi industriel (TEI)	0,09	-0,35	0,26	0,34	-0,03	0,04	0,44	-0,43	-0,19	I							
Taux de pluri-activité (TPA)	0,17	-0,29	-0,17	-0,02	-0,15	<b>-0,65</b>	<b>0,64</b>	<b>-0,81</b>	0,09	0,30	I						
Revenu nominal (REM)	0,23	0,26	-0,08	<b>0,54</b>	-0,39	-0,29	0,46	-0,25	-0,23	0,06	0,16	I					
Revenu formel/informel (RFI)	0,51	0,35	-0,10	<b>0,64</b>	<b>-0,52</b>	<b>0,64</b>	-0,32	0,49	-0,40	-0,15	-0,52	0,37	I				
Revenu homme/femme (RHF)	0,39	-0,40	<b>-0,73</b>	<b>0,54</b>	-0,00	0,48	<b>-0,72</b>	<b>0,73</b>	<b>-0,54</b>	-0,29	-0,37	0,08	0,49	I			
Rapport interquartile (Q3/Q1)	-0,32	0,19	0,29	-0,04	0,27	0,27	<b>-0,60</b>	0,50	0,27	-0,28	-0,52	-0,36	0,18	0,38	I		
Gini0 (y compris revenus = 0)	-0,12	0,38	0,04	0,02	-0,10	<b>0,56</b>	<b>-0,77</b>	<b>0,80</b>	0,05	<b>-0,68</b>	<b>-0,73</b>	-0,17	<b>0,57</b>	<b>0,57</b>	<b>0,69</b>	I	
Gini (hors revenus nuls)	-0,26	0,45	0,25	-0,11	0,08	0,31	<b>-0,63</b>	<b>0,68</b>	0,12	<b>-0,67</b>	<b>-0,73</b>	-0,12	0,41	0,45	<b>0,78</b>	<b>0,92</b>	I

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs.

Note : les coefficients significatifs à 10 % sont en gras, à 5 % en italiques et à 1 % soulignés italiques.\* : l'écart de salaire de réservation correspond au différentiel net entre le salaire incompressible pour lequel les chômeurs seraient prêts à travailler et le salaire en vigueur sur le marché pour un travailleur avec des caractéristiques identiques (voir méthodologie au chapitre I, tableau 10).

salariat. La relation avec le taux d'emploi public et le taux d'emploi industriel est plutôt négative, mais non significative (-0,36 et -0,43). En revanche, le taux de pluri-activité décroît très significativement avec la présence du secteur informel (-0,81\*\*\*), mettant en lumière les faibles marges de manœuvre (notamment en termes de temps) dégagées par ce secteur. Évidemment, plus l'emploi dans le secteur informel est élevé et moins les revenus le sont (-0,25, n.s.) et le sous-emploi invisible répandu (0,69\*\*), mais surtout plus les écarts entre revenus des secteurs formel et informel et entre hommes et femmes sont forts (0,49 et 0,73\*\*\* respectivement). Ceci se traduit par des niveaux d'inégalité de revenus du travail supérieurs (corrélation avec l'indice de Gini de 0,80\*\*\*). Naturellement, on observe la relation inverse avec le taux de salarisation : plus faible écart de revenu suivant le genre et le secteur institutionnel, et plus faibles inégalités, mais taux de pluri-activité plus élevé. On notera pour finir que plus le taux de sous-emploi invisible est fort et plus les inégalités le sont aussi (-0,56\*).

### **Au niveau micro : la prise en compte de toute l'hétérogénéité individuelle**

Moussa et Fatou ont 20 ans. Tous deux vivent dans la capitale d'un pays francophone d'Afrique. Ils sont allés à l'école et s'apprentent à entrer dans leur vie d'adulte. Quelles sont leurs perspectives ? Leurs parents ont-ils eu raison d'investir dans leur éducation ? Cela va-t-il accroître leurs chances de s'insérer sur le marché du travail et d'obtenir un travail « décent » ? Sont-ils égaux à cet égard ? Pourront-ils s'épanouir dans leur travail ou au contraire ressentiront-ils la frustration des déclassés, obligés d'accepter un emploi en deçà de leurs capacités ? Seront-ils chômeurs, inactifs, salariés ou indépendants ? Dans quel secteur : formel ou informel ? De quoi cela dépendra-t-il ? Et jusqu'à quel âge faudra-t-il qu'ils travaillent pour s'assurer une vie décente ? Ces questions, et bien d'autres, Moussa et Fatou, ou leurs parents, ont dû se les poser. Elles sont d'une importance cruciale : l'Afrique est aujourd'hui le continent le plus jeune avec plus de 64 % de la population âgée de moins de 25 ans et, compte tenu de la croissance démographique, elle va connaître une augmentation continue du nombre de jeunes qui arrivent sur le marché du travail en quête d'un emploi.

Fatou est une exception. Bachelière, comme Moussa, elle a reçu une éducation supérieure à la moyenne des jeunes de sa génération, dont 27 % ne vont pas à l'école entre 10 et 14 ans (chapitres 1 et 12), tous sexes confondus. Comparée aux autres jeunes filles, Fatou est encore plus exceptionnelle puisque 34 % des filles (contre 20 % des garçons) de sa génération ne vont pas à l'école entre 10 et 14 ans. L'écart entre les niveaux de scolarisation des filles et des garçons demeure en effet élevé en Afrique francophone, en dépit d'une réduction importante au cours des dernières décennies favorisée par un accroissement général du taux de fréquentation scolaire. Au tournant du siècle, les conditions de la scolarisation demeurent difficiles. La scolarité vient en effet concurrencer d'autres activités potentiellement rémunératrices pour les ménages. Ainsi, en

moyenne 45 % des enfants de 10 à 14 ans participent aux travaux domestiques et 12 % ont une activité économique, ceci n'empêchant d'ailleurs pas toujours leur scolarisation, puisque près de 31 % des enfants de 10 à 14 ans travaillent et vont à l'école. En réalité, la concurrence semble s'exercer principalement entre activité économique et scolarisation, mais pas entre travail domestique et scolarisation (chapitre 12). En d'autres termes, il est fréquent d'observer des enfants qui cumulent participation aux travaux domestiques, avec parfois un nombre d'heures important, et scolarisation, alors qu'activité économique et scolarisation tendent à s'exclure mutuellement. Ce résultat général doit cependant être nuancé. Filles et garçons ne sont en effet pas logés à la même enseigne. Quand les filles sont déscolarisées, leur force de travail est plus souvent employée pour fournir des revenus à la famille ou pour vaquer à des tâches domestiques. Les garçons sont plus souvent employés comme apprentis. En général non rémunérés, ils poursuivent cependant leur investissement en capital humain sous une autre forme. Naturellement, des différences existent entre les capitales et en fonction des caractéristiques du milieu d'origine. Comme on pouvait s'y attendre, tous les enfants ne sont pas égaux : ceux qui sont nés de parents éduqués ont une probabilité plus forte d'être scolarisés, de même que ceux dont le ménage bénéficie d'une aisance matérielle supérieure, traduisant probablement le rôle de la contrainte budgétaire dans l'arbitrage entre travail et éducation.

Quels bénéfices Fatou et Moussa peuvent-ils escompter de leur diplôme ? Les bénéfices de l'éducation sur le marché du travail peuvent être retirés à plusieurs niveaux : risque de chômage amoindri ; meilleur accès à des emplois de « qualité » ; rémunération plus élevée. Dans les pays étudiés, le chômage, tel que défini par le BIT, est à un niveau comparable à celui observé dans certains pays européens développés (chapitre 1) : 12 % en moyenne dans l'ensemble des villes sous revue. Cependant, la relation entre l'éducation et le chômage est inverse de celle observée dans les pays développés : entre 15 et 18 % des actifs ayant un niveau d'éducation secondaire ou supérieur sont au chômage, contre seulement 11 % de ceux ayant un niveau d'éducation primaire et 8 % de ceux n'ayant aucune éducation. Pour cette raison, le chômage observé est souvent considéré comme un chômage volontaire de « file d'attente » : sont au chômage ceux qui peuvent se le permettre en attendant de décrocher un emploi conforme à leurs aspirations. Dans un tel contexte, on peut s'attendre à ce que nombre de chercheurs d'emploi découragés soit se retirent du marché du travail, soit finissent par accepter un emploi non conforme à leurs capacités. Le chapitre 2 examine l'importance et les conséquences de l'inadéquation professionnelle, définie comme une situation où la personne active occupée détient un emploi pour lequel elle est surqualifiée ou, au contraire, ne dispose pas d'une qualification jugée suffisante, à l'aune de ce qui est considéré comme étant une qualification « normale », compte tenu de ce qui peut être observé en moyenne dans la population. Selon cette définition, seuls 53 % des actifs occupés âgés de 25 ans ou plus ont un emploi en adéquation avec leur qualification, 30 % sont sous-qualifiés et 16 % au contraire sont surqualifiés pour l'emploi qu'ils

occupent. Conformément aux attentes, l'incidence de la sous-qualification est plus élevée chez les actifs faiblement éduqués, alors que la surqualification est relativement plus fréquente chez les actifs ayant un niveau d'éducation secondaire ou supérieur. Le fait marquant est l'importance de la surqualification chez les actifs occupés dont l'éducation est au moins égale au niveau atteint à la sortie du collège : 59 % de ceux ayant achevé le collège mais pas le lycée et 69 % de ceux ayant achevé leurs études secondaires mais n'ayant pas de diplôme d'études supérieures sont dans ce cas. Les diplômés de l'enseignement supérieur sont un peu mieux lotis avec « seulement » 45 % de surdiplômés. Le chapitre montre également que les attentes des chômeurs quant à l'adéquation de leur emploi avec leur formation diminuent avec la durée du chômage, ce qui valide l'hypothèse d'un chômage de « file d'attente ».

Fatou et Moussa ont-ils pour autant eu tort de consacrer quelques années à acquérir leur diplôme ? Certes leur accès à un emploi qualifié semble compromis. Mais en termes de rémunération, les rendements de l'éducation demeurent élevés. Tout d'abord, les résultats du chapitre 2 indiquent que les années d'éducation requises dans l'emploi ont un impact positif sur les revenus des actifs employés : une année supplémentaire d'éducation implique une rémunération supérieure de 10 %. Ensuite, toute année d'éducation supplémentaire par rapport à la norme entraîne une augmentation supplémentaire de 5 à 6 %. Ainsi, pour les personnes surqualifiées, le fait d'occuper un emploi en dessous de leur qualification implique une pénalité salariale par rapport aux personnes de même qualification occupant un emploi en adéquation avec leur formation, mais le rendement des années de sur-éducation demeure positif. Ces résultats sont confirmés par ceux du chapitre 5, dans lequel l'allocation des actifs entre les différents secteurs d'emploi (secteur public, secteur privé formel, secteur informel) est étudiée et les rendements de l'éducation dans chaque secteur évalués. L'étude montre que si l'éducation ne constitue pas un rempart contre le chômage elle permet un meilleur accès aux secteurs les plus rémunérateurs (secteur public et secteur privé formel) et présente des rendements positifs, y compris dans le secteur informel. Ce chapitre montre également que les rendements sont convexes, contrairement à la théorie du capital humain « standard », qui postule la concavité des rendements. Ceci a des implications importantes en termes de politique éducative : d'une part, si les rendements sont convexes, l'investissement massif dans l'enseignement primaire peut ne pas produire les effets attendus si l'accès aux établissements d'enseignement secondaire n'est pas également facilité. D'autre part, soumis à de fortes contraintes budgétaires, les ménages pauvres peuvent choisir de scolariser uniquement une partie de leurs enfants pour tirer le meilleur parti de cette convexité. Dans un contexte où les rôles sociaux « traditionnels » sont souvent distribués en fonction du genre, ceci peut expliquer le sous-investissement relatif dont les jeunes filles continuent de faire les frais.

La mise en évidence de rendements positifs de l'éducation dans le secteur informel est un résultat important, étant donné que ce secteur emploie plus de 70 % de la population active occupée. Même avec un secteur informel

surdimensionné, les efforts consentis pour améliorer le niveau d'éducation de la population ne sont pas vains. L'importance du secteur informel est souvent perçue comme résultante de la segmentation du marché de l'emploi. Le marché est segmenté lorsqu'il existe un secteur d'emploi dans lequel les emplois sont rationnés du fait de l'imposition de règles salariales contraignantes (salaire minimum, fixation du salaire par une logique de salaire d'efficience, etc.) ou pour d'autres raisons. L'accès à ce secteur étant restreint, ceux qui ne peuvent y accéder sont « rejetés » dans un segment du marché où les emplois offrent une protection ou une rémunération moins intéressante au salarié. Dans les pays en développement, il est habituel d'examiner cette question en distinguant un secteur formel (public et privé formel) et un secteur informel. Ce faisant, le secteur informel est alors considéré comme un ensemble homogène. Or celui-ci regroupe une multitude de petites entreprises dans lesquelles tous les individus n'ont pas le même statut : certains sont chefs d'entreprise et emploient des salariés, certains sont salariés de ces mêmes entreprises et d'autres sont des entrepreneurs individuels. Dès lors que le secteur informel offre la possibilité d'échapper à l'imposition et aux prélèvements sociaux, on peut faire l'hypothèse que certains des actifs qui travaillent dans ce secteur ont choisi de le faire : ce peut être le cas en particulier des chefs d'entreprise. Dans un contexte où l'accès au marché du capital est limité pour beaucoup d'actifs, tous ne sont pas en mesure d'accéder au statut de chef d'entreprise. Il existerait alors une segmentation au sein même du secteur informel qu'il conviendrait de mettre en évidence. C'est à cette question qu'est consacré le chapitre 6. L'allocation du travail entre trois secteurs y est étudiée : secteur formel (public et formel privé), secteur informel « supérieur » (regroupant les entrepreneurs employant au moins une personne) et secteur informel « inférieur » (regroupant les entrepreneurs individuels et les salariés). Les résultats mettent en évidence une segmentation du marché du travail dans les sept capitales de l'UEMOA qui s'opère au sein du secteur informel, entre le segment supérieur et le segment inférieur : la proportion de ceux et celles qui, compte tenu de leurs caractéristiques en termes d'éducation et d'expérience, devraient travailler dans les secteurs formel ou informel supérieur apparaît inférieure à ce qu'elle devrait être si le marché n'était pas segmenté. La restriction d'accès au segment supérieur du secteur informel constitue donc un facteur explicatif de la pauvreté.

L'accent mis sur la rémunération, légitime lorsqu'il s'agit de populations soumises au risque de pauvreté, ne doit pas faire oublier qu'il existe d'autres dimensions de la relation de travail qui sont tout aussi importantes. Les chapitres 3 et 4 s'intéressent à des aspects de l'emploi encore peu traités dans les pays en développement, particulièrement en Afrique subsaharienne. Le chapitre 3 offre une analyse de la satisfaction exprimée par les individus concernant leur travail, mesurée à travers l'absence de désir de changer d'emploi ou de statut sur le marché du travail. Les résultats confirment qu'un salaire élevé contribue à accroître la satisfaction dans l'emploi, mais que ce n'en est pas le seul déterminant. Ainsi la satisfaction croît avec l'âge des individus, ce qui met en lumière les difficultés d'insertion des jeunes sur le marché du travail. Par

ailleurs, lorsque l'on examine le lien avec l'éducation, on observe que le niveau de satisfaction tend à diminuer avec le niveau d'éducation, toutes choses égales par ailleurs, ce qui est cohérent avec l'observation que le risque de sur-éducation par rapport à l'emploi occupé croît avec le niveau de qualification. De façon générale, les conditions d'emploi semblent déterminer la satisfaction tout autant que le revenu. Ainsi le fait de travailler dans le secteur public, de bénéficier d'un salaire fixe, d'avoir un emploi continu plutôt qu'irrégulier, d'être cadre supérieur, patron ou même entrepreneur individuel contribuent à accroître la satisfaction. Quant au secteur informel, il n'est pas systématiquement synonyme de moindre satisfaction que le secteur privé formel, un résultat qui semble contradictoire avec la vision dualiste conventionnelle. L'étude souligne également le rôle des aspirations individuelles dans la formation du sentiment de satisfaction : ceux et celles dont le père a un niveau d'études supérieur au niveau primaire ont un niveau de satisfaction plus faible, toutes choses égales par ailleurs. Certaines de ces dimensions de l'emploi sont reprises dans le chapitre 4, qui traite de la question de la vulnérabilité dans l'emploi. Là encore, il s'agit d'un sujet qui n'avait jusqu'aujourd'hui encore reçu aucun traitement dans la littérature, du moins pour ce qui concerne l'Afrique subsaharienne. Les auteurs construisent un indicateur composite de la vulnérabilité qui recouvre de multiples dimensions de l'emploi occupé : précarité contractuelle, conditions d'exercice, irrégularité de la rémunération, sous-emploi, inadéquation de l'emploi aux caractéristiques individuelles. L'exercice révèle que 85 % des travailleurs des secteurs privés de l'ensemble des capitales considérées sont vulnérables, selon au moins un des sept critères de vulnérabilité retenus. Dans un marché du travail concurrentiel, la théorie des salaires compensatoires prédit que les personnes occupées dans des emplois ayant des caractéristiques non désirables du point de vue de la pénibilité ou de la protection offerte aux employés devraient être mieux rémunérées. L'étude montre que cette théorie n'est pas totalement invalidée sur les marchés du travail des métropoles sous revue. Certes, en moyenne, la vulnérabilité dans l'emploi est associée à une plus faible rémunération. Mais le résultat ne vaut que pour le secteur privé formel. Dans le secteur informel, en revanche, le revenu moyen associé à une vulnérabilité élevée est supérieur à celui associé à une vulnérabilité faible, toutes choses égales par ailleurs. L'hypothèse que les gains moyens peuvent compenser un certain niveau de vulnérabilité est donc vérifiée dans le secteur informel.

Bien que munie du même niveau de diplôme que Moussa, Fatou a-t-elle les mêmes chances d'accéder à l'emploi qu'elle désire que Moussa ? Tous deux ont-ils les mêmes chances que d'autres personnes avec un même niveau de diplôme, mais d'origine différente ? Les chapitres 8 et 9 traitent de cette question, chacun sous un angle différent. Dans le chapitre 8, les informations sur l'emploi des personnes interrogées et sur celui de leur père sont employées pour analyser l'inégalité des chances sur le marché du travail. Les résultats montrent que l'origine sociale a un rôle déterminant dans le positionnement sur le marché du travail, favorisant de ce fait la transmission intergénérationnelle des inégalités. Les canaux de transmission sont à la fois directs et indirects. Dans certaines

villes, l'accès aux segments « supérieurs » du marché du travail (secteurs public et privé formel) est déterminé par le niveau d'éducation, lui-même fonction de la situation professionnelle des parents. Dans d'autres villes, l'emploi dans un secteur plutôt qu'un autre dépend directement de la situation socio-professionnelle des parents. L'appartenance ethnique ou le statut de migration ont également parfois un impact significatif. Dans le chapitre 9, c'est la question de la discrimination qui est traitée. Les auteurs emploient une méthode de décomposition de l'écart de rémunération entre hommes et femmes et entre l'ethnie majoritaire et les autres, qui permet de tenir compte de la sélection endogène des individus sur les différents segments du marché du travail. Les résultats montrent l'existence d'un écart de revenu important entre hommes et femmes sur les marchés africains du travail urbain, toujours en défaveur des femmes (qui reçoivent en moyenne un salaire compris entre 21 et 50 % de celui des hommes) et qui ne peut être expliqué par les différences dans les caractéristiques moyennes des travailleurs des deux sexes. En revanche, les écarts constatés entre groupes ethniques sont beaucoup moins importants, et le groupe majoritaire ne semble pas bénéficier d'une position systématiquement plus enviable que les autres en moyenne.

Bien que diplômés, Moussa et Fatou sont en droit d'appréhender leur entrée sur le marché du travail. Ce dernier n'offre pas les mêmes chances à tout le monde : l'accès aux secteurs d'emploi les plus enviables du point de vue des conditions de travail et du revenu semble en effet être limité et dépendre de la position sociale des parents, tout autant que du diplôme détenu. Le chômage des diplômés est élevé, et une bonne proportion de ceux qui sont employés sont frustrés car ne sont pas parvenus à obtenir un emploi en adéquation avec leur qualification, même si leur niveau de qualification leur garantit d'obtenir en moyenne une rémunération supérieure, toutes choses égales par ailleurs. Pour Fatou, la situation est encore plus difficile car, étant femme, elle est susceptible de souffrir de discriminations.

Il est possible que Fatou se marie rapidement et, tout compte fait, choisisse de prendre en charge la marche de son ménage. Elle se spécialisera dans les tâches domestiques et l'éducation des enfants. Mais même si elle décide finalement de travailler, il est fort probable que Fatou hérite de l'essentiel des travaux domestiques, ainsi que le montrent les résultats du chapitre 7, qui traite de l'arbitrage entre travail domestique et emploi. Dans les dix pays considérés, le travail domestique représente en moyenne près d'un tiers du temps de travail total. Malgré un taux de participation plus faible sur le marché du travail, les femmes rendent compte, en moyenne, de plus de la moitié (56 %) du temps de travail total du ménage, en incluant les activités domestiques (62 % dans le cas des pays de l'UEMOA), du fait qu'elles prennent en charge l'essentiel du travail domestique et ce, qu'elles aient ou non une activité rémunérée : elles assurent ainsi 43 % du temps de travail « de marché », mais 89 % du temps de travail domestique. Les femmes actives assurent même une « double journée », dans la mesure où la charge domestique qu'elles assurent en plus de leur emploi n'est pas moindre que celle des femmes inactives. Plusieurs facteurs sont corrélés

aux inégalités dans la division du travail entre hommes et femmes. Les normes sociales, mesurées à travers diverses variables, semblent jouer un rôle déterminant. Ainsi, la position relative dans le ménage, la classe d'âge, la religion et, dans une moindre mesure, l'éducation ont toutes un impact significatif sur la répartition du travail entre les sexes, qu'il s'agisse du travail domestique ou orienté vers le marché. Le type de ménage ainsi que sa structure démographique jouent aussi un rôle important dans cette répartition : les ménages élargis, polygames, ou comptant un plus grand nombre d'adultes ont une division du travail selon le genre différente de celle des ménages constitués par des couples avec des enfants en bas âge ou monogames.

Face aux difficultés d'insertion sur le marché du travail, de nombreux jeunes peuvent être tentés par l'expérience migratoire. Si les conditions d'emploi sur le marché du travail ne sont pas favorables, pourquoi ne pas tenter sa chance ailleurs ? Dans ce livre, cette question est abordée sous deux angles originaux. Le chapitre 10 traite des migrations entre pays de l'espace économique créé par l'UEMOA. La réalisation simultanée d'une série d'enquêtes-emploi sous le même format dans les sept capitales francophones de l'Union offre en effet l'opportunité d'examiner les déterminants monétaires des migrations au sein cette zone, dont les pays membres ont signé un accord de libre circulation. Le chapitre propose donc un regard sur les migrations observées entre pays du Sud, sujet encore trop peu traité dans la littérature. Il laisse de côté l'analyse des migrations Sud-Nord, laquelle requiert des données d'une autre nature pour être traitée correctement. Le chapitre permet de documenter l'importance des migrations entre les pays de l'Union. Sans surprise la Côte d'Ivoire est de loin le pays d'immigration le plus important de la région. À contrario, le Mali et le Burkina Faso fournissent le plus gros contingent des émigrés, que l'on retrouve pour une bonne part dans les faubourgs d'Abidjan. Le Togo et le Bénin sont dans une position particulière, étant tous deux des pays de forte immigration et de forte émigration. Fatou et Moussa sont-ils susceptibles de migrer dans un autre pays de la zone ? Étant bacheliers tous les deux, il y a peu de chances. Les résultats montrent en effet que les migrants qui voyagent d'une capitale africaine à l'autre sont en moyenne moins éduqués que les non-migrants, à la fois de leur pays d'origine et de leur pays de destination. Ils ont une probabilité plus forte de travailler dans le secteur informel et reçoivent des salaires plus faibles. La fuite des cerveaux ne semble donc pas être la caractéristique principale des flux migratoires entre pays de l'Ouest-africain francophone. Pour autant, toutes choses égales par ailleurs, les choix de résidence opérés par les migrants semblent répondre, au moins en partie, à des différences de rémunération : migrants, comme non-migrants, choisissent de vivre dans des villes où leurs gains espérés, compte tenu de leurs caractéristiques, sont plus élevés. On l'aura compris, étant diplômés, Fatou et Moussa ont plus de chances de migrer à destination d'un pays développé que d'un autre pays en développement. Mais leur migration, si elle intervient, pourrait n'être que temporaire. Plusieurs travaux récents dans le domaine de l'analyse des migrations internationales montrent en effet que, dans une grande proportion, les migrants finissent par

retourner dans leur pays d'origine. Dans ces conditions, la question de l'impact net des migrations internationales, qualifiées ou non, sur le pays d'origine des migrants peut être posée. La migration des travailleurs éduqués pourrait ainsi ne pas être aussi négative que l'on pourrait le craindre, si les migrants reviennent en nombre suffisant et rapportent un capital et un savoir-faire qu'ils parviennent à valoriser dans leur pays d'origine. Ce sujet fait l'objet des analyses du chapitre 11. Les données des *enquêtes 1-2-3* réalisées dans les pays de l'UEMOA y sont mobilisées pour évaluer le différentiel de salaires entre les actifs qui n'ont pas migré et ceux qui, ayant migré, sont revenus dans leur pays d'origine (« migrants de retour »). Les résultats obtenus dans cette étude permettent de faire une distinction claire entre les migrants, selon qu'ils reviennent d'un pays développé ou d'une autre capitale de l'UEMOA. En effet, en dehors de l'âge et du sexe, les migrants revenant d'un pays membre de l'UEMOA ont des caractéristiques et un comportement de participation au marché du travail très semblables à ceux des non-migrants. Ceux revenant des pays de l'OCDE sont en revanche nettement plus éduqués, plus actifs et plus riches que les non-migrants. Ils ont aussi une probabilité plus forte de travailler dans le secteur formel. Cependant, cet écart disparaît et devient même négatif lorsque l'on tient compte de l'éducation, ce qui suggère que les migrants subissent une perte en capital social diminuant leur accès aux emplois du secteur formel. En termes de revenu, les résultats montrent l'existence d'une « prime » à la migration importante pour les migrants revenant des pays de l'OCDE. Pour ceux revenant de l'UEMOA ou d'autres pays aucune différence significative n'a pu être mise en évidence. Un effet identique a pu également être identifié sur la productivité des entreprises du secteur informel.

Migrants ou non-migrants, employés du secteur formel, entrepreneurs du secteur informel ou simples salariés, inactifs, tous font face à un problème identique : comment assurer que les revenus disponibles à l'âge de la retraite seront suffisants pour maintenir un niveau de bien-être minimum ? Cette question, Fatou et Moussa ne se la posent peut-être pas encore. Mais autour d'eux, ils observent qu'un nombre important de personnes parvenues à l'âge de la retraite sont contraintes de rester actives, faute d'un revenu de remplacement suffisant. S'ils anticipent que cette réalité deviendra la leur lorsqu'ils seront âgés, cela peut les inciter à adopter des comportements de précaution spécifiques, afin de faire face à cette échéance dans les meilleures conditions possibles. Par exemple, ils peuvent décider d'avoir plus d'enfants que ce qu'ils jugeraient être souhaitable, afin de s'assurer que ceux-ci pourront les prendre en charge lorsque cela deviendra nécessaire. Par ailleurs, le maintien sur le marché du travail de personnes qui devraient être en retraite ne favorise probablement pas l'insertion sur ce même marché des jeunes actifs. La question du travail à l'âge de la retraite est donc une question importante, qui reçoit un traitement dans le chapitre 13. Jusqu'à ces dernières années, « 55 ans » marquait l'âge de la retraite dans la plupart des capitales francophones d'Afrique de l'Ouest. Cependant, seules les personnes ayant exercé une activité dans les entreprises privées du secteur formel de l'économie ou dans l'administration peuvent bénéficier d'une

pension. De plus, le montant de ces pensions reste dans l'ensemble relativement modique, en particulier pour ceux qui exerçaient en dehors du secteur public. Cette allocation souvent dérisoire conduit à penser que les retraites ne constituent pas une source de remplacement du salaire, mais s'apparentent plus à un minimum de survie. Or la plupart des personnes âgées ne sont pas à la charge de leurs enfants, mais au contraire ont encore de jeunes enfants à charge, et les retraités tentent avec la modicité de leurs revenus de couvrir les charges familiales qui pèsent sur eux jusqu'à un âge avancé. Ces chefs de ménage âgés doivent souvent également prendre en charge leurs enfants plus grands qui ne sont pas encore insérés sur le marché du travail. Pour cette raison, arrivés à l'âge de la retraite, les hommes sont encore relativement nombreux à travailler. Ainsi dans le groupe d'âge 55-59 ans, ils sont plus de 60 % à exercer une activité et, au-delà de 60 ans, une proportion importante d'individus travaille encore. Avec l'âge, les travailleurs sont de plus en plus cantonnés dans le secteur informel. Ainsi au Sud, comme au Nord, le débat sur le recul de l'âge de la retraite est à l'ordre du jour. Mais il ne se pose pas du tout dans les mêmes termes. Alors qu'au Nord, les revendications des salariés portent sur le maintien de l'âge de la retraite à un niveau aussi bas que possible, au Sud, le recul de l'âge de la retraite est une des revendications majeures des syndicats de la sous-région. C'est compréhensible, dans la mesure où, étant donné la modicité des pensions, les salariés pensionnés du secteur formel se retrouvent contraints d'exercer dans le secteur informel une fois passé l'âge de la retraite.

Cette section a présenté à grands traits les principaux résultats obtenus dans les treize chapitres de cet ouvrage. Mais, naturellement, des différences peuvent être observées entre les capitales étudiées. Il serait trop long et fastidieux de les mentionner toutes. Ceci étant, et sans que cela puisse être généralisé à l'ensemble des dimensions étudiées, quelques tendances peuvent être identifiées qui méritent que l'on s'y arrête. Les résultats des chapitres 2 (inadéquation professionnelle), 8 (inégalité des chances) et 9 (discriminations) conduisent en effet à former deux groupes de pays plus ou moins homogènes du point de vue de ces dimensions : les capitales des pays côtiers (Bénin, Côte d'Ivoire, Sénégal, Togo) semblent caractérisées par des marchés du travail avec une plus forte mobilité sociale entre générations et moins marqués par la segmentation et la discrimination à l'encontre des femmes ou des ethnies minoritaires que celles des pays enclavés (Burkina Faso, Mali, Niger). Les pays enclavés sont également ceux, parmi les sept pays de l'UEMOA, qui présentent les plus faibles niveaux de développement humain et de richesse, et l'urbanisation y est moins avancée qu'ailleurs. Sans rechercher à ce niveau de rapport de causalité dans un sens ou dans l'autre, on ne peut qu'être frappé par le lien observé entre le degré de développement et le fonctionnement plus ou moins ouvert du marché du travail. Ce n'est peut-être pas non plus un hasard si le Burkina Faso, le Mali et le Niger sont, dans cet ordre, les trois pays qui fournissent les plus gros contingents de migrants dans la sous-région (voir chapitre 10). Il convient cependant de mentionner que les pays enclavés n'apparaissent pas « derrière » les pays côtiers dans toutes les dimensions : sur le plan de la satisfaction dans

l'emploi par exemple, les deux pays où le niveau de satisfaction est le plus élevé sont le Mali et le Bénin (avec 50 % de satisfaits), loin devant la Côte d'Ivoire (37 %).

Nous soulignerons pour finir que l'ensemble des auteurs de ce volume sont des chercheurs (ou associés) à Dial, unité mixte de recherche de l'IRD et de l'université Paris-Dauphine (voir la présentation des auteurs en fin d'ouvrage). Ce travail s'appuie sur une démarche originale de Dial depuis sa fondation (en 1990), qui consiste à allier production statistique, recherche économique et analyse des politiques publiques (CLING et ROUBAUD, 2006 ; NORDMAN et ROUBAUD, 2010). Si l'articulation entre recherche et politique est relativement courante, l'implication d'un centre de recherche dans la production de données statistiques officielles de première main est, elle, beaucoup moins répandue. Pendant longtemps, les économistes se sont tenus « loin du terrain », en se contentant d'exploiter des bases de données produites par d'autres, notamment par la statistique publique. La Banque mondiale, et son programme LSMS, constitue une exception notable à cet égard. Ce n'est que récemment, et particulièrement à l'instigation des promoteurs des méthodes d'évaluation d'impact *ex post* des politiques publiques (comme le *Poverty Action Lab*), que les économistes « académiques » du développement se sont engagés dans la collecte de données ; encore convient-il de noter qu'il s'agit en général de protocoles *ad hoc* et non d'enquêtes officielles. Dans notre cas, cette spécificité permet de faire d'une pierre deux coups : contribuer à combler le gap de la pauvreté des statistiques dans les PED, tout spécifiquement en Afrique, et partant élargir le champ de la recherche en économie appliquée, tout en s'assurant que les analyses produites sont compatibles avec les chiffres officiels. Elle présente aussi l'avantage de contribuer à établir des ponts entre les deux communautés (statistique et académique), nulle part aussi déconnectée qu'en Afrique. Nous espérons que les lecteurs seront convaincus du bien-fondé de cette approche, qui mériterait d'être élargie.

Cet ouvrage vise à toucher l'ensemble de la communauté du développement intéressée par les marchés du travail et, plus largement, par l'Afrique subsaharienne, quelles que soient leurs compétences : chercheurs et étudiants, décideurs et bailleurs de fonds et tous les citoyens ordinaires, du Sud ou du Nord. Vouloir embrasser aussi large pose évidemment des problèmes. Alors que nous souhaitons présenter les meilleures pratiques en matière d'économétrie pour le public de type académique, nous voulons aussi rester accessibles à la majorité afin de fournir de « la matière à penser » pour stimuler le débat démocratique. En conséquence, les chapitres de ce volume ont été allégés de leur partie technique par rapport à leur version initiale, avec l'objectif de se centrer sur la démarche et les principaux messages. Cependant, tous ceux qui seraient intéressés par les questions plus méthodologiques pourront se reporter au site web qui accompagne cet ouvrage : <http://www.dial.ird.fr/publications>. De plus, et à chaque fois qu'ils l'ont jugé utile, les auteurs font référence à la version longue de leur chapitre. Il convient également de souligner que notre approche est fondamentalement quantitative ; non pas que nous la jugeons en

quoi que ce soit supérieure, mais parce qu'elle correspond à nos propres qualifications. Néanmoins, ceux qui penchent pour une démarche plutôt qualitative sont invités à mettre leurs connaissances en perspective et à confronter leur propre pratique ou leurs intuitions avec ce que nous disent les chiffres, afin d'essayer d'en tirer des enseignements. Enfin, ce livre ne fournit pas de recommandations de politiques économiques prêtes à l'emploi. Ce n'est ni notre objectif, ni du champ de nos compétences. Cependant, nous considérons que toute action dans ce domaine doit être fondée sur des résultats de recherche, dont elle peut être considérée comme un débouché naturel. De ce point de vue, nous sommes convaincus que cet ouvrage peut être extrêmement utile pour l'élaboration de politiques, à tous ceux qui souhaiteraient se livrer à ce type d'exercice.

# L'emploi, le chômage et les conditions d'activité sur les marchés urbains du travail

## Principales spécificités

*François ROUBAUD*

*Constance TORELLI*

## Introduction

Ce premier chapitre propose un tour d'horizon des principales caractéristiques des marchés urbains du travail et de la main-d'œuvre qui y est employée dans la première moitié des années 2000. L'analyse descriptive de plus d'une dizaine d'*enquêtes 1-2-3* réalisées sur le continent au cours de la décennie en cours permet d'établir un certain nombre de traits caractéristiques robustes quant aux spécificités africaines. Nous balayons un spectre large d'indicateurs comme le niveau d'éducation et lien formation-emploi, le chômage et le sous-emploi, la répartition et les propriétés des emplois par secteur institutionnel, notamment le secteur informel, la qualité des emplois (revenus, protection sociale), la pluri-activité, etc. en pointant les grandes questions qui se font jour et qui sont ensuite étudiées en détail dans les chapitres suivants de l'ouvrage.

Plus concrètement, ce chapitre est organisé comme suit. La première partie décrit la situation socio-démographique des onze agglomérations étudiées, tandis que les parties suivantes sont exclusivement centrées sur le marché du travail. La question

de la participation est abordée dans la partie 2, la partie 3 étant consacrée au phénomène chômage. Les parties 4 et 5 s'intéressent plus spécifiquement à l'emploi, sa structure et les caractéristiques de la main-d'œuvre par secteur institutionnel pour la première, les revenus d'activité et les conditions de travail pour la seconde. Enfin, la dernière partie aborde la question des perspectives d'emploi, en se centrant sur les jeunes. Dans ce chapitre, nous apportons une attention particulière aux thèmes du chômage, du secteur informel et des revenus (situés au cœur des problématiques étudiées dans les autres chapitres). Nous avons, autant que possible, introduit une dimension genre pour chacun des indicateurs présentés.

## La situation socio-démographique

La population des ménages ordinaires des principales agglomérations des 10 pays sous revue (Afrique de l'Ouest : Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Niger, Sénégal et Togo ; Afrique centrale : Cameroun, RDC ; océan Indien : Madagascar) chiffre à près de 20 millions de personnes au cours de la première moitié des années 2000 (tableau 1). Le poids des sept pays de l'UEMOA est équivalent à celui de l'Afrique centrale (un peu plus de 9 millions), tandis qu'Antananarivo, seule représentante de l'océan Indien, n'est que de 1,3 million. Un ratio de 1 à 8 sépare la ville la moins peuplée (Niamey, 675 000 habitants) à la plus peuplée Kinshasa (5 800 000 habitants). Avec 3 046 000 personnes, Abidjan arrive loin en tête et représente le tiers du total en Afrique de l'Ouest. À elle seule, Abidjan est aussi peuplée que les deux agglomérations suivantes réunies : Dakar et Bamako.

Rapportée à la population totale de chaque pays, la population de chacune des agglomérations représente de 6-7 % (Niamey et Ouagadougou) à plus de 22 % (Dakar), reflétant en partie la faiblesse des taux d'urbanisation en Afrique sahélienne. Mais si l'on rapporte la population de ces villes à la population urbaine, le ratio moyen atteint près de 40 % en Afrique de l'Ouest. Dakar apparaît particulièrement « hypertrophiée » avec 52 % de la population urbaine. En Afrique centrale et à Madagascar, le phénomène est légèrement moins marqué, mais la capitale concentre tout de même près d'un tiers des urbains ; le Cameroun fait figure d'exception, avec sa structure bicéphale, les deux principales agglomérations (Yaoundé et Douala) étant de taille similaire, mais agrégeant néanmoins plus de 40 % de la population urbaine. Au-delà de cette spécificité africaine (relatif sous-développement des villes secondaires), le poids prépondérant de la principale agglomération renforce l'intérêt du champ couvert dans cet ouvrage : d'une part, le poids démographique des centres urbains sous revue est très important ; d'autre part, la composition et le fonctionnement des marchés du travail sont probablement très différents suivant que l'on traite de la capitale ou de l'ensemble du milieu urbain.

Tableau I  
Population et caractéristiques démographiques

Caractéristiques démographiques	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Population (l 000)	809	856	3 046	1 143	675	1 906	784	<b>9 219</b>	1 817	1 907	5 751	1 248
% de la population	12 %	7 %	17 %	11 %	6 %	22 %	16 %	13 %	10 %	11 %	10 %	8 %
% de la pop. urbaine	31 %	37 %	39 %	37 %	32 %	53 %	43 %	39 %	21 %	22 %	35 %	30 %
Structure par âge (%)												
de 0 à 14 ans	36,5	37,6	34,0	44,0	43,0	34,6	35,0	<b>36,7</b>	36,8	33,2	39,9	40,5
de 15 à 59 ans	60,0	58,7	64,2	52,5	54,0	60,8	62,0	<b>60,2</b>	61,1	63,8	56,0	55,7
60 ans ou plus	3,5	3,7	1,8	3,5	3,0	4,6	3,0	<b>3,1</b>	2,1	3,0	4,1	3,8
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100	100	<b>100</b>	100	100	100	100
Âge moyen	22,8	22,5	22,4	21,1	21,2	23,9	23,0	<b>22,5</b>	21,3	23,5	23,0	24,2
Âge médian	20	19	21	17	17	20	21	<b>20</b>	20	22	19	20
Femmes (%)	52,0	49,5	50,6	50,0	50,7	51,5	51,6	<b>50,8</b>	49,7	49,1	51,3	50,3
Migrants (%)	38,0	43,0	51,0	36,0	36,5	27,6	48,2	<b>41,3</b>	51,9	53,6	22,3	19,9

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 : UEMOA, 2001-2002, INS, Afristat, Dial ; Madagascar, 2001, Instat, Dial ; Cameroun, 2005, INS, Dial ; RDC : 2005, INS, Dial ; nos propres calculs.

Note : la population de Douala et celle de Yaoundé ont été calées sur les résultats définitifs du Recensement de 2005, publiés en 2010. Ils ne sont pas très différents des projections de 2005 (quelques dizaines de milliers d'habitants). Les indicateurs % de la population et % de la population urbaine doivent être pris avec précaution, du fait de l'ancienneté des derniers recensements (plus de 10 ans dans plusieurs pays).

La distribution par âge de la population présente les caractéristiques classiques des villes des pays en développement, avec une prépondérance massive des jeunes. L'âge moyen dans les onze agglomérations est de 22,5 ans. Les habitants de Bamako et de Niamey sont les plus jeunes : dans les deux cas, l'âge moyen est de 21 ans et l'âge médian de 17 ans. Les différences en termes de sexe ratio sont faibles, et les femmes représentent légèrement plus de la moitié de l'ensemble des agglomérations.

Dans toutes les villes, le phénomène migratoire est important (voir chapitres 10 et 11). La part des migrants (personnes n'ayant pas toujours vécu dans la ville) ne représente jamais moins du cinquième de la population. C'est à Antananarivo qu'elle est la plus faible (20 %), marquant la plus faible mobilité des Malgaches, suivi de Kinshasa (22 %) et de Dakar (27 %). La palme revient à Abidjan, ainsi qu'aux deux métropoles camerounaises, où plus de la moitié de la population n'a pas toujours vécu dans la ville de résidence actuelle. Pour l'ensemble des agglomérations, la migration est essentiellement un phénomène national (79 % des migrants proviennent de l'intérieur du pays dans l'UEMOA, pourtant la plus ouverte aux migrations internationales). Quant à l'immigration en provenance de l'étranger, elle représente moins de 4 % à Antananarivo, Kinshasa, et dans les métropoles camerounaises, environ de 10 % des migrants à Dakar contre 28 % à Lomé et 25 % à Abidjan.

Si un migrant sur deux met en avant le désir de rejoindre sa famille, cette dimension de regroupement familial concerne surtout les femmes (deux tiers des migrantes). La recherche d'un emploi est le deuxième motif de migration : il est invoqué par près de trois migrants sur dix et plus particulièrement par les hommes. Enfin, la poursuite des études est la troisième raison de la migration avec 12 % des migrants en moyenne.

### **Composition des ménages**

Si dans l'ensemble, la taille moyenne des ménages est de 5,1 personnes (5,2 en Afrique de l'Ouest et centrale, 5 à Antananarivo), elle varie presque du simple au double : de Lomé, où elle est la plus faible (3,9), à Dakar où elle atteint 7,4 personnes. Le modèle familial dakarois apparaît très spécifique, avec une prépondérance massive des ménages de grande taille : plus du quart des ménages compte 10 personnes ou plus. Cette proportion est inférieure à 5 % à Lomé et à Cotonou. En dehors de Dakar, la taille des ménages permet de distinguer deux groupes de villes : les villes sahéliennes (Ouagadougou, Niamey et Bamako), avec une taille moyenne comprise entre 5,6 et 6 personnes, et les villes côtières d'Afrique de l'Ouest (Lomé, Abidjan, Cotonou), l'Afrique centrale et Madagascar, avec une taille moyenne de 4,6 personnes ou moins.

Environ un chef de ménage sur cinq est une femme. Ici aussi s'opposent un modèle « sahélien », où la proportion de femmes chefs de ménage est plus faible et inférieure à 16 % (voire même en deçà de 10 % à Bamako), et un modèle « côtier », caractéristique de Lomé, Cotonou et Dakar, où le ratio atteint 25 %

à 30 %, tandis qu'Abidjan occupe une position intermédiaire, l'Afrique centrale et Madagascar se situant à la moyenne (autour de 20 %).

## Scolarité

Dans l'ensemble, 30 % des individus âgés de 10 ans et plus n'ont jamais fréquenté l'école primaire en Afrique de l'Ouest contre moins de 5 % en Afrique centrale et dans l'océan Indien, mettant en lumière l'ancienneté du processus de scolarisation dans ces deux dernières régions (tableau 2). Mais même au sein de l'UEMOA, la situation peut être très variable. On retrouve encore ici l'opposition entre trois villes sahéliennes (Bamako, Niamey et Ouagadougou), dont une très forte proportion d'individus, pouvant atteindre 41 % à Bamako, n'a pas été à l'école, et deux villes côtières (Cotonou et Lomé), qui ont réussi à scolariser une part beaucoup plus importante de leurs habitants ; Dakar et Abidjan occupant une position intermédiaire. En Afrique centrale et à Madagascar, l'enjeu de la scolarisation se joue soit au-delà du primaire (quantité), soit sur la qualité de l'enseignement.

Si maintenant on ne raisonne plus en stock (l'ensemble des cohortes) mais en flux (ceux qui vont encore à l'école), la hiérarchie entre villes côtières et sahéliennes continue à être globalement respectée. Cependant, certaines spécificités méritent d'être mentionnées. D'abord, Ouagadougou semble combler une partie de son retard : avec un taux net de scolarisation primaire de 80 %, elle se rapproche de Cotonou (81 %) et de Lomé (83 %). Ouagadougou occupe la deuxième place derrière Cotonou pour le taux net de scolarisation au collège (secondaire premier cycle). En revanche, Abidjan et surtout Dakar laissent en dehors du système entre un quart et un tiers de la cohorte des 6-11 ans. Ainsi, avec un taux net de scolarisation primaire de 66 %, Dakar fait à peine mieux que Bamako (62 %). Sur tous les indicateurs, qu'ils soient de stock ou de flux, Bamako apparaît comme la ville la moins performante du point de vue de la scolarisation. En Afrique centrale et à Madagascar, c'est à Kinshasa que les taux de scolarité sont les plus élevés et la scolarité la plus longue. Compte tenu du contexte de défaillance de l'État et de crises économique et politique depuis de nombreuses années, un tel résultat est un indicateur de l'importance que les Congolais accordent à l'école.

Dans toutes les villes, le taux de fréquentation scolaire n'a cessé de croître au fil des générations. Certaines villes ont même connu des progrès spectaculaires. Ouagadougou, et plus encore Niamey, sont exemplaires à cet égard. Ainsi, dans la capitale nigérienne, 88 % des personnes âgées de 60 ans et plus n'ont jamais été à l'école. Ils ne sont plus qu'un peu plus de 16 % chez les jeunes de 10 à 14 ans (figure 1). À Ouagadougou, les mêmes ratios sont respectivement de 84 % et 12 %. Ces deux villes ont quasiment rattrapé leur retard par rapport à des villes comme Lomé ou Cotonou, dont la situation de départ était pourtant bien meilleure : 47 % et 59 % respectivement de la classe d'âge de 60 ans et plus y ont fréquenté l'école. Dans les villes de scolarité ancienne, la progression du taux de fréquentation scolaire est par définition moins spectaculaire. Ainsi,

Tableau 2  
Scolarité de la population (%)

Population	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Non scolarisée (> = 10 ans)	20,2	33,7	28,5	40,8	36,3	31,4	16,1	29,7	2,7	4,2	4,5	4,2
Taux net scolarisation primaire	81,2	79,7	73,2	70,7	70,5	65,9	83,2	73,3	90,7	92,6	81,2	92,3
Taux net scolarisation secondaire 1 <sup>er</sup> cycle	33,8	29,4	23,0	28,2	28,7	19,9	27,5	25,4	61,5	63,0	53,9	39,3
Parle et écrit le français (> = 10 ans)	70,9	60,4	66,4	49,6	57,4	58,4	72,9	62,6	91,8	89,2	69,6	33,0
Scolarisée après le primaire (> = 15 ans)	49,2	37,2	46,2	38,4	37,2	31,2	47,6	41,1	75,5	72,6	95,2	66,3
Ayant fait des études supérieures (> = 20 ans)	12,1	6,8	13,8	7,1	9,1	7,0	6,8	9,9	18,6	13,2	16,3	13,7

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : tranches d'âge pour calculer les taux nets de scolarisation : Cotonou, Abidjan, Lomé, Douala, Yaoundé et Antananarivo : 6-10 ans (primaire) et 11-14 ans (secondaire) ; Ouagadougou, Bamako, Niamey, Dakar et Kinshasa : 7-11 ans (primaire) et 12-15 ans (secondaire).

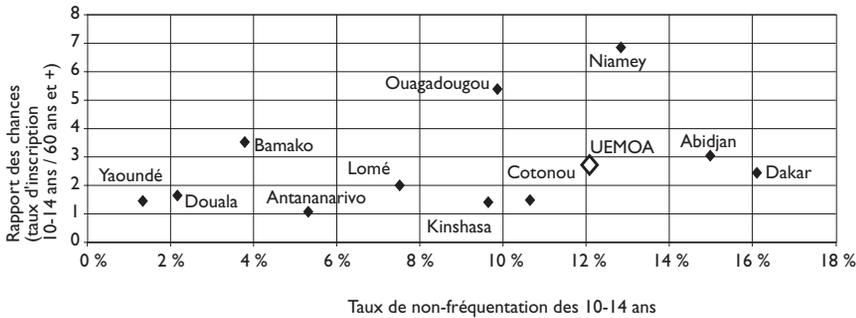


Figure 1

*Dynamique de la scolarisation sur longue période*

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

À noter : le rapport de chance est la probabilité qu'un enfant de 10 à 14 ans ait été à l'école rapporté à la probabilité qu'un adulte de 60 ans et plus l'ait également été.

à Antananarivo, la jeune génération n'a pas plus de chance de fréquenter l'école que ne l'avait celle de ses aînés. Pour les deux, 6 % de chaque cohorte n'a pas été scolarisée.

Cette progression s'accompagne partout d'une réduction sensible des écarts entre hommes et femmes. Celle-ci est plus ou moins prononcée selon les villes. Dakar apparaît la plus performante : alors que chez les 60 ans et plus, les hommes ont eu quatre fois plus de chances que les femmes d'aller à l'école, l'écart n'est plus que de 7 points chez les 10-14 ans. À l'autre extrémité, à Cotonou et surtout à Abidjan, les filles ont été peu favorisées. Partout des progrès restent à accomplir : dans aucun pays, les femmes n'ont rattrapé les hommes dans leur probabilité d'accéder à l'école, et ce quelle que soit la classe d'âge considérée.

En conclusion, il convient de souligner la bonne performance relative des systèmes éducatifs de la région qui ont réussi à améliorer très sensiblement le taux de fréquentation scolaire de la population, ce qui signifie scolariser des classes d'âge de plus en plus nombreuses, et ce malgré la crise aiguë des finances publiques. Il est malheureusement probable que ce résultat quantitatif n'a pu être obtenu qu'au prix d'une dégradation notable de la qualité de l'enseignement dispensé.

## L'activité

Sur l'ensemble des agglomérations, on compte plus de 14 millions de personnes en âge de travailler (10 ans et plus) : 6 854 000 en Afrique de l'Ouest, 6 200 000 en Afrique centrale et 947 000 à Madagascar. En moyenne, près de

six personnes sur dix sont actives (ayant un emploi ou chômeur). Si l'on se restreint à la population âgée de 15 ans et plus, le taux d'activité gagne près de 10 points en passant à 70 %. Situées nettement au-dessus de la moyenne, Abidjan, Lomé et Yaoundé se détachent de cet ensemble avec environ 70 % d'actifs tandis qu'à l'autre extrémité, Niamey, Dakar, Bamako et surtout Kinshasa connaissent les taux d'activité les plus faibles avec en moyenne un actif sur deux personnes en âge de travailler.

### **Insertion des femmes sur le marché du travail**

Généralement, il y a plus d'actifs que d'actives : le taux d'activité global montre un écart de près de 15 points en faveur des hommes (tableau 3). Les plus grands écarts observés sont de 28 points pour Niamey, 21 points à Dakar, 17 points à Ouagadougou et Yaoundé et 14 points à Bamako, Douala et Kinshasa. À l'inverse, le rôle économique des femmes dans les villes d'Abidjan, Cotonou et Lomé semble être plus important (voir chapitre 7).

En fait, la variation des taux d'activité d'une agglomération à une autre est beaucoup plus prononcée chez les femmes que chez les hommes. Chez ces derniers, près de 20 points séparent les Abidjanais (les plus actifs avec 70 %) de leurs homologues de Kinshasa (50 %). En revanche, chez les femmes, les mêmes taux varient presque du simple au double entre les habitantes de Lomé (67 %) et de Niamey et Kinshasa (35 %).

Ceci traduit le rôle social joué par les femmes qui se partagent entre deux fonctions : la prise en charge de la reproduction interne des unités familiales et une contribution importante au pouvoir d'achat des ménages à travers l'exercice d'une activité économique. Ainsi, les femmes passent en moyenne 17 heures par semaine à effectuer des activités domestiques quand les hommes se contentent de quatre fois moins (4 heures hebdomadaires). La situation est encore plus inégalitaire en Afrique de l'Ouest où le ratio est de 1 à 8 : 17 heures pour les femmes contre 2 heures pour les hommes. C'est à Antananarivo que les hommes partagent de manière la plus « équitable » les travaux domestiques, en en faisant tout de même deux fois moins qu'elles (17 vs 8 heures). Cependant, il est intéressant de noter que les femmes actives passent plus de temps que les inactives à se consacrer à des activités domestiques (18 heures vs 16 heures), ce qui met clairement en lumière le phénomène dit de la « double journée » des femmes qui travaillent (voir chapitre 7).

### **Insertion des jeunes sur le marché du travail**

Le taux d'activité épouse les étapes successives du cycle de vie. Les taux d'activité croissent rapidement à mesure que les jeunes sortent du système scolaire et s'intègrent à la vie professionnelle. Le maximum est atteint entre 30 et 49 ans : le taux d'activité des hommes de ce groupe d'âge dépassant même 85 % sur l'ensemble des villes (à l'exception notable de Kinshasa). À partir de ce groupe d'âge, les taux d'activité refluent pour s'effondrer après 60 ans.

Tableau 3  
Taux d'activité par sexe (%)

Sexe	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Hommes	58,8	66,3	70,1	59,3	63,5	62,1	68,9	65,3	63,2	69,7	50,2	64,0
Femmes	60,9	49,6	60,3	45,6	35,2	41,1	66,9	52,5	47,7	52,4	35,8	55,5
<b>Ensemble</b>	<b>59,9</b>	<b>58,0</b>	<b>65,1</b>	<b>52,4</b>	<b>48,8</b>	<b>51,1</b>	<b>67,9</b>	<b>58,7</b>	<b>55,5</b>	<b>61,2</b>	<b>42,8</b>	<b>59,7</b>

Sources : enquêtes I-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs.

Tableau 4  
Taux d'activité par âge (%)

Âge	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
De 10 à 14 ans	14,1	9,1	16,3	11,2	13,2	9,3	17,2	13,0	4,5	10,2	1,7	6,1
De 15 à 29 ans	56,6	60,6	63,0	50,3	42,8	52,1	68,3	57,9	50,3	57,2	29,3	58,9
De 30 à 49 ans	91,1	84,9	90,7	81,8	73,6	74,7	93,0	85,1	88,0	87,1	73,5	87,7
50 ans et plus	62,6	57,3	64,2	53,5	64,1	48,9	60,6	57,6	62,4	61,8	63,8	60,3
<b>Ensemble</b>	<b>59,9</b>	<b>58,0</b>	<b>65,1</b>	<b>52,4</b>	<b>48,8</b>	<b>51,1</b>	<b>67,9</b>	<b>58,7</b>	<b>55,5</b>	<b>61,2</b>	<b>42,8</b>	<b>59,7</b>

Sources : enquêtes I-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs..

L'analyse de la situation démographique met en avant la jeunesse de la population. Sur l'ensemble des villes étudiées, les jeunes âgés de 20 ans et moins représentent plus du tiers (35 %) de la population en âge de travailler (10 ans et plus). Parmi eux, trois jeunes sur dix sont actifs (35 %), la situation étant très différente d'une ville à une autre. Ainsi en Afrique de l'Ouest, à Niamey et à Bamako, où les jeunes sont les plus nombreux, un quart d'entre eux sont actifs ; à Abidjan et à Lomé, cette proportion monte à 35 et 37 %. Les indicateurs scolaires montrent un désavantage des jeunes filles, surtout à Abidjan et à Cotonou. On retrouve ce trait sur le marché du travail, où elles sont proportionnellement plus présentes que les garçons. Entre 35 % et 43 % des jeunes habitantes de Cotonou, Abidjan ou Lomé sont actives : 13 à 15 points de plus que leurs homologues masculins aux mêmes âges. Ailleurs, le taux d'activité des jeunes est plus faible (moins de 25 %), surtout à Kinshasa où il n'atteint que 7 %, sous le double effet de taux de scolarisation et d'inactivité (hors école) plus élevés, tandis que les différences entre garçons et filles sont peu marquées.

L'entrée précoce des enfants sur le marché du travail reste un phénomène préoccupant : en Afrique de l'Ouest 13 % des enfants de 10 à 14 ans sont actifs (tableau 4) et les filles sont plus touchées que les garçons par ce problème, avec des taux d'activité respectifs de 16 % et 10 % (voir chapitre 12). En Afrique centrale et à Madagascar, le phénomène est plus circonscrit, du fait notamment d'une plus forte participation scolaire. Néanmoins, à Douala, un jeune sur dix est actif, la plupart combinant école et emploi.

Le statut au sein du ménage constitue un autre indicateur du cycle de vie des individus. Ce sont les chefs de ménage qui enregistrent les taux d'activité les plus élevés (86 % pour l'ensemble des onze villes), viennent ensuite les conjoints et les autres membres du ménage (respectivement 62 % et 51 %) et, finalement, les enfants qui enregistrent les taux les plus faibles (31 %). La survie des ménages repose avant tout sur le chef de ménage. Ensuite, lorsque cela devient nécessaire, la stratégie consiste à mobiliser le conjoint et les autres membres du ménage. La participation des enfants est mise en œuvre en dernier recours.

Enfin, les taux d'activité varient sensiblement suivant l'origine migratoire des individus. Le taux d'activité des migrants (66 %) est systématiquement supérieur à celui des natifs (43 %), reflétant l'attraction que représente la grande ville en matière d'emploi et donc motif de migration.

## **La population inactive**

Sur l'ensemble de la population potentiellement active, 41 % n'ont pas d'emploi et n'en recherchent pas en Afrique de l'Ouest. À Bamako, Niamey et Dakar, une personne sur deux est inactive (tableau 5). Les deux principaux groupes d'inactifs sont formés par les jeunes en cours de scolarité ou étudiant (de 55 % dans l'UEMOA et à Kinshasa, jusqu'à deux tiers à trois quarts au Cameroun et à Madagascar). Les femmes au foyer arrivent en second (20 % en Afrique de

l'Ouest, de l'ordre de 15 % ailleurs). Finalement, la proportion des retraités est faible (moins de 4 %, avec un maximum de 6 % à Antananarivo et Cotonou), marquant à la fois une pyramide des âges à base élargie, mais aussi la nécessité de travailler au-delà de 60 ans, certains retraités ne pouvant se satisfaire de la pension qu'ils perçoivent (voir chapitre 13). La répartition des inactifs diffère d'une agglomération à l'autre, les élèves ou étudiants sont plus nombreux proportionnellement hors Afrique de l'Ouest, à Cotonou et Lomé, et les femmes au foyer plus souvent présentes parmi les inactifs à Niamey, Dakar et Bamako.

Tableau 5  
Répartition de la population inactives

Ville	Population inactives (en %)					Nombre d'inactifs
	En cours de scolarité	Femmes au foyer	Retraités	Longue maladie	Autres	
Cotonou	70,1	9,6	5,5	5,1	9,7	246 000
Ouagadougou	58,1	18,1	3,0	6,9	13,9	267 000
Abidjan	58,4	14,1	3,6	4,7	19,2	812 000
Bamako	56,4	21,1	3,2	6,9	12,4	361 000
Niamey	46,1	36,3	1,8	6,3	9,5	238 000
Dakar	42,8	28,2	4,5	7,1	17,4	712 000
Lomé	65,3	9,0	4,3	7,7	13,7	192 000
<b>Ensemble</b>	<b>54,7</b>	<b>20,0</b>	<b>3,8</b>	<b>6,1</b>	<b>15,4</b>	<b>2 828 000</b>
Yaoundé	74,2	14,1	2,2	5,6	3,9	584 700
Douala	65,5	13,5	3,4	7,0	10,6	515 700
Kinshasa	57,3	15,0	1,8	5,4	20,5	2 300 000
Antananarivo	67,9	17,3	6,0	4,4	4,4	381 500

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Dans 91 % des cas, les inactifs sont pris en charge par leur famille. Environ 5 % peuvent compter sur des revenus de pensions (du travail, invalidité, etc.). Ce résultat met en lumière le faible développement des transferts institutionnels (pensions, etc.), le rôle majeur des solidarités et des transferts informels (inter et intra-ménages), ainsi que la prédominance massive des revenus du travail dans le revenu total des ménages dans les différents pays.

Sur l'ensemble des agglomérations, près de sept inactifs sur dix ont choisi ce statut de façon volontaire, qu'ils considèrent ne pas être en âge de travailler ou ne pas avoir besoin de travailler pour vivre. En revanche, pour 1 850 000 inactifs (soit environ 30 % des inactifs), l'absence d'activité correspond en fait à une forme de chômage déguisé, soit qu'ils se soient retirés du marché du travail parce qu'ils ne pensent pas pouvoir obtenir d'emploi compte tenu de la situation économique dégradée ou de leur qualification jugée trop faible, soit qu'ils

attendent les résultats d'une démarche qui tarde à se concrétiser. La frontière est donc floue entre ce type d'inactifs, les « travailleurs découragés » et les chômeurs qui, eux, sont comptabilisés dans la population active et dont ils partagent un certain nombre de traits. Ces deux groupes jouissent d'un niveau scolaire supérieur aux « vrais inactifs », avec en moyenne près de deux années d'études supplémentaires sur l'ensemble de la région.

Ce formidable volant de main-d'œuvre potentielle illustre l'importance de l'offre de travail inemployée, susceptible d'intégrer ou de se retirer du marché du travail en fonction des incitations qui lui sont adressées (augmentation de la demande de travail, augmentation du salaire réel, etc.). Cela laisse supposer que le nombre d'emplois à créer pour résorber le chômage serait bien plus élevé que le nombre de chômeurs, compte tenu de la flexion probable des taux d'activité.

## Le chômage

Sur l'ensemble des onze villes, le nombre de chômeurs au sens du BIT est estimé à 963 000 personnes, ce qui correspond à un taux de chômage moyen de 12 % (tableau 6). Il est légèrement plus élevé en Afrique centrale, et en revanche très inférieur à Madagascar, qui connaît en 2001 une très forte croissance (à l'aune de ce pays) depuis le milieu des années 1990. C'est à

Tableau 6  
Taux de chômage (au sens du BIT) suivant le genre et l'âge

Ville	Genre		Classe d'âge			Ensemble	
	Homme	Femme	10-29 ans	30-49 ans	50 ans et +	%	Effectif
Cotonou	6,3	4,9	7,3	4,2	3,7	5,5	20 400
Ouagadougou	14,6	16,4	22,4	9,2	5,9	15,4	56 500
Abidjan	13,1	14,0	17,4	10,0	7,3	13,5	205 400
Bamako	7,1	7,0	10,7	4,6	2,9	7,1	28 000
Niamey	12,1	15,0	18,7	8,7	11,1	13,1	29 900
Dakar	9,9	14,1	14,4	10,0	6,7	11,7	87 000
Lomé	10,9	5,7	10,4	5,8	7,7	8,2	33 300
<b>Ensemble</b>	<b>11,2</b>	<b>11,7</b>	<b>15,2</b>	<b>8,3</b>	<b>6,5</b>	<b>11,4</b>	<b>460 500</b>
Yaoundé	11,4	19,2	21,1	9,6	5,0	14,7	108 700
Douala	10,6	15,1	17,8	7,8	9,0	12,5	108 900
Kinshasa	17,3	11,8	26,3	11,2	8,5	14,9	259 100
Antananarivo	5,0	3,9	7,9	2,5	1,1	4,4	25 300

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Ouagadougou, Kinshasa et Yaoundé que le taux de chômage est le plus élevé (avec environ 15 %) et à Cotonou et Antananarivo qu'il est le plus faible (5,5 % et 4,4 % respectivement).

La définition du chômage au sens du BIT est extrêmement restrictive (ne pas avoir exercé d'emploi au cours de la semaine de référence, ne serait-ce qu'une heure, en rechercher activement un et être disponible pour l'exercer). Si l'on retient une définition plus large du chômage, en ajoutant aux chômeurs BIT, l'ensemble des inactifs qui, bien que n'ayant pas cherché d'emploi au cours du mois de référence, restent malgré tout disponibles si on leur en proposait un, le diagnostic change sensiblement. D'abord, le niveau du chômage augmente de 5 points en passant de 11 % à 16 % en Afrique de l'Ouest, d'environ 3 points au Cameroun et de 9 points en RDC, où le taux de chômage élargi touche près d'un actif sur quatre (tableau 7). Ensuite, les écarts entre genre s'accroissent, les femmes étant beaucoup plus sujettes au chômage déguisé. On trouve, en proportion, deux fois plus de chômeuses que de chômeurs à Niamey et à Dakar. Dans l'ensemble, l'élargissement du concept de chômage a pour conséquence d'incorporer comme chômeurs des catégories de population qui se situent en marge de l'activité économique et qui entretiennent un lien plus lâche avec le marché du travail (jeunes, femmes, personnes âgées).

Tableau 7  
Taux de chômage élargi suivant le genre et l'âge

Ville	Genre		Classe d'âge			Ensemble	
	Homme	Femme	10-29 ans	30-49 ans	50 ans et +	%	Effectif
Cotonou	7,1	6,5	8,6	5,1	5,8	6,8	25 000
Ouagadougou	17,4	28,3	31,0	14,5	8,7	22,4	90 000
Abidjan	14,2	17,6	20,6	11,2	8,6	15,8	245 000
Bamako	9,2	16,5	17,8	8,5	7,2	12,5	53 000
Niamey	17,3	32,0	33,4	14,9	16,5	23,3	60 000
Dakar	12,8	26,2	23,0	16,0	10,9	18,9	153 000
Lomé	12,6	9,8	13,9	8,1	10,5	11,2	47 000
<b>Ensemble</b>	<b>13,2</b>	<b>18,8</b>	<b>20,9</b>	<b>11,4</b>	<b>9,5</b>	<b>15,9</b>	<b>673 000</b>
Yaoundé	12,4	24,8	24,8	12,4	6,2	17,9	131 000
Douala	12,0	21,2	21,4	10,8	13,4	16,0	138 000
Kinshasa	24,2	23,2	38,9	18,2	14,5	23,8	461 100
Antananarivo	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Pour éviter toute confusion dans la suite du texte, l'analyse ne portera que sur les chômeurs au sens du BIT, qui correspondent à la définition internationale du chômage.

## Profils des taux de chômage

Au niveau agrégé, le chômage affecte (presque) autant les hommes que les femmes (respectivement 11 % et 12 %). Cette moyenne cache quelques spécificités : à Dakar, le chômage touche en proportion plus de femmes que d'hommes, tandis qu'à Cotonou et à Lomé les taux de chômage des hommes sont supérieurs à ceux des femmes.

Partout, le taux de chômage décroît avec l'âge, le chômage touchant beaucoup plus les jeunes. Les jeunes Ouagalais sont les plus affectés avec un taux de chômage de 22,4 % chez les 10 à 29 ans. Dans l'ensemble, les jeunes actifs éprouvent de sérieuses difficultés à s'insérer sur le marché du travail. Pour leurs aînés, Dakar et Abidjan se distinguent avec un taux de chômage de 10 % aux classes d'âge intermédiaires (entre 30 et 49 ans), tandis qu'à Niamey le chômage des plus âgés reste supérieur à 11 %.

Tableau 8  
Taux de chômage selon le cycle d'études

Ville	Ensemble	Non scolarisé	Primaire	Secondaire 1 <sup>er</sup> cycle	Secondaire 2 <sup>e</sup> cycle	Enseignement technique secondaire	Ensei- nement supérieur
Cotonou	5,5	2,4	4,4	6,8	8,9	9,5	12,9
Ouagadougou	15,4	9,5	16,0	23,9	22,7	25,8	14,3
Abidjan	13,5	8,7	11,4	18,1	19,2	23,3	20,7
Bamako	7,1	5,2	6,9	8,4	10,2	14,0	8,3
Niamey	13,1	9,1	15,0	21,5	14,1	15,0	8,5
Dakar	11,7	8,9	12,3	15,2	14,6	0,4	12,7
Lomé	8,2	3,5	6,8	9,3	13,4	17,0	19,4
<b>Ensemble</b>	<b>11,4</b>	<b>7,6</b>	<b>10,5</b>	<b>15,3</b>	<b>16,1</b>	<b>18,0</b>	<b>16,6</b>
Yaoundé	14,7	2,0	18,3	31,0	23,4	12,3	13,0
Douala	12,5	1,5	20,6	25,8	15,7	23,6	12,8
Kinshasa	14,9	7,8	11,8	16,5*	16,5*	16,5*	15,6
Antananarivo	4,5	1,4	4,3	5,1	3,6	5,6	4,7

Sources : enquêtes 1-2-3, phases (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : du fait d'imprécisions dans l'enquête à Kinshasa, il n'est pas possible de désagréger le taux de chômage dans le secondaire.

Le taux de chômage varie aussi d'un cycle d'études à l'autre et selon le type de formation (tableau 8). Paradoxalement, sur l'ensemble des villes d'Afrique de l'Ouest, le taux de chômage croît avec le niveau scolaire. Il atteint son plus bas niveau chez les actifs qui n'ont jamais été à l'école, probablement moins exigeants quant à l'emploi qu'ils acceptent d'exercer. C'est le cas particulièrement pour les villes de Cotonou et de Lomé. Dans quatre métropoles d'Afrique de l'Ouest, en Afrique centrale et à Madagascar, les taux de chômage ont un profil en cloche et ne refluent qu'après le secondaire. Néanmoins, les taux de

chômage élevés parmi ceux qui ont suivi le cursus universitaire montrent que le diplôme n'est pas un viatique contre le chômage (voir chapitre 5).

Les chefs de ménage, principaux pourvoyeurs de revenus des ménages, sont les moins touchés par le chômage, avec un taux de 7 % pour l'ensemble des métropoles. Ce sont bien sûr les membres « secondaires » du ménage qui pâtissent le plus de la faiblesse de la demande de travail (17 % pour les « autres membres du ménage » et 21 % pour les « enfants du chef de ménage »).

Partout, le chômage frappe plus les natifs que les migrants. Pour les premiers, le taux de chômage est de 15 %, alors que celui des migrants est de 11 %. Ce résultat s'explique par une structure socio-démographique des natifs plus concentrée au sein des catégories à fort risque de chômage (plus jeunes, plus éduqués, etc.) et non par des prétentions salariales plus élevées.

### **Qui sont les chômeurs ?**

55 % des chômeurs sont des hommes (tableau 9). Partout les chômeurs sont majoritairement des hommes, à l'exception de Dakar (où les chômeurs se répartissent presque à parité entre hommes et femmes) et dans les deux métropoles camerounaises (51 % de femmes à Douala et 56 % à Yaoundé). L'âge moyen des chômeurs est de 30 ans, mais près d'un chômeur sur quatre, voire un sur deux à Ouagadougou, a entre 15 et 24 ans. Le niveau moyen d'instruction des chômeurs des onze villes est de huit années d'études réussies.

Cependant, les chômeurs forment une population hétérogène. Il convient de distinguer deux types de chômeurs : ceux qui tentent d'obtenir leur premier emploi (les « primo-demandeurs ») et ceux qui ont perdu leur emploi (les « anciens occupés »). 53 % des chômeurs, soit 513 000 individus, sont des primo-demandeurs. L'ajustement de l'emploi formel s'est donc principalement fait à travers le gel des embauches et seulement en second lieu par compression de personnel.

#### *Les primo-demandeurs*

C'est la catégorie la plus féminisée car, s'il y a autant de chances pour les deux sexes d'être un chômeur, 57 % des femmes au chômage sont à la recherche d'un premier emploi. Ce déséquilibre dans la répartition des femmes au chômage est constaté dans chaque agglomération, mais il est beaucoup plus important à Ouagadougou, Niamey et Kinshasa où plus de sept femmes sur dix sont primo-demandeurs.

En général, les primo-demandeurs ont un niveau d'études supérieur à celui des anciens occupés (8,7 années d'études scolaires réussies contre 7,6 années respectivement ; l'écart étant encore plus élevé en Afrique de l'Ouest), mais aussi à celui de ceux qui ont un emploi (6,9 années).

#### *Les anciens occupés*

Chez les anciens occupés, la perte d'emploi s'explique surtout par une mauvaise conjoncture : 57 % des départs sont dus aux licenciements, fins

Tableau 9  
Caractéristiques des chômeurs

Chômeurs	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Hommes (%)	53,3	54,8	51,3	56,2	57,7	49,2	64,2	<b>53,1</b>	44,3	49,3	65,8	58,7
Femmes (%)	46,7	45,2	48,7	43,8	42,4	50,8	35,8	<b>46,9</b>	55,7	50,7	34,2	41,3
Âge moyen	30,3	26,7	28,3	28,7	30,0	29,9	29,6	<b>28,7</b>	27,9	29,7	33,0	26,6
Nb d'années d'études	8,0	5,9	6,9	5,7	5,4	5,6	8,3	<b>6,5</b>	9,3	9,4	10,2	7,8
Primo demandeurs (%)	40,0	63,2	54,0	57,8	61,1	53,8	50,8	<b>54,9</b>	45,6	39,0	60,9	42,7
Anciens occupés (%)	60,0	36,8	46,0	42,2	38,9	46,2	49,2	<b>45,1</b>	54,4	61,0	39,1	58,3
Durée (mois)	32,3	48,6	36,9	33,3	59,5	46,9	32,1	<b>40,7</b>	33,0	36,7	66,7	16,0
Longue durée (%)	55,1	70,1	69,5	62,1	84,2	64,5	53,9	<b>67,4</b>	56,4	64,2	62,0	50,4
Effectif (1 000)	20,4	56,5	205,4	28,0	29,9	87,0	33,3	<b>460,5</b>	108,7	109,7	259,1	25,3

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : les chômeurs de longue durée sont ceux qui cherchent un emploi depuis plus d'un an.

de contrat, fermetures d'établissements ou compression du personnel. Près de trois chômeurs sur dix ont été victimes d'un licenciement ou d'une fin de contrat. Un tiers des chômeurs de Lomé a été licencié, un quart a perdu son emploi à Ouagadougou à la fin de son contrat. Abidjan est la ville qui a le plus souffert de la conjoncture (due à la crise politique) entraînant fermetures et compression du personnel avec plus de 36 % des pertes d'emploi.

Dans l'ensemble, le taux de chômage des anciens occupés est relativement plus élevé chez les ex-salariés des entreprises publiques, où il touche plus de 11 % des actifs de ce secteur (17 % à Dakar et 15 % à Douala). Les programmes de privatisation et de restructuration des entreprises publiques ont beaucoup affecté les salariés licenciés, dont un nombre important n'a pas réussi à se reclasser. Par ailleurs, quels que soient le secteur institutionnel et l'agglomération, le chômage frappe surtout le bas de l'échelle de la hiérarchie salariale. Si moins de 6 % des cadres supérieurs sont touchés, 13 % des employés et ouvriers non qualifiés et 12 % des manœuvres sont au chômage.

### **Caractéristiques et durée du chômage**

La durée du chômage est longue, puisqu'elle atteint en moyenne près de trois ans et demi (41 mois) en Afrique de l'Ouest, 35 mois au Cameroun, le maximum étant atteint à Kinshasa avec plus de cinq ans (66 mois). Ce chiffre doit plus être interprété comme la durée pendant laquelle les chômeurs n'ont pas eu accès à un « véritable » emploi que comme la véritable durée du chômage, pendant laquelle les individus n'auraient pas exercé la moindre activité, même la plus marginale. Même si les chiffres de durée moyenne de chômage doivent être considérés avec prudence, ils n'en constituent pas moins un indicateur de l'extrême difficulté des chômeurs à s'insérer et/ou se réinsérer sur le marché du travail. Ce constat est confirmé par l'importance du chômage de longue durée (c'est-à-dire de plus d'un an). Près de deux tiers des chômeurs sont au chômage depuis plus d'un an. Si à Cotonou et à Lomé, plus d'un chômeur sur deux est dans l'attente d'un emploi depuis plus d'un an, la situation est plus dramatique encore pour leurs homologues nigériens. Dans l'ensemble, le chômage de longue durée frappe relativement plus les primo-demandeurs que les anciens occupés (par exemple 70 % et 64 % respectivement en Afrique de l'Ouest).

Ces indicateurs permettent de distinguer deux groupes de villes. D'un côté, Cotonou, Lomé et Bamako et surtout Antananarivo, où le marché du travail semble plus flexible ; non seulement le taux de chômage est situé sous la barre des 10 %, mais la durée du chômage est aussi relativement plus faible. De l'autre côté, en Afrique centrale, à Dakar, Ouagadougou et surtout Niamey, les chômeurs attendent en moyenne de 4 à 6 années avant de retrouver un emploi alors que les taux de chômage y sont plus élevés.

## **Le mode de recherche d'emploi**

La mobilisation du réseau des solidarités familiales est l'option privilégiée des chômeurs dans leur recherche d'emploi. Cette stratégie est adoptée par les deux tiers des chômeurs des onze grandes villes. La prospection directe auprès des employeurs concerne un chômeur sur cinq (mais 55 % à Antananarivo). Le recours aux petites annonces concerne environ 4 % des chômeurs et jusqu'à 8 % pour les villes de Cotonou et Bamako (voire 13 % à Antananarivo).

Au niveau des onze villes, seuls 7 % des chômeurs sont enregistrés auprès d'une agence pour l'emploi, et trois fois moins (2 %) ont fait une démarche pour y trouver un travail. Les faibles taux d'inscription des chômeurs auprès des agences de placement, essentiellement publiques, s'expliquent principalement par la méconnaissance de ces institutions par les chômeurs : 56 % des non-inscrits n'en ont jamais entendu parler. Mais jusqu'à 28 % sont pessimistes quant à la capacité de l'agence à les aider. Un sérieux effort doit donc être consenti par les autorités pour appuyer les chômeurs, notamment en matière d'informations. Il convient de leur faciliter les démarches de recherche d'emploi, en cherchant à mettre en relation les offres d'emploi non satisfaites en provenance des entreprises avec le profil de candidats potentiels, aujourd'hui au chômage. De plus, il apparaît clairement que les agences de placement des chômeurs ne jouent pas leur rôle efficacement et demandent à être restructurées.

## **Le type d'emploi recherché**

59 % des chômeurs recherchent un emploi salarié, surtout en Afrique centrale et à Madagascar (où ils sont 75 %). Près d'un quart (22 %) préférerait exercer un travail indépendant (seulement 8 % à Antananarivo), tandis qu'un cinquième se montre indifférent au type d'emploi recherché. Une large majorité (70 %) souhaite un emploi permanent à plein temps, avec un horaire hebdomadaire moyen de 44 heures. Il s'agit donc bien d'une population disponible pour travailler, et non d'un volant de main-d'œuvre situé aux marges de l'activité économique.

Les raisons de la préférence pour un type d'emploi plutôt qu'un autre se ressemblent d'une ville à l'autre. Comme on pouvait s'y attendre, dans 58 % des cas, l'emploi salarié est recherché pour la sécurité qu'il est censé procurer en termes d'emploi et de salaire.

En conclusion, les chômeurs se montrent relativement flexibles quant au type d'emploi recherché : 25 % sont prêts à travailler dans n'importe quel type d'entreprises et 48 % sont indifférents quant à la branche ou à la profession. De plus, seuls 10 % sont attirés par l'administration publique, qui n'est pas l'horizon indépassable d'une main-d'œuvre frileuse, selon une image trop souvent invoquée. Le chômage ne traduit donc pas uniquement l'insatisfaction d'une main-d'œuvre aux ambitions incompatibles avec les conditions en vigueur sur le marché, mais aussi, au moins en partie, l'absence réelle d'opportunités d'emplois.

## Prétentions salariales des chômeurs

Une des raisons que l'on peut avancer pour expliquer le chômage concerne les prétentions salariales qui, par méconnaissance de la réalité sur le marché du travail, peuvent s'écarter sensiblement des rémunérations observées. Interrogés sur leurs prétentions en matière salariale, les chômeurs des sept grandes villes d'Afrique de l'Ouest demandent en moyenne une rémunération de 106 300 FCFA (soit 162 €) pour un horaire hebdomadaire de 44 heures (tableau 10). Ce montant représente le double que perçoit en moyenne un actif occupé. Ce n'est qu'à Ouagadougou et Niamey que les écarts sont moins importants. Hors d'Afrique de l'Ouest, les prétentions salariales de chômeurs de Douala sont également de 162 € (pour un revenu des actifs occupés de 99 €), de 138 € à Yaoundé (vs 111 €) et de 68 € à Antananarivo (vs 58 €).

Tableau 10  
Prétentions salariales et salaire de réservation

Ville	Prétention salariale par mois (€)	Accepte de réviser les prétentions salariales si le chômage se prolonge (%)	Salaires de réservation par mois (€)	Horaires hebdo désirés (heures/semaine)	Écart du salaire de réservation (€)
Cotonou	115	81,9	90	44,7	61,6***
Ouagadougou	89	82,3	60	45,8	127,0***
Abidjan	206	79,4	151	44,5	71,6***
Bamako	119	68,3	107	41,4	85,9***
Niamey	86	77,4	67	43,2	80,4***
Dakar	174	78,6	126	43,4	85,9***
Lomé	105	82	71	44,6	87,8***
<b>Ensemble</b>	<b>162</b>	<b>79,1</b>	<b>118</b>	<b>44,1</b>	<b>-</b>
Yaoundé	138	87,7	88	45,6	37,7***
Douala	162	86,6	109	42,9	53,7***
Kinshasa	45	57,8	31	41,9	89,6***
Antananarivo	67	86,3	48	43,9	2,1 <sup>n.s.</sup>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs.

Note : l'écart du salaire de réservation correspond au % de revenu en plus demandé par les chômeurs (salaire de réservation) par rapport aux actifs occupés, issu d'une équation de gains horaires minciérienne standard (MCO) en fonction du sexe, du statut migratoire et dans le ménage, du nombre d'années d'études (et nombre d'années d'études au carré) et de l'expérience potentielle.

\*\*\*significatif au seuil de 1 % ; n.s. : non significatif au seuil de 1 %.

À Kinshasa, plus de la moitié des chômeurs n'ont pas répondu à la question.

Taux de change : 1 € = 5 903 FMG ; 1 € = 1 285 Zaire ; 1 € = 656 FCFA.

Cependant, les chômeurs, dans leur grande majorité (75 % d'entre eux), sont prêts à réviser à la baisse leurs exigences salariales, si le chômage venait à perdurer. Finalement, le salaire de réservation, c'est-à-dire le minimum qu'accèperait un chômeur à l'embauche, est estimé à 77 500 FCFA (soit 118 €) en

moyenne dans l'ensemble de la région UEMOA, environ 100 € au Cameroun et 48 € à Madagascar. Le salaire de réservation se situe toujours au-dessus du revenu moyen d'activité, quelle que soit la ville considérée, à l'exception notable d'Antananarivo.

Évidemment, l'explication des disparités du salaire de réservation des chômeurs demanderait à être affinée, en fonction de paramètres tels que l'expérience professionnelle, le niveau de qualification, le sexe, l'âge et le type d'emploi désiré. Ainsi, à caractéristiques identiques (sexe, éducation, expérience potentielle, statut migratoire), les prétentions « incompressibles » (*proxy* du salaire de réservation) des chômeurs sont dans toutes les villes d'Afrique de l'Ouest plus de 70 % supérieures à la rémunération des actifs occupés dans leur emploi principal, et de l'ordre de 40 % à 50 % au Cameroun. Ce résultat met en lumière des aspirations qui ne sont pas en adéquation avec les conditions en vigueur sur le marché du travail. En revanche, à Antananarivo, le salaire de réservation n'est pas significativement différent des revenus du travail effectivement versés, résultat qu'il convient de mettre en rapport avec le faible taux de chômage dans cette métropole. Nous nous garderons d'interpréter les résultats atypiques pour Kinshasa, plus de la moitié des chômeurs n'ayant pas répondu à la question des prétentions salariales.

## La structure et la dynamique des emplois

Dans la première moitié de la décennie 2000 (selon les périodes de référence des enquêtes), on estimait à 6 982 000 le nombre d'actifs occupés, c'est-à-dire le nombre de personnes ayant un emploi. Sur l'ensemble des onze métropoles, 44 % des emplois sont occupés par des femmes (tableau 11). Très minoritaires à Niamey (36 % des emplois), elles sont majoritaires à Lomé et à Cotonou. À l'exception de Dakar et d'Antananarivo, les migrants sont largement majoritaires dans la population active occupée. L'ancienneté moyenne dans l'emploi est de 7 ans. Elle est plus élevée à Niamey, Bamako, Dakar et Kinshasa (entre 7 et 8 ans), reflétant en partie une moyenne d'âge un peu plus forte dans ces trois villes.

Globalement, le taux de salarisation (nombre de salariés rapporté à l'ensemble des actifs occupés), qui constitue un indicateur du degré de formalisation des relations de travail, est de 39 %, mais de moins de 35 % en Afrique de l'Ouest. Conformément aux attentes, les taux de salarisation les plus élevés sont enregistrés à Antananarivo et au Cameroun (un peu plus d'un travailleur sur deux), et, en Afrique de l'Ouest, à Abidjan (40,8 %) et à Dakar (37,5 %), les deux villes les plus prospères de la sous-région.

La pluri-activité est souvent considérée comme une stratégie des ménages et des individus pour accroître leur revenu et compenser leur chute en période de

Tableau 11  
Caractéristiques des personnes exerçant un emploi

Caractéristiques	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
<b>Nb emplois (1 000)</b>	<b>348</b>	<b>311</b>	<b>1 312</b>	<b>369</b>	<b>197</b>	<b>658</b>	<b>371</b>	<b>3 566</b>	<b>630</b>	<b>760</b>	<b>1 477</b>	<b>540</b>
Hommes (%)	46,6	58,1	53,3	55,9	63,6	59,2	47,1	54,4	59,5	59,3	55,1	59,3
Femmes (%)	53,4	41,9	46,7	44,1	36,4	40,8	52,9	45,6	40,5	40,7	44,9	40,7
Migrants (%)	56,0	60,5	73,3	59,2	61,3	42,7	66,5	62,2	77,0	75,2	45,3	28,9
Âge moyen	32,7	32,8	31,4	33,4	34,2	32,8	31,5	32,3	33,0	33,4	39,4	33,4
Nb d'années d'études	5,4	4,3	5,0	4,1	4,7	4,6	5,9	4,9	9,3	8,8	9,2	8,8
Ancienneté (ans)	6,6	6,0	5,4	7,3	8,2	7,4	5,9	6,3	4,3	4,9	8,1	4,9
CSP (%)												
Cadres	8,3	9,1	9,0	10,8	13,8	6,7	4,5	8,5	17,0	9,8	14,9	8,3
Indépendants	57,1	49,5	44,7	62,5	47,2	44,4	60,2	49,9	38,2	41,6	60,3	35,6
Employés, ouvriers	11,3	12,8	17,3	9,8	11,9	17,9	12,3	14,8	23,6	25,0	16,0	32,5
Manœuvres et autres	23,3	28,6	29,0	16,9	27,1	31,0	23,0	26,8	29,2	29,5	8,8	23,6
Taux salarisation (%)	24,7	33,0	40,8	28,0	35,0	37,5	24,0	34,6	51,0	46,5	35,7	53,2
Taux pluriactivité (%)	9,2	6,2	4,9	7,2	7,7	4,3	6,1	5,9	11,6	14,0	6,5	14,0

Sources : enquêtes I-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs.

récession. Le taux de pluri-activité est estimé globalement à 8 %. En Afrique de l'Ouest, c'est dans les deux plus grandes villes, Dakar et Abidjan, que le taux de pluri-activité est le plus faible (moins de 5 %), tandis qu'à Cotonou près d'un actif sur dix exerce une activité secondaire. Le maximum est atteint à Antananarivo avec 14 %. On est donc loin de la pluri-activité généralisée invoquée pour caractériser les marchés africains du travail.

Sur l'ensemble des agglomérations, près d'un actif sur deux est à la tête de sa propre unité de production (49 %), comme patron employant des salariés ou à son propre compte. En Afrique de l'Ouest, on peut classer les villes en trois groupes : Bamako, Lomé et Cotonou, où environ six travailleurs sur dix sont indépendants ; Ouagadougou et Niamey, qui se situent dans la moyenne globale (un peu moins de 50 %) ; enfin, Abidjan et Dakar avec seulement 45 % de travailleurs indépendants. En Afrique centrale et à Madagascar, la situation est encore plus contrastée : la proportion varie entre 36 % et 42 % au Cameroun et à Madagascar, et elle atteint 60 % à Kinshasa. La catégorie socio-professionnelle des employés et des ouvriers compte pour un peu plus de 18 % des emplois, reflétant largement le développement du salariat : de 15 % en moyenne en Afrique de l'Ouest et en RDC à environ un quart au Cameroun et jusqu'à un tiers à Madagascar.

La structure par branche des emplois montre un secteur tertiaire (commerce et services) qui prédomine. Il regroupe au moins trois quarts des emplois (tableau 12), sauf à Antananarivo (60 %). Les activités industrielles ne comptent guère plus d'un cinquième des emplois. C'est à Dakar et à Niamey qu'elles pèsent le plus lourd (26 % et 28 % respectivement) mais surtout à Antananarivo (35 %), du fait de la présence d'un secteur dynamique d'entreprises franches (surtout textiles). L'agriculture péri-urbaine reste marginale (3 %), avec un maximum à 5 % (Ouagadougou, Niamey, Kinshasa, Antananarivo).

La répartition par secteur institutionnel des emplois est un bon indicateur synthétique de la structure du marché du travail. C'est évidemment le secteur informel qui occupe la première place : 70 % des actifs occupés y sont employés (76 % en Afrique de l'Ouest). Le secteur privé formel vient en deuxième position avec 17 % des emplois. Enfin, seulement 11 % des actifs occupés travaillent dans le secteur public (8 % dans l'administration et 3 % dans les entreprises publiques et parapubliques). Il convient donc de noter la prédominance massive du secteur privé. La part congrue de l'emploi public, alors même que, du fait de la centralisation, une grande partie de l'administration de chaque pays est concentrée dans la capitale, fait tomber l'idée reçue d'un secteur public hypertrophié.

Cette structure par secteur institutionnel présente de remarquables similitudes entre les villes. En Afrique de l'Ouest, c'est à Abidjan que le secteur privé formel est le plus développé, mais il compte moins de 18 % des emplois ; Dakar venant en deuxième (15 %). Niamey affiche la plus grande concentration d'emplois publics, mais ceux-ci ne comptent que pour 15 % de l'emploi total. Enfin, Cotonou et Lomé constituent les espaces de prédilection du

Tableau 12  
Structure des emplois par secteur institutionnel et par secteur d'activité

Secteur	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
<b>Secteur institutionnel (%)</b>												
Administration publique	6,3	10,4	5,5	7,5	13,5	5,7	5,2	<b>6,6</b>	15,0	4,8	11,9	8,1
Entreprise publique	2,2	2,3	1,1	2,5	1,8	1,8	2,3	<b>1,8</b>	2,3	1,8	5,0	2,6
Entreprise privée formelle	9,9	11,8	17,6	11,4	11,8	15,0	10,5	<b>14,2</b>	23,8	30,7	8,8	34,6
Entreprise informelle	80,3	73,4	74,7	77,5	71,1	76,4	81,0	<b>76,2</b>	57,2	61,9	70,9	53,1
Entreprise associative	1,3	2,1	1,1	1,1	1,8	1,1	1,0	<b>1,2</b>	1,7	0,8	3,4	1,5
<b>Branche d'activité (%)</b>												
Secteur primaire	2,1	4,9	1,6	2,6	5,4	3,1	2,1	<b>2,6</b>	2,5	2,7	5,8	5,0
Industrie	18,0	23,2	19,7	20,0	26,2	28,2	20,5	<b>21,9</b>	18,8	22,5	14,8	34,9
Commerce	37,0	36,4	34,1	41,7	26,3	26,6	38,4	<b>34,0</b>	20,9	27,2	42,3	23,2
Services	42,9	35,5	44,6	35,5	42,1	42,1	39,0	<b>41,5</b>	57,8	47,6	37,1	36,9

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

secteur informel avec plus de 80 % des emplois, mais cette proportion n'est jamais inférieure à 70 % dans les autres villes de l'UEMOA. En Afrique centrale et à Madagascar, les différences sont encore plus marquées, avec d'un côté Kinshasa et ses 71 % d'emplois dans le secteur informel, son secteur privé formel réduit à la portion congrue (9 %, le plus faible des onze métropoles) et ses 17 % d'emplois publics et, de l'autre, les agglomérations camerounaises et malgache, où le secteur informel ne représente « que » de 53 % à 62 % des emplois.

## Le secteur public

Les emplois publics sont naturellement concentrés dans les branches non marchandes. L'emploi industriel représente cependant 25 % des emplois dans les entreprises parapubliques, soit légèrement plus que pour l'ensemble du marché du travail (21 %). En ne s'adjudicant qu'un peu plus du quart des emplois publics, les femmes y sont moins représentées que sur le marché du travail. Dans l'ensemble des villes, c'est dans le secteur public que l'on observe la plus forte proportion de migrants : 70 % (tableau 13). Les employés du secteur public sont d'une qualification supérieure à l'ensemble de la population active. Le niveau d'instruction des salariés y est de loin le plus élevé : 12 années d'études scolaires réussies en moyenne sur la région. Les employés du secteur public ont en moyenne plus de 10 ans d'ancienneté, contre à peine 6 ans dans les autres secteurs. Une telle longévité dans l'emploi est la conséquence du mode de régulation des carrières (phénomène de l'emploi à vie), mais aussi du gel des embauches qui a surtout pénalisé les plus jeunes.

Tableau 13  
Structure des emplois par secteur institutionnel

Secteur institutionnel	Effectif	Répartition (%)	Âge moyen (années)	Proportion de femmes (%)	Proportion de migrants (%)	Années d'études réussies	Ancienneté dans l'emploi (années)	Proportion d'emplois informels (%)
Administration publique	588 300	8,4	41,7	27,3	69,5	12,3	10,0	8,0
Entreprises publiques	178 600	2,6	44,0	21,9	72,0	11,4	10,9	11,2
Entreprises privées formelles	1 216 700	17,4	34,4	25,8	61,5	9,3	5,3	40,7
Entreprises informelles	4 877 700	69,9	32,8	52,6	58,3	5,4	6,1	97,0
Entreprises associatives	120 200	1,7	36,9	28,8	61,1	9,7	6,6	37,0
<b>Ensemble</b>	<b>6 981 500</b>	<b>100</b>	<b>34,2</b>	<b>44,6</b>	<b>60,2</b>	<b>6,9</b>	<b>6,4</b>	<b>76,5</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs.

## Le secteur privé formel

Après le secteur public, le secteur privé formel présente le plus fort taux de salarisation : 86 % dans l'ensemble des villes. Les actifs occupés de ce secteur sont plus nombreux dans les entreprises de moins de 10 personnes que dans celles de plus de 100 personnes, à savoir environ 35 % et 26 % des emplois respectivement. En fait, 21 % des emplois privés formels se trouvent dans des unités d'effectif inférieur à 6 personnes. Ainsi à Bamako, Ouagadougou, Lomé, Niamey Cotonou et Yaoundé, la majorité des emplois privés formels sont exercés dans des établissements employant au plus 20 personnes. En termes de caractéristiques de la main-d'œuvre, la moyenne d'âge (34 ans) est nettement plus faible que dans le secteur public. Après ceux du secteur public, les employés du secteur privé formel sont les mieux formés, avec 9,3 années d'études scolaires réussies en moyenne.

## Le secteur informel

Les activités informelles se ressemblent d'une grande ville à l'autre, aussi bien pour la jeunesse des actifs que pour la branche d'activité, tant pour la taille des unités de production que des taux de salarisation. Ainsi, 90 % des emplois du secteur informel proviennent d'unités de production de moins de 6 personnes et 54 % sont des auto-emplois. Ceci se traduit par le plus faible taux de salarisation de tous les secteurs institutionnels : 17 %.

Dans l'ensemble des onze villes, les trois quarts des emplois du secteur informel se trouvent soit dans le commerce soit dans les services. Les activités commerciales regroupent un emploi du secteur informel sur deux à Bamako, un tiers des emplois pour Niamey et Dakar et 56 % à Kinshasa. Le secteur industriel n'est cependant pas négligeable dans le secteur informel, puisqu'il compte 21 % des emplois de ce secteur, et entre 25 et 32 % à Ouagadougou, Dakar et Niamey. Cependant et paradoxalement, 68 % (et même 78 % en UEMOA) des emplois industriels sont fournis par le secteur informel. Seulement à Antananarivo, le secteur formel est suffisamment développé pour fournir plus de la moitié des emplois industriels (54 %), notamment grâce aux entreprises franches.

Sur l'ensemble des onze agglomérations, environ 20 % des actifs du secteur informel exercent dans un véritable local professionnel. Ils sont au mieux 20 % à Antananarivo et plus du quart à Abidjan et Dakar, mais seulement 9 % à Niamey. Le travail à domicile sans installation particulière concerne 14 % des actifs du secteur informel (20 % à Kinshasa, 18 % à Niamey et 17 % à Cotonou), tandis que 6 % des travailleurs informels exercent à la maison dans un emplacement réservé à cet effet (13 % à Antananarivo et 10 % à Cotonou). Par ailleurs, les travailleurs ambulants sont relativement plus nombreux à Lomé, Cotonou et Bamako (la moyenne des onze agglomérations étant de 11 %).

La main-d'œuvre du secteur informel est jeune : un tiers des actifs ont moins de 25 ans. Avec un niveau d'études moyen de 5,4 ans, plus de 60 % des actifs

informels n'ont pas dépassé l'école primaire (77 % dans les pays de l'UEMOA). Enfin, c'est le secteur le plus féminisé puisque 53 % des actifs du secteur informel sont des femmes. Les villes de Lomé et Cotonou arrivent en tête avec un taux de féminisation des emplois égal à 60 %, contre seulement 41 % pour Niamey. Contrairement à une idée reçue qui met en avant le rôle de la migration pour expliquer la genèse du secteur informel, c'est dans l'informel que la proportion de migrants est la plus faible (un peu plus de un sur deux).

## **L'emploi informel**

Pour clore notre analyse sur l'emploi par secteur institutionnel, le BIT (ILO, 2003) suggère d'élargir l'emploi informel à tous ceux qui ne bénéficient pas d'une couverture sociale. Il inclut deux composantes principales : une grande majorité de la main-d'œuvre du secteur informel (quelques travailleurs peuvent exceptionnellement être couverts dans une démarche individuelle) et les employés non protégés du secteur formel (HERRERA *et al.*, 2012 a). Suivant les recommandations du BIT, nous avons adopté la définition suivante de l'emploi informel : tous les aides familiaux, tous les indépendants du secteur informel et tous les employés sans contrat de travail écrit et qui ne bénéficient pas de protection sociale. Le tableau 14 dresse deux principales conclusions. En premier lieu, l'emploi informel tient une place prépondérante sur les marchés du travail en Afrique subsaharienne. En moyenne, plus de trois travailleurs occupés sur quatre (77 %) relèvent d'emplois informels. Les taux les plus élevés sont observés à Lomé (83 %), Cotonou et Bamako (82 %), et Ouagadougou (81 %), tandis qu'Antananarivo enregistre le taux le plus faible (62 %). En second lieu, l'emploi informel est significatif quel que soit le secteur institutionnel. Comme attendu, presque tous les emplois du secteur informel (97 %) sont des emplois informels. Mais l'emploi informel représente 41 % des emplois du secteur privé formel. Ce ratio est plus élevé qu'à Antananarivo (26 %), Abidjan et Dakar (33 %) et Kinshasa (36 %). Les villes camerounaises partagent une spécificité combinant la plus forte proportion d'emplois du secteur privé formel avec le taux le plus élevé d'emplois informels dans ce même secteur (50 % à Douala et 58 % à Yaoundé). En outre, l'emploi informel concentre aussi 8 % des emplois dans l'administration publique et 11 % au sein des entreprises publiques. Quoi qu'il en soit, le secteur informel demeure le principal pourvoyeur d'emplois informels, avec un taux très important (89 %) révélant ainsi un secteur privé formel atrophie en Afrique subsaharienne comparé à d'autres continents.

## **La répartition de la population active occupée selon la classe d'âge**

Il est intéressant d'analyser la composition de la main-d'œuvre en fonction de l'âge (figure 2). On distingue trois grands groupes qui se partagent la quasi-totalité de la population active occupée : le salariat dans le secteur formel public et privé (27 %), le travail indépendant dans le secteur informel, sous forme de

Tableau 14  
Revenu mensuel moyen dans l'emploi principal par secteur institutionnel (€)

Secteur institutionnel	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Administration publique	137	144	337	136	137	228	126	212	235	198	18	99
Entreprise publique	186	153	390	214	171	205	106	226	400	340	52	107
Entreprise privée formelle	100	112	219	141	121	169	73	170	117	149	34	59
Entreprise informelle	40	31	60	57	44	59	27	50	64	58	17	38
<b>Ensemble</b>	<b>56</b>	<b>57</b>	<b>108</b>	<b>77</b>	<b>69</b>	<b>89</b>	<b>39</b>	<b>83</b>	<b>111</b>	<b>99</b>	<b>21</b>	<b>52</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : le secteur privé formel regroupe les entreprises privées formelles et associatives.  
Y compris les revenus nuls des travailleurs non rémunérés..

Tableau 15  
Ancienneté moyenne dans l'emploi principal par secteur institutionnel (années)

Secteur institutionnel	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Administration publique	9,3	6,9	9,8	10,8	10,1	13,3	11,5	10,2	5,3	8,1	11,4	10,6
Entreprise publique	8,4	8,8	9,8	11,2	12,7	10,7	10,1	10,1	7,2	9,0	13,1	8,2
Entreprise privée formelle	5,5	5,4	5,5	6,7	6,9	7,8	5,9	6,1	3,3	4,6	6,9	5,0
Entreprise informelle	6,4	5,9	5,0	6,9	7,9	6,7	5,5	5,9	4,4	4,8	7,4	7,0
<b>Ensemble</b>	<b>6,6</b>	<b>6,0</b>	<b>5,4</b>	<b>7,3</b>	<b>8,2</b>	<b>7,4</b>	<b>5,9</b>	<b>6,3</b>	<b>4,3</b>	<b>4,9</b>	<b>8,1</b>	<b>6,6</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : le secteur privé formel regroupe les entreprises privées formelles et associatives.

travail à compte propre ou comme patron (48 %) et le travail dépendant dans le secteur informel comme salarié, apprenti ou aide familial (22 %), les 3 % restant étant des travailleurs non salariés du secteur formel.

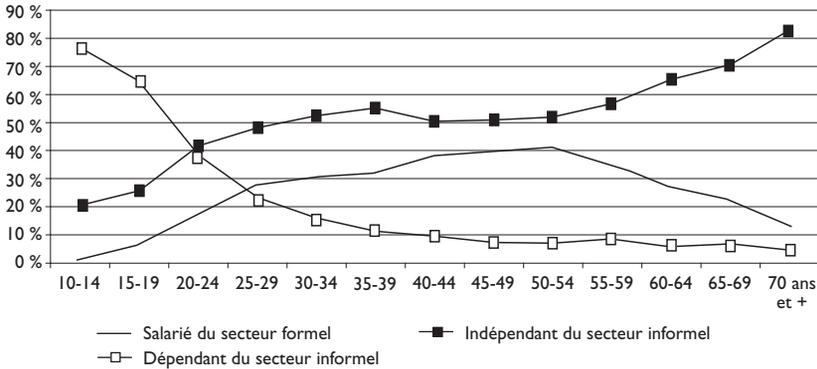


Figure 2  
Répartition des actifs occupés par âge et par type d'emploi de l'ensemble des onze agglomérations.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Pour l'ensemble des onze agglomérations, trois périodes semblent se succéder. Dans la première, jusqu'à l'âge de 20 ans environ, la majorité des actifs occupés exercent dans le secteur informel (96 % entre 10 et 14 ans, 90 % entre 15 et 20 ans et 80 % entre 20 et 24 ans), principalement comme travailleurs dépendants. La deuxième période voit l'émergence du salariat dans le secteur formel comme mode d'insertion sur le marché du travail qui ne cesse de croître jusqu'à 55 ans, tandis qu'au-delà la troisième période se caractérise par un retour de la main-d'œuvre vers des emplois dans le secteur informel, comme travailleurs indépendants (établissement à son compte), qui représentent jusqu'à 80 % des emplois après 70 ans. Il est tentant d'interpréter ce profil par âge en termes de cycle de vie professionnelle : acquisition d'une première expérience professionnelle informelle, puis intégration dans le secteur formel comme salarié, suivi d'une mise à son compte en fin de vie active avec le capital humain et financier accumulé au cours de l'étape antérieure. En fait, seules des données de panel sur tout le cycle de vie ou des enquêtes rétrospectives (type enquêtes biographiques) permettraient de conforter cette trajectoire triphasée au niveau individuel.

## Les revenus du travail et les conditions d'activités

Le revenu du travail constituant la majeure partie des revenus des individus et des ménages africains, l'analyse de cet indicateur permet d'apprécier non

seulement la qualité des emplois générés par les différents secteurs productifs, mais aussi de mesurer le niveau de vie et l'état de la pauvreté dans les onze métropoles sous revue. L'étude se limite à ce stade à l'analyse des revenus nominaux, réservant pour une étape ultérieure l'étude des revenus réels convertis en parité de pouvoir d'achat. Il convient de souligner que, comme dans toutes les enquêtes auprès des ménages, l'appréhension des revenus est toujours extrêmement délicate (voir Introduction générale). Les résultats ci-dessous doivent donc être interprétés avec précaution. En particulier, il convient d'accorder une plus grande importance aux différences intra-villes qu'aux écarts entre villes ou aux agrégats pour l'ensemble de la région.

### **Les revenus du travail dans l'emploi principal**

Pour l'ensemble des onze métropoles, le revenu d'activité mensuel moyen est estimé à 72 € (y compris les revenus nuls des aides familiaux). Cependant, comme le montre le tableau 14 (p. 79), cette moyenne recouvre de fortes disparités. En Afrique de l'Ouest, ce revenu est évalué à 54 200 FCFA, soit 83 €. Les niveaux les plus élevés sont enregistrés dans les métropoles ivoirienne et sénégalaise avec des revenus respectivement de 71 100 FCFA et 58 200 FCFA (108 et 89 € respectivement), tandis qu'à Lomé le revenu nominal est de loin le plus faible (39 €). En Afrique centrale et à Madagascar, la situation est très contrastée : plus de 100 € au Cameroun (proche de la Côte d'Ivoire), à peine 20 € en RDC et 52 € à Madagascar.

Les actifs occupés du secteur public sont relativement mieux rémunérés que ceux du secteur privé. En effet, un employé d'une entreprise publique ou un fonctionnaire de l'administration touche en moyenne respectivement 163 et 208 €, alors qu'un employé d'une entreprise privée formelle ne bénéficie que d'une rémunération mensuelle de 116 €. Le niveau de revenu le plus faible est enregistré dans le secteur informel, puisque les revenus moyens n'y dépassent pas en moyenne 52 € par mois.

Les rémunérations plus élevées des salariés du secteur public s'expliquent en partie par les caractéristiques de la main-d'œuvre qui y est employée. En effet, les cadres supérieurs et moyens du secteur public représentent 59 % de l'ensemble des emplois publics contre 20 % dans le secteur privé formel. C'est à Bamako que le poids des cadres dans le secteur public est le plus élevé (72 %) ainsi qu'à Abidjan (69 %), tandis qu'à Lomé ils sont relativement moins bien représentés avec 37 % de l'ensemble de la main-d'œuvre de ce secteur.

En outre, l'ancienneté moyenne des employés publics dépasse 10 ans, tandis qu'elle est de l'ordre de 6 ans dans le secteur privé formel (tableau 15 p. 79). Ouagadougou, Douala et surtout Yaoundé constituent cependant une exception puisque l'ancienneté des fonctionnaires est relativement faible et ne dépasse pas 7 ans, 8 ans et un peu plus de 5 ans respectivement.

## La distribution des revenus

Le revenu mensuel moyen varie aussi en fonction de la branche d'activité (tableau 16). Les fonctionnaires se situent toujours en haut de la hiérarchie. Ainsi, à Dakar, les fonctionnaires perçoivent en moyenne 10 fois plus que les « petits commerçants de rue ». Le fonctionnaire habitant à Cotonou gagne 6,8 fois plus que celui qui travaille dans la « confection ». C'est à Bamako que l'écart est le plus faible : le fonctionnaire gagne 3,8 fois plus que le « petit commerçant de rue ». En général, les petits commerçants sont les plus mal payés.

Le salaire minimum mensuel garanti varie de 9 € à Kinshasa à 59 € à Dakar (tableau 17). Même en Afrique de l'Ouest, en dépit de l'appartenance des 7 pays à la zone d'intégration UEMOA, le salaire minimum présente de très fortes disparités : de 39 000 FCFA à Dakar à 13 800 FCFA à Lomé (59 et 21 € respectivement). La proportion de ceux qui gagnent moins que le Smic se situe autour de 50 % en Afrique de l'Ouest : elle varie de 61 % à Ouagadougou à 44 % à Bamako. Elle est plus faible ailleurs : autour de 40 % à Antananarivo et Kinshasa et de 30 % au Cameroun. Ce résultat montre clairement que la législation en vigueur est loin d'être respectée. C'est bien sûr dans le secteur informel que cette part est la plus forte. À l'autre extrémité, environ 10 % des travailleurs perçoivent plus de 4 fois le salaire minimum, quelle que soit la ville considérée, à l'exception de Yaoundé et Douala, où ils sont autour de 20 %, le salaire minimum n'ayant pas été revalorisé de longue date. En conclusion, le salaire minimum ne semble pas être une contrainte, quel que soit le secteur institutionnel considéré. Ce résultat est confirmé par le rapport de la BAD *et al.* (2012) selon lequel « le salaire minimum n'est pas un problème ».

L'analyse de la distribution des revenus du travail peut également être abordée à travers la comparaison des quartiles et du rapport interquartile<sup>1</sup> (tableau 18). Le revenu mensuel médian est très inférieur au revenu moyen, ce qui s'explique en partie par la présence massive des travailleurs non rémunérés. En excluant les non rémunérés, le revenu médian se rapproche du revenu moyen mais lui reste très substantiellement inférieur. Le rapport interquartile montre qu'en moyenne l'individu situé au troisième quart de la distribution perçoit 5 fois plus que celui qui se situe au premier quart. C'est à Bamako et Niamey que ce rapport est le plus élevé (de l'ordre de 6), tandis qu'à Cotonou et Dakar, la distribution est plus écrasée (de l'ordre de 4). Les écarts sont plus prononcés en Afrique de l'Ouest qu'en Afrique centrale ou à Madagascar.

Si l'on prend en compte ceux qui travaillent sans être rémunérés (revenus nuls), notamment les aides familiaux, les coefficients de Gini sont relativement proches d'une ville à l'autre (tableau 19). En Afrique de l'Ouest, ils varient de 0,58 à Yaoundé et 0,59 à Dakar, à 0,64 à Ouagadougou. Antananarivo se

1. Les quartiles divisent la population en quatre groupes de taille identique par niveau de revenu croissant. Le 1<sup>er</sup> quartile est donc composé des 25 % les moins bien rémunérés, et ainsi jusqu'au 4<sup>e</sup> quartile, regroupant les 25 % les mieux rémunérés. Le rapport interquartile est le ratio entre la valeur du revenu qui sépare le 3<sup>e</sup> du 4<sup>e</sup> quartile et celle qui sépare le 1<sup>er</sup> du 2<sup>e</sup>.

Tableau 16  
Revenu mensuel moyen dans l'emploi principal par secteur d'activité (€)

Secteur d'activité	Afrique de l'Ouest								Afrique centrale			Océan Indien
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Secteur primaire	79	40	123	87	48	97	30	79	42	80	15	24
Industrie	46	48	102	82	47	73	32	73	92	120	23	49
Commerce	46	32	63	59	53	70	28	54	64	63	18	47
Services	69	90	145	96	97	110	54	111	137	110	23	63
<b>Ensemble</b>	<b>56</b>	<b>57</b>	<b>108</b>	<b>78</b>	<b>69</b>	<b>89</b>	<b>39</b>	<b>83</b>	<b>111</b>	<b>99</b>	<b>21</b>	<b>52</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : y compris les revenus nuls des travailleurs non rémunérés.

Tableau 17  
Répartition des revenus d'activité dans l'emploi principal par tranche de salaire minimum

Revenu d'activité	Afrique de l'Ouest								Afrique centrale			Océan Indien
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
<b>Salaire minimum (€)</b>	<b>38</b>	<b>41</b>	<b>55</b>	<b>34</b>	<b>34</b>	<b>59</b>	<b>21</b>	<b>-</b>	<b>36</b>	<b>36</b>	<b>9</b>	<b>29</b>
< 1 salaire minimum (%)	54,9	61,3	49,9	43,9	45,3	53,6	49,0	51,1	29,1	31,1	41,0	40,1
> 4 salaires minimums (%)	9,0	9,1	10,6	12,5	13,1	7,4	10,3	10,0	22,3	17,8	11,7	8,1

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : y compris les revenus nuls des travailleurs non rémunérés.

Tableau 18  
Revenu mensuel dans l'emploi principal par quartile et rapport interquartile (€)

Revenu mensuel	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
1 <sup>er</sup> quartile	14	11	23	15	14	22	9	15	30	24	3	17
2 <sup>e</sup> quartile	31	23	55	46	45	46	23	38	55	53	10	42
3 <sup>e</sup> quartile	61	61	112	92	88	92	46	92	122	100	19	68
<b>Revenu mensuel moyen</b>	56	57	108	78	69	89	39	83	111	99	21	52
<b>Rapport interquartile (Q3/Q1)</b>	4,4	5,6	4,9	6,0	6,1	4,1	5,2	6,0	4,0	4,2	5,4	4,0

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs.

Note : y compris les revenus nuls des travailleurs non rémunérés.

Tableau 19  
Indices de Gini des revenus mensuels et revenus des ménages

Indice de Gini	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Revenu individuel de l'emploi principal (y.c. revenus nuls)	0,62	0,64	0,62	0,62	0,61	0,59	0,61	0,58	0,58	0,62	0,53
Revenu individuel de l'emploi principal (hors revenus nuls)	0,54	0,59	0,58	0,60	0,56	0,54	0,56	0,53	0,53	0,59	0,47
Revenu d'activité ménages	0,55	0,57	0,58	0,58	0,58	0,54	0,57	0,61	0,55	0,64	0,47
<b>Revenu total des ménages</b>	0,53	0,56	0,59	0,58	0,59	0,51	0,62	0,55	0,51	0,62	0,46

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs.

distingue par un niveau d'inégalités structurellement plus faible tout en restant assez élevé (0,53), ce qu'il faut mettre en rapport avec le taux de salarisation (tout particulièrement dans le secteur formel) plus important. En l'absence de mécanismes de régulation efficaces du marché du travail, les inégalités de revenus d'activité sont très fortes dans toutes les grandes villes. Les indices de Gini du revenu des ménages présentent les mêmes amplitudes, suggérant ainsi l'absence de mécanismes de compensation au sein des ménages susceptibles d'atténuer les inégalités individuelles.

### **Les femmes sont moins bien payées et leur situation est plus hétérogène**

Dans l'ensemble, les femmes gagnent en moyenne moitié moins que les hommes (tableau 20). Si l'on raisonne en termes de revenus médians, les femmes sont encore plus mal loties : leur rémunération médiane représente environ un tiers de celle des hommes. Cet écart traduit l'importance des aides familiaux, très massivement féminins. Ces résultats sont très similaires d'une ville à une autre. Mais le classement varie suivant l'indicateur retenu. Si l'on prend la rémunération moyenne, L'Afrique centrale et Madagascar (le rapport homme/femme est de l'ordre de 1,6), ainsi que Dakar et Niamey en Afrique de l'Ouest, apparaissent les plus favorables aux femmes (les hommes ne touchant « que » 1,87 et 1,94 fois plus que les femmes dans ces deux villes), tandis qu'elles sont plus défavorisées à Bamako et Cotonou (2,59 et 2,51 respectivement).

En dehors du déséquilibre à l'encontre des femmes, la seconde caractéristique des revenus du travail en fonction du genre est le poids élevé des inégalités entre femmes, bien supérieur à celles qui caractérisent le revenu des hommes. Une des raisons de cette différence provient du poids des emplois du secteur informel, structurellement plus inégalitaires, et relativement plus nombreux chez les femmes. Sur ce plan, Ouagadougou se démarque pour être à la fois la ville où les inégalités de revenus intra, tant masculins que féminins, sont les plus prononcées et où les écarts entre hommes et femmes (inégalités inter) sont les plus importants.

### **Une hiérarchie des rémunérations toujours respectée**

À secteur institutionnel donné, la hiérarchie des salaires est toujours respectée, des cadres aux manœuvres (tableau 21). Ce sont bien sûr les cadres et les patrons qui gagnent le plus. Ils sont d'ailleurs plutôt mieux payés dans le secteur privé formel que dans le secteur public, sauf à Lomé et à Cotonou. Viennent ensuite les employés et ouvriers, tandis que les manœuvres et autres (apprentis, aides familiaux) ferment la marche.

Au sein du secteur formel, l'hétérogénéité interne est plus élevée dans le secteur privé que dans le secteur public. Ainsi, les cadres du secteur privé formel perçoivent en moyenne dans chacune des villes entre deux et trois fois plus que les employés et ouvriers. Le ratio varie de six (à Cotonou, Abidjan, Bamako et

Dakar) à plus de huit (à Ouagadougou, Niamey et Lomé) entre les cadres et les manœuvres. Dans le secteur public, l'inégalité en termes de salaires est moins accentuée puisque le rapport n'est que du simple au double entre les cadres et les employés et ouvriers dans chaque ville, et du simple au quadruple entre les cadres et les manœuvres. Dans l'ensemble, en matière de rémunération, le secteur privé formel traite relativement mieux ses cadres tandis que le secteur public protège mieux ses salariés moins qualifiés.

Le secteur informel confirme sa place de secteur le moins rémunérateur. Cette moyenne s'explique à la fois par une prédominance des catégories les moins qualifiées, mais aussi par le fait qu'à qualification identique les travailleurs du secteur informel perçoivent moins que leurs homologues des autres secteurs (voir chapitre 5). Quant à l'immense masse des travailleurs à compte propre du secteur informel, ils se contentent en moyenne de revenus relativement faibles, puisqu'ils ne représentent même pas la moitié du salaire des employés et ouvriers du secteur formel. Leur rémunération est cependant supérieure au salaire minimum mensuel dans toutes les villes, à l'exception de Ouagadougou.

## **Horaires de travail et sous-emploi**

Mesuré en termes de nombre d'heures de travail effectif, le volume de travail fourni par les travailleurs du secteur privé formel est toujours supérieur à celui déclaré dans le secteur public : par exemple, 48 heures par semaine dans les entreprises privées formelles contre seulement 44 heures dans les entreprises publiques et 42 heures dans l'administration (tableau 22). La charge horaire des travailleurs du secteur informel est également très lourde, avec plus de 47 heures par semaine. Ce secteur n'est donc pas une source d'emplois marginaux et à temps partiel, et il laisse finalement peu de temps à l'exercice d'une activité secondaire. Les actifs occupés de Lomé et de Ouagadougou enregistrent les horaires les plus élevés, avec en moyenne 50 heures par semaine. À Antananarivo et à Dakar, où le nombre d'heures est le plus faible, la charge est tout de même de plus de 43 et 45 heures hebdomadaires respectivement.

Pour l'ensemble des actifs occupés des onze villes, la durée du travail a une distribution très étalée : un actif sur cinq travaille moins de 35 heures par semaine et 41 % plus de 48 heures. C'est évidemment les salariés du secteur formel (public et privé) qui bénéficient le plus du respect des horaires de travail, puisque 70 % exercent entre 35 à 48 heures, seulement 30 % des travailleurs du secteur informel sont concernés. La durée du travail est bien plus longue dans l'informel, puisque 46 % des actifs de ce secteur travaillent au-delà de 48 heures par semaine, contre 29 % dans le secteur formel (public et privé).

### ***Sous-emploi lié à la durée du travail***

Le volume horaire de travail permet de quantifier l'importance du sous-emploi lié à la durée du travail. Ainsi, l'ensemble de ceux qui travaillent moins de 35 heures de manière involontaire représente plus de 1 047 000 personnes, soit 15 % des actifs occupés, et donc un sous-emploi massif (tableau 23). Le taux

Tableau 20  
Revenu mensuel moyen et médian dans l'emploi principal et indices de Gini par sexe

Revenu moyen (€)	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Hommes	83	73	147	106	84	110	55	111	132	122	25	64
Femmes	33	35	64	41	43	59	25	49	81	65	16	39
Revenu médian (€)	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Hommes	50	46	83	57	48	79	31	67	76	75	15	42
Femmes	18	13	29	18	18	28	12	23	46	38	7	25
Indice de Gini	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Hommes	0,57	0,58	0,57	0,58	0,57	0,58	0,57	0,59	0,55	0,54	0,60	0,50
Femmes	0,59	0,67	0,63	0,59	0,63	0,57	0,60	0,63	0,60	0,60	0,63	0,54
<b>Ensemble</b>	<b>0,62</b>	<b>0,64</b>	<b>0,62</b>	<b>0,62</b>	<b>0,61</b>	<b>0,59</b>	<b>0,61</b>	<b>0,63</b>	<b>0,58</b>	<b>0,58</b>	<b>0,62</b>	<b>0,53</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : y compris les revenus nuls des travailleurs non rémunérés.

Tableau 21  
Revenu mensuel moyen dans l'emploi principal par secteur institutionnel et catégorie socio-professionnelle (€)

Secteur institutionnel	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
<b>Secteur public</b>												
Cadre	190	206	417	182	185	308	177	281	311	315	37	153
Employé, ouvrier	98	101	200	96	84	151	80	131	152	157	15	77
Manœuvre et autre	39	47	112	54	48	88	47	64	56	73	14	45
<b>Secteur privé formel</b>												
Cadre, patron	149	263	484	240	248	364	170	351	280	370	48	152
Employé, ouvrier	76	84	140	80	74	134	62	118	83	108	23	50
Manœuvre et autre	27	30	84	42	32	61	20	59	49	67	20	28
<b>Secteur informel</b>												
Patron, cadre	87	90	128	117	156	169	52	115	215	155	25	94
Compte propre	49	35	63	61	50	76	30	56	64	57	15	43
Employé, ouvrier	45	44	83	60	62	68	34	69	55	63	16	38
Manœuvre et autre	6	13	24	17	14	19	9	18	20	23	8	9
<b>Ensemble</b>	<b>56</b>	<b>57</b>	<b>108</b>	<b>78</b>	<b>69</b>	<b>89</b>	<b>39</b>	<b>83</b>	<b>111</b>	<b>99</b>	<b>21</b>	<b>52</b>

Sources : enquêtes I-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs. Y compris les revenus nuls des travailleurs non rémunérés.

Tableau 22  
Horaire hebdomadaire moyen dans l'emploi principal par secteur institutionnel

Secteur institutionnel	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Administration publique	41,0	41,4	43,2	40,8	43,2	41,5	49,9	42,7	38,0	39,9	42,6	40,3
Entreprise publique	44,0	46,6	43,5	45,9	43,8	42,7	45,3	44,4	41,7	41,8	44,7	43,0
Entreprise privée formelle	48,0	50,8	46,3	50,2	49,7	44,2	51,2	47,2	50,6	50,0	47,5	47,7
Entreprise informelle	46,8	52,2	48,7	45,3	48,0	46,0	49,6	48,0	49,9	44,3	46,7	40,9
<b>Ensemble</b>	<b>46,5</b>	<b>50,7</b>	<b>47,9</b>	<b>45,6</b>	<b>47,5</b>	<b>45,4</b>	<b>49,7</b>	<b>47,5</b>	<b>48,1</b>	<b>45,9</b>	<b>46,2</b>	<b>43,3</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : Le secteur privé formel regroupe les entreprises privées formelles et associatives.

Tableau 23  
Les différentes formes de sous-emploi (%)

Sous-emploi	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Taux sous-emploi lié à la durée du travail	13,4	10,6	12,6	17,1	16,0	16,2	17,1	14,3	11,8	15,1	17,0	14,7
Taux sous-emploi invisible	61,1	66,5	53,2	45,4	51,1	57,8	55,8	55,2	37,7	36,1	43,8	44,2
<b>Taux sous-emploi global</b>	<b>69,2</b>	<b>73,0</b>	<b>66,4</b>	<b>58,8</b>	<b>64,4</b>	<b>69,4</b>	<b>68,4</b>	<b>67,1</b>	<b>53,9</b>	<b>53,1</b>	<b>60,4</b>	<b>55,3</b>
<b>Taux Neet (10-24 ans)</b>	<b>11,3</b>	<b>22,9</b>	<b>22,2</b>	<b>21,8</b>	<b>34,3</b>	<b>30,5</b>	<b>11,1</b>	<b>22,9</b>	<b>14,2</b>	<b>14,1</b>	<b>21,5</b>	<b>9,8</b>
Femmes	15,0	30,3	28,4	28,8	40,3	39,6	14,5	29,5	18,5	19,3	24,9	11,6
Hommes	7,2	14,9	14,0	14,2	27,1	20,4	7,1	15,3	9,5	8,6	17,7	8,1

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : champ : ensemble des actifs occupés pour les types de sous-emploi lié à la durée du travail et invisible ; ensemble des actifs (occupés et chômeurs) pour le sous-emploi global. Neet : ni en activité professionnelle, ni en cours de scolarité ou en formation.

de sous-emploi lié à la durée du travail est assez homogène d'une ville à une autre, le spectre variant de 10 % à Ouagadougou et Yaoundé à 17 % à Bamako et Lomé et jusqu'à 20 % à Kinshasa. C'est dans le secteur informel que le sous-emploi lié à la durée du travail est le plus élevé, le taux atteignant 16 %. Par contre, les autres secteurs sont relativement épargnés, avec un taux d'environ 11 %.

### *Sous-emploi invisible*

Le sous-emploi lié à la durée du travail ne constitue qu'une modalité à travers laquelle se manifeste le sous-emploi. Ainsi et paradoxalement, l'existence d'horaires de travail excessivement élevés peut, elle aussi, être synonyme de sous-emploi, lorsque cette charge horaire est rendue nécessaire par une productivité du travail anormalement faible. On qualifie cette forme de sous-emploi de « sous-emploi invisible ».

Nous avons retenu comme indicateur de sous-emploi invisible le pourcentage d'actifs occupés gagnant moins que le salaire horaire minimum. On peut alors estimer le taux de sous-emploi invisible à 48 % de la main-d'œuvre pour l'ensemble des onze villes : il atteint son maximum à Ouagadougou, avec deux tiers de la main-d'œuvre affectée. Même à Bamako, où il sévit avec le moins d'acuité, il reste supérieur à 45 %. En dehors de l'Afrique de l'Ouest, le taux de sous-emploi invisible est plus faible, mais reste de l'ordre de 40 %. Cependant, les comparaisons entre villes doivent être interprétées en termes relatifs, dans la mesure où le salaire minimum en vigueur n'a pas nécessairement le même pouvoir d'achat d'une ville à une autre, pas plus que les politiques salariales ne suivent le même objectif. Le salaire minimum doit donc être considéré plus comme une norme sociale, liée à un contexte national, que comme un référent universel et absolu (minimum physiologique de subsistance par exemple). Encore une fois, c'est dans le secteur informel que cette manifestation du désajustement entre offre et demande de travail est la plus criante. Sur l'ensemble des onze agglomérations, 60 % des informels sont en situation de sous-emploi invisible (deux tiers dans l'UEMOA) contre un peu plus d'un quart des actifs dans le secteur privé formel (28 %), 8 % dans les entreprises publiques et seulement 14 % des fonctionnaires (5 % dans l'UEMOA).

Un autre indicateur du sous-emploi est le taux Neet (personne n'étant ni en activité professionnelle, ni en cours de scolarité ou en formation), qui présente l'avantage de prendre en compte les travailleurs découragés non concernés par les mesures de sous-emploi observées pour les individus qui ont un emploi. Le taux Neet est particulièrement pertinent pour les jeunes. Le tableau 23 montre que le taux Neet pour les jeunes âgés de 10 à 24 ans atteint 23 % en Afrique de l'Ouest (avec des pics de 30 % et 34 % à Dakar et Niamey respectivement) et 22 % à Kinshasa. Ailleurs, il est plus faible mais reste cependant autour de 14 % au Cameroun et 10 % à Madagascar. Les jeunes femmes sont plus affectées, le taux Neet étant deux fois plus élevé que pour leurs homologues masculins, à l'exception de Niamey, Kinshasa et en particulier Antananarivo où les niveaux et les écarts sont les plus bas (3,5 points).

Si les différentes composantes du sous-emploi (chômage, sous-emploi lié à la durée du travail, sous-emploi invisible) sont agrégées pour obtenir un indicateur synthétique de sous-emploi, on obtient un taux de sous-emploi global de 62 % sur l'ensemble des onze grandes villes, soit environ 5 millions de personnes sur près de 8 millions d'actifs. Le sous-emploi global touche près de six actifs sur dix (Bamako) et au pire près des trois quarts d'entre eux (Ouagadougou). Les femmes sont systématiquement plus touchées que les hommes, quelle que soit la forme de sous-emploi considéré (19 % et 12 % pour le sous-emploi lié à la durée du travail ; 38 % et 61 % pour le sous-emploi invisible). Le sous-emploi du facteur travail apparaît donc comme le principal problème que rencontre le marché du travail et, plus généralement, l'économie urbaine de la région (voir chapitre 2).

### **Conditions de travail et prestations des travailleurs dépendants**

La qualité des emplois ne dépend pas seulement des revenus qu'ils procurent ou de la charge horaire qu'ils imposent. Elle met en jeu d'autres caractéristiques, telles que la régularité de l'emploi, la possession de contrat de travail, l'existence de prestations sociales ou de congés payés, le fait d'avoir bénéficié d'une promotion ou d'une formation interne de la part de l'entreprise. Cette section est centrée sur les travailleurs dépendants (employés, apprentis et aides familiaux), puisque les travailleurs indépendants ne sont pas couverts par la législation du travail.

Dans l'ensemble des sept agglomérations, près de neuf emplois sur dix sont permanents. C'est à Niamey que les emplois occasionnels sont les plus fréquents, puisqu'ils représentent 19 % de l'ensemble des emplois. Dans le secteur informel, l'emploi permanent est largement majoritaire (85 %). Donc, la précarité des emplois ne se manifeste pas par la multiplication de « petits boulots » successifs ou d'emplois de courte durée.

En fait, la précarité des emplois se manifeste par la faible contractualisation des relations de travail, et ce quelle que soit l'agglomération considérée. Près des deux tiers des employés n'ont aucun contrat écrit vis-à-vis de leur employeur, et une proportion équivalente ne possède pas de bulletin de paie (tableau 24). Bien sûr, le type de relations de travail est très diversifié selon le secteur institutionnel. Dans le secteur informel, la contractualisation est exceptionnelle : 9 % de travailleurs dépendants ont un contrat écrit et moins de 3 % disposent d'une feuille de paie.

Un autre indicateur de la piètre qualité des emplois est constitué par la faiblesse des prestations sociales : 9,1 % des travailleurs sont affiliés à l'organisme officiel de sécurité sociale, tandis que 3,3 % bénéficient d'une couverture maladie accordée par l'entreprise. Les écarts entre les différents secteurs institutionnels sont encore une fois mis en relief. Un tiers des salariés du secteur public bénéficient d'une couverture sociale et 47 % de congés payés contre respectivement 12 % et 28 % des employés du privé formel. Les travailleurs dépendants du secteur informel semblent être totalement privés de ces avantages. De plus,

Tableau 24  
Conditions de travail des travailleurs dépendants (%)

Conditions de travail	Afrique de l'Ouest							Afrique centrale			Océan Indien	
	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Total	Yaoundé	Douala	Kinshasa	Antananarivo
Emploi permanent	92,5	87,0	92,0	82,6	81,4	84,6	84,7	88,2	91,8	86,9	87,8	90,8
Bulletin de paie	31,5	32,3	31,4	39,9	36,1	32,8	25,0	32,2	37,6	33,8	52,1	53,8
Contrat	36,7	33,5	34,6	38,3	37,9	32,9	37,0	35,0	42,6	36,2	65,2	54,5
Sécurité sociale	7,8	14,9	6,5	18,7	15,2	7,7	7,0	9,1	6,0	8,4	5,8	44,3
Service médical	3,6	4,6	2,9	2,5	5,0	3,7	1,6	3,3	5,1	4,1	5,2	41,8
Congés payés	16,1	23,2	19,3	22,8	13,1	7,9	11,0	16,3	17,2	11,7	7,3	44,7
Formation entreprise	11,3	20,4	11,9	15,6	21,0	11,1	16,3	13,6	17,0	22,2	31,0	17,4
Promotion d'entreprise	5,7	18,0	9,1	3,5	15,5	11,1	13,8	10,4	13,7	12,1	22,0	7,2
Syndiqués	7,2	7,9	15,5	15,0	16,6	10,0	13,2	12,8	6,9	9,6	14,8	8,1

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

comme les indépendants constituent la majorité des actifs du secteur informel, ceci accroît encore l'écart entre les deux secteurs. D'un point de vue général, les prestations sociales et autres avantages (indemnités diverses, sécurité de l'emploi, etc.) sont plus fréquentes pour les catégories socio-professionnelles les mieux rémunérées. Elles viennent donc accentuer les différences de qualité entre les emplois (voir chapitre 4).

Enfin, le taux de syndicalisation moyen reste faible parmi les travailleurs dépendants. Il atteint 13 % en moyenne en Afrique de l'Ouest et fluctue entre 7 % à Cotonou à 17 % à Niamey. Il est du même ordre de grandeur à Kinshasa (14 %), alors que moins d'un travailleur sur dix est syndiqué au Cameroun et à Antananarivo. Les syndicats sont plus répandus dans le secteur public : environ un tiers des salariés en sont adhérents, contre d'un dixième (Afrique centrale) à un cinquième (Afrique de l'Ouest) dans le secteur privé formel et moins de 2 % dans le secteur informel.

## Mobilité et perspectives d'emplois

La phase 1 de l'enquête 1-2-3 permet d'aller au-delà de l'identification de la structure actuelle du marché du travail dans un sens rétrospectif (voir chapitre 8 sur la mobilité intergénérationnelle) et prospectif. En particulier, elle donne des éléments pour quantifier le degré d'adéquation entre emplois exercés et types d'emplois désirés.

Le degré de satisfaction des actifs occupés par rapport à l'emploi qu'ils exercent ou le type d'emplois recherchés par les inactifs ou les chômeurs qui veulent s'insérer sur le marché du travail méritent une attention particulière, compte tenu de l'importance fondamentale des anticipations des agents sur la dynamique économique globale. Plus spécifiquement, la nature des désajustements entre emplois proposés et emplois désirés donne une mesure des rigidités potentielles sur le marché du travail, pouvant jouer sur le taux d'activité, le chômage ou les rémunérations. Les analyses portent sur les jeunes de 15 à 24 ans, dans la mesure où cette classe d'âge constitue l'immense majorité de ceux qui viennent ou vont entrer sur le marché du travail au cours des prochaines années.

L'ensemble des onze villes compte 4 614 000 jeunes de 15 ans à 24 ans, dont 2 737 000 sont inactifs, 1 535 000 exercent un emploi et 341 000 sont au chômage. Ils sont donc particulièrement vulnérables, puisque leur taux de chômage atteint 18 %.

Chez ceux qui ont un emploi, 38 % se déclarent satisfaits du poste qu'ils occupent et ne comptent pas en rechercher un autre dans un avenir proche. Mais en contrepartie, ils sont 52 % à désirer obtenir un nouvel emploi, soit pour la

grande majorité en changeant d'entreprise (41 %), soit par des mécanismes de promotion interne au sein de l'établissement dans lequel ils travaillent.

Le fort niveau d'insatisfaction par rapport à l'emploi exercé décroît avec l'âge, puisqu'il passe de 52 % chez les jeunes à 44 % dans la tranche d'âge 30-39 ans et à 14 % pour ceux qui ont 60 ans ou plus. Ce phénomène doit être interprété comme la conjonction de deux facteurs. D'une part, il faut y voir l'effet « normal » du cycle de vie, où l'expérience professionnelle et l'ancienneté dans l'emploi doivent permettre aux jeunes d'accéder à des emplois de meilleure qualité. Mais, d'autre part, on ne peut exclure le fait que la conjoncture difficile du marché du travail bloque l'accession des jeunes à des emplois correspondant à leur qualification (voir chapitre 3).

Les jeunes fonctionnaires sont dans l'ensemble plus désireux de garder leur emploi que ceux qui exercent dans le secteur informel, avec respectivement 59 % et 37 % de satisfaits dans leur emploi actuel. De façon surprenante, cette différence s'estompe en Afrique de l'Ouest (34 % et 35 % respectivement). En revanche, parmi ceux qui désirent changer d'emploi, les jeunes fonctionnaires sont proportionnellement beaucoup plus nombreux que les jeunes informels à vouloir faire jouer la promotion interne dans l'institution qui les a embauchés. Ceci traduit le fait que les marchés internes du travail ne sont opératoires que sur le marché primaire et, tout spécifiquement, dans le secteur public où la promotion à l'ancienneté est la règle.

Le niveau d'insatisfaction est aussi corrélé négativement avec la rémunération perçue. Ainsi par exemple en Afrique de l'Ouest, les jeunes « satisfaits » touchent en moyenne 23 000 FCFA par mois (35 €), alors que ceux qui veulent changer ne gagnent que 18 000 FCFA (27 €), et ceux qui réclament une promotion se trouvent dans une position intermédiaire avec 19 000 FCFA (29 €). Cette hiérarchie naturelle se retrouve quel que soit le secteur institutionnel, la catégorie socio-professionnelle ou la ville considérée. Ce trait se retrouve également hors Afrique de l'Ouest, à la différence que ceux qui souhaitent une promotion gagnent plus que ceux qui veulent garder leur emploi. Ceci s'explique par le fait que les perspectives de promotion sont essentiellement circonscrites aux emplois les mieux rémunérés (secteur public, cadres, etc.).

Lorsqu'on interroge les jeunes sur leurs projets professionnels, on note un désajustement très profond entre leurs préférences et les opportunités réelles d'emplois. Le secteur public (administration et entreprises publiques), qui n'a pratiquement pas créé de postes au cours des deux années précédant l'enquête (moins de 4 % des nouveaux emplois), attire 27 % des souhaits des jeunes (tableau 25). Parallèlement, le secteur informel, principal pourvoyeur d'emplois deux ans avant l'enquête, attire une part beaucoup plus faible de ces derniers. En Afrique de l'Ouest, les chiffres sont de 82 % d'emplois créés pour 48 % d'emplois souhaités. Ces résultats sont communs à toutes les agglomérations, même si le degré d'irréalisme des aspirations fluctue sensiblement. De ce point de vue, les jeunes Abidjanais sont ceux qui tiennent le moins compte de la situation en vigueur. Moins de 10 000 postes de fonctionnaires ont été pourvus

Tableau 25  
Type d'emplois désirés par les jeunes

Emplois désirés par les jeunes et emplois créés les deux dernières années (en %)	Cotonou		Ouagadougou		Abidjan		Bamako	
	Emplois désirés	Emplois créés						
Administration publique	26,7	3,2	32,8	8,1	22,8	1,8	32,7	3,0
Entreprises publiques	7,2	1,9	4,6	1,2	3,5	0,2	6,0	1,2
Secteur privé formel	18,3	12,8	20,2	15,2	25,8	15,6	15,9	9,7
Secteur informel	47,8	82,1	42,4	75,5	47,9	82,4	45,4	86,1
Ensemble	100	100	100	100	100	100	100	100
Emplois désirés par les jeunes et emplois créés les deux dernières années (en %)	Niamey		Dakar		Lomé		Ensemble	
	Emplois désirés	Emplois créés						
Administration publique	28,1	11,3	13,0	2,8	8,7	1,5	22,4	3,0
Entreprises publiques	4,8	1,0	2,9	1,3	11,4	1,2	4,8	0,8
Secteur privé formel	19,8	14,4	33,0	17,1	23,5	10,5	24,4	14,5
Secteur informel	47,5	73,3	51,0	78,8	56,4	86,8	48,4	81,7
Ensemble	100	100	100	100	100	100	100	100
Emplois désirés par les jeunes et emplois créés les deux dernières années (en %)	Yaoundé		Douala		Kinshasa		Antananarivo	
	Emplois désirés	Emplois créés						
Administration publique	16,7	11,6	21,6	2,5	10,2	4,9	22,7	3,3
Entreprises publiques	4,2	1,5	7,7	1,2	12,7	3,0	6,8	1,4
Secteur privé formel	23,1	28,8	31,3	32,1	43,5	14,3	47,8	44,2
Secteur informel	56,0	58,1	39,4	64,3	33,6	77,8	22,7	51,1
Ensemble	100	100	100	100	100	100	100	100

Sources : enquêtes 1-2-33, phases I (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : pour le calcul des emplois créés et pour tenir compte des différentes dates d'enquête selon les agglomérations, les deux dernières années concernent 2000 et 2001 pour Cotonou, Lomé, Bamako et Antananarivo, les années 2001 et 2002 pour Abidjan, Dakar, Niamey et Ouagadougou et les années 2004 et 2005 pour Douala, Yaoundé et Kinshasa.

à Abidjan en 2001-2002, ce qui n'empêchait pourtant pas 140 000 jeunes de rêver d'en obtenir un. Sur ce plan, les jeunes de Niamey ont un peu plus les pieds sur terre, puisqu'aux 27 000 souhaits d'entrer dans la fonction publique correspondent un peu plus de 5 000 recrutements. Dans ce contexte général, Yaoundé apparaît comme une notable exception, les aspirations étant globalement en phase avec les créations de postes.

L'analyse en termes de catégories socio-professionnelles confirme « l'irréalisme » des jeunes. Ainsi en Afrique de l'Ouest, près de 35 % se voient cadres, contre seulement 5 % de postes offerts par le marché. La situation est similaire à Douala, Kinshasa et Antananarivo, Yaoundé présentant des profils similaires

entre emplois désirés et emplois créés. Les emplois de manœuvres, aides familiaux ou apprentis, que les jeunes semblent bouder, puisque seulement 7 % les appellent de leurs vœux, constituent pourtant de 30 % à 40 % des emplois créés.

Ces résultats montrent que les nouvelles générations vont au devant de sévères désillusions, qui, si elles ne sont pas corrigées, sont porteuses de tensions sociales majeures<sup>2</sup>. Ces ajustements doivent prendre deux directions. D'une part, il convient de faire comprendre aux jeunes que le salariat n'est pas l'horizon indépassable d'une trajectoire professionnelle réussie, et que le lien entre formation universitaire et emploi public est définitivement révolu. De ce point de vue, l'école devrait les préparer à envisager l'éventualité de se mettre à leur compte, en orientant plus le cursus vers la formation professionnelle, afin qu'ils puissent le faire dans les meilleures conditions possibles.

D'autre part, il est nécessaire de remettre en question le mode actuel de gestion des emplois formels, plus particulièrement dans le secteur public dont les jeunes sont injustement exclus par la politique indifférenciée de gel des embauches, mode de gestion qui s'est poursuivi au cours de la décennie 2000 et a encore été accentué avec la crise financière internationale de 2008-2009 (voir conclusion générale). Un mode plus équitable de partage de ce type d'emplois doit être promu, en favorisant par exemple les départs volontaires ou les retraites anticipées au profit des jeunes générations plus diplômées et motivées (voir par exemple ILO, 2010 a).

2. Cette interpellation qui se base sur des données vieilles de cinq à dix ans selon les enquêtes (et que nous avons déjà formulée il y a près de deux décennies pour le cas du Cameroun ; Berthelier et Roubaud 1993), ne s'est toujours pas concrétisée en Afrique Sub-saharienne. Néanmoins, les printemps arabes (en commençant avec le cas emblématique de la Tunisie) en 2011 montrent que les risques sont bien réels.

## Partie I

# Qualité des emplois et conditions de travail





# Sous-emploi et inadéquation professionnelle

*Javier HERRERA*

*Sébastien MERCERON*

## Introduction

Les indicateurs traditionnels du marché du travail ne parviennent pas à saisir les caractéristiques distinctives des pays en développement (PED), ainsi que la manière dont ces marchés s'ajustent. L'absence d'assurance-chômage, l'importance de l'emploi dans le secteur informel, la faiblesse de la régulation par l'État, entre autres, impliquent que les indicateurs de quantité (mesurés par le taux de chômage) soient moins pertinents. Dans ce contexte, les changements de qualité de l'emploi semblent jouer un rôle important. Cependant, aucun indicateur officiel ne capture cette dimension. Ce chapitre tente de combler cette lacune en mettant l'accent sur la mesure de l'inadéquation professionnelle et ses conséquences sur les revenus dans les pays d'Afrique subsaharienne (ASS).

Nous postulons ici qu'un élément essentiel de l'ajustement de l'offre et de la demande relève des changements de qualité de l'emploi. Les individus n'ayant pas les ressources nécessaires pour soutenir une situation de chômage prolongé se voient obligés soit de créer leur propre emploi, soit d'accepter un emploi salarié dont la rémunération, l'adéquation par rapport à leurs qualifications, la protection sociale, les conditions de sécurité, etc. sont souvent plus défavorables que dans leur emploi précédent. Or, aucun des indicateurs du marché du travail ne permet d'appréhender cette réalité.

Ce chapitre comporte huit sections. Dans la première, nous analysons les limites des indicateurs traditionnels du chômage et du sous-emploi, compte tenu des caractéristiques des marchés du travail des pays en développement et de l'ASS en particulier. Dans la deuxième section, la littérature sur les indicateurs d'inadéquation professionnelle est passée en revue. Les résultats du calcul d'un indicateur pour l'ensemble des pays de notre échantillon à partir des *enquêtes 1-2-3*, qui permettent de préciser l'ampleur du phénomène d'inadéquation professionnelle en Afrique subsaharienne, sont présentés dans la section trois. La section quatre détaille le profil conditionnel des individus en situation d'inadéquation professionnelle (sous-emploi professionnel ou sous-qualification professionnelle). Dans la cinquième section, nous examinons son impact sur les revenus : les individus sur-éduqués obtiennent-ils des compensations à leur sur-éducation, toutes choses égales par ailleurs ? Nous nous interrogeons sur les conséquences du chômage sur l'adéquation emploi-formation. La sixième section explore les liens entre compensations non salariales et sous-emploi professionnel. La septième section examine le déclassement salarial comme mécanisme pour sortir du chômage ou de l'inactivité. La dernière section récapitule les principaux résultats et en analyse les implications.

## De l'insuffisance de l'indicateur de chômage standard en ASS

### **Quel chômage en Afrique ?**

Alors que les problèmes liés à l'emploi sont au cœur des débats sur les politiques économiques et au centre des préoccupations des ménages africains, on ne disposait jusqu'à peu d'aucun diagnostic du marché du travail à une échelle régionale (voir le chapitre précédent pour un bilan des marchés de travail en Afrique subsaharienne). Cette absence tient avant tout au déficit d'information primaire. Celle-ci est lacunaire car très peu de pays africains disposent d'indicateurs d'emploi (dans la base de données *BIT Laborsta*, les taux de chômage sont présentés seulement pour dix pays africains). Pire encore, quand ces indicateurs existent, les différences dans les définitions opérationnelles, couverture, période et type de source primaire (enquêtes/recensements) font que ces indicateurs sont difficilement comparables d'un pays à l'autre. C'est ainsi que différentes sources peuvent conduire à des diagnostics opposés sur l'emploi. Ainsi, par exemple, dans le *Rapport sur le développement dans le monde* (BANQUE MONDIALE, 2005) consacré à l'emploi des jeunes, le taux de chômage en Afrique subsaharienne est parmi les plus bas (en dessous du 10 % en moyenne) de toutes les régions (après l'Asie du Sud) tandis que le *Rapport économique sur l'Afrique* donne une image opposée, avec un taux de chômage

des jeunes deux fois plus élevé (COMMISSION ÉCONOMIQUE POUR L'AFRIQUE, 2005). Le rapport régional du BIT (ILO, 2006) conforte cette vision pessimiste.

Plus encore, on constate un fort décalage entre la mesure classique du chômage et du sous-emploi dans les pays en développement et sa réalité perçue par les ménages, en Afrique tout particulièrement. Les formes de distorsion du marché du travail en Afrique subsaharienne ne devraient plus être appréhendées uniquement par le niveau de chômage et la quantité de travail réalisée par les individus : les spécificités africaines poussent ainsi à étendre la notion de sous-emploi, pour traiter non seulement la question de la quantité des emplois mais aussi celle de leur qualité.

En Afrique subsaharienne, comme dans beaucoup d'autres pays en développement, le taux de chômage est relativement bas, en comparaison à ceux des pays développés. On note également que malgré les fortes fluctuations macro-économiques, les taux de chômage demeurent assez stables. Autrement dit, les marchés africains du travail ne semblent pas s'ajuster uniquement, ni principalement, par les quantités. Rappelons qu'il n'existe pas d'assurance-chômage et que les niveaux de revenus sont relativement bas, ce qui peut conduire à un accroissement brutal du taux de dépendance au sein des ménages. L'indicateur traditionnel de sous-emploi montre également que le problème de l'emploi ne saurait être caractérisé par l'existence d'un fort contingent d'individus travaillant un nombre d'heures inférieur à la durée légale. Bien au contraire, on constate qu'en moyenne le nombre d'heures hebdomadaires dépasse la durée légale.

En conséquence, si les taux de chômage et de sous-emploi sont relativement bas et stables, pourquoi le problème de l'emploi apparaît-il comme l'un des principaux problèmes perçus par les ménages ? De quelle manière et à travers quels mécanismes s'ajustent les marchés de travail en Afrique subsaharienne ?

Comme le rapporte en 2006 la Banque mondiale dans son évaluation des marchés africains du travail<sup>1</sup>, il y a de sérieux doutes sur la pertinence, l'exactitude et la comparabilité des indicateurs classiques en Afrique subsaharienne (BANQUE MONDIALE, 2005 et 2006). La notion de chômage, telle qu'elle est identifiée dans les pays développés, n'y est pas directement opérante en Afrique subsaharienne. Les caractéristiques du marché du travail africain sont en effet différentes de celles du marché du travail des pays développés. Ainsi, les taux de chômage et de sous-emploi visible (selon la définition du BIT)<sup>2</sup> sont relativement bas dans les centres urbains d'Afrique subsaharienne : dans les capitales de l'UEMOA, ils sont respectivement de 11,4 % et de 14,3 % (voir chapitre 1). Pourtant, les sondages auprès des ménages révèlent que les questions d'emploi sont le principal problème auquel ils doivent faire face. De même, plus de 40 %

1. "We identify four problems: their low availability, the lack of comparability, measurement problems and their low relevance for low income countries" (BANQUE MONDIALE, 2006).

2. Le chômage au sens du BIT (ILO, 1997) correspond aux actifs qui n'ont pas travaillé au cours des sept jours précédant l'enquête, ne serait-ce qu'une heure, qui ont recherché un emploi au cours du dernier mois et qui sont disponibles pour travailler. Le sous-emploi visible au sens du BIT correspond aux actifs occupés dont la durée de travail hebdomadaire est inférieure à la durée légale et qui désireraient travailler davantage.

des travailleurs occupés ouest-africains déclarent être insatisfaits de l'emploi qu'ils occupent (voir chapitre 3).

Si l'on étend la définition du chômage au sens du BIT à celle de « chômage élargi », en incluant au sein du chômage les « travailleurs découragés » qui ne cherchent plus activement un emploi, alors le taux de chômage augmente de moitié pour atteindre environ 16 %. Ceci illustre la nécessité d'élargir et adapter les indicateurs afin de mieux refléter la situation du marché du travail en ASS. Nous listons ci-dessous les spécificités des économies africaines qui expliquent pourquoi l'indicateur standard de chômage est si souvent contesté en ASS, alors qu'il est très utilisé et largement reconnu dans les pays développés.

– Les trois quarts des emplois sont concentrés dans le secteur informel, c'est-à-dire dans l'ensemble des activités économiques qui se réalisent en marge de la législation sociale et fiscale et qui échappent de ce fait à la comptabilité nationale classique ; ces emplois informels ont pour cadre des unités de production ayant un faible niveau d'organisation et opérant à petite échelle, avec peu ou pas de division entre travail et capital en tant que facteurs de production (ILO, 1993). Les emplois du secteur informel sont caractérisés par une forte précarité, l'absence de protection sociale et de mauvaises conditions de travail.

– L'absence d'assurance chômage et la prédominance des réseaux familiaux et sociaux dans la recherche de l'emploi modifient la démarche de prospection. Dans ce contexte, rechercher un emploi signifie donc souvent rassembler assez de capital pour démarrer une petite activité informelle à son compte, le plus souvent avec l'aide de la famille et des proches.

– L'importance du travail infantile et du travail familial non rémunéré rendent la distinction entre travail et non-travail difficile.

– L'éducation joue un rôle différent quant à l'accès à l'emploi : contrairement à ce que l'on observe dans les pays développés, en ASS il existe une relation inversée entre le niveau d'éducation atteint et le taux de chômage (voir chapitre 5).

– La saisonnalité des tâches pose le problème de la période de référence.

Toutes ces particularités du marché du travail africain peuvent rendre les indicateurs classiques d'évaluation inappropriés pour ce continent. Elles ont pour conséquence une forte distorsion entre la faible valeur du taux de chômage BIT et la réalité des difficultés d'insertion rencontrées par la main-d'œuvre africaine. Il y a donc un besoin pressant de meilleurs indicateurs qui prennent en considération de manière plus complète et plus exacte la réalité de l'emploi africain.

### **L'extension de la notion de sous-emploi : de la quantité vers la qualité**

Les notions de sous-emploi synthétisent mieux toutes les formes de distorsions sur le marché du travail, en posant la question de la bonne utilisation de la force de travail. La notion de sous-emploi vise à quantifier les personnes qui, en

raison d'une réduction ou d'une modification de la demande de main-d'œuvre ou de la création d'emplois en nombre insuffisant pour certaines professions, sont contraintes, pour ne pas être au chômage, de travailler à horaires réduits ou d'occuper un poste de moindre qualification, ou dans une unité économique moins productive, et qui perçoivent de ce fait un revenu inférieur à celui qu'elles pourraient normalement obtenir (BORGES *et al.*, 1988 ; HECKER, 1992 ; BIT, 1997). Ce type de situation était auparavant appelé « chômage déguisé » (ROBINSON, 1937).

Selon la 16<sup>e</sup> Conférence internationale des statisticiens du travail (Cist ; ILO, 1998), le sous-emploi reflète la sous-utilisation de la capacité productive de la main-d'œuvre. Le sous-emploi est ainsi à la force de travail des individus ce que la sous-utilisation du capital est aux entreprises. On parle dans ce cas de *sous-emploi lié à la durée du travail*. Cette notion renvoie directement à la question de la quantité de travail dans l'emploi plutôt qu'à celle de sa qualité.

En ASS, le sous-emploi lié à la durée du travail reste faible en moyenne : 14,3 % des travailleurs des capitales de l'UEMOA occupent leur emploi principal moins de 35 heures par semaine, alors qu'ils souhaiteraient travailler davantage. On rencontre davantage de situations d'excès de travail pour parvenir à un niveau de revenu décent : 43 % des actifs occupés des capitales de l'UEMOA travaillent plus de 48 heures, proportion qui monte à 48 % si l'on considère uniquement les travailleurs du secteur informel ! Une première limite de cet indicateur standard de sous-emploi lié au temps de travail provient de la possibilité d'exercer un emploi secondaire comme complément à l'activité principale. La pluri-activité est en effet souvent considérée comme une stratégie des ménages pour accroître leurs revenus, en particulier en cas de contrainte conjoncturelle ou risque de chômage partiel. Mais seulement 5,9 % des travailleurs des capitales ouest-africaines occupent un deuxième emploi en plus de leur activité principale. La faiblesse de ce taux dans les capitales de l'UEMOA explique que l'intégration des heures travaillées dans l'emploi secondaire change très peu le taux de sous-emploi lié à la durée du travail : il ne diminue que de 0,1 point de pourcentage en moyenne (et au maximum de 0,2 point pour Cotonou où le taux de pluri-activité est maximal avec 9,2 %).

On doit donc étendre cette notion incomplète de sous-emploi lié au temps de travail à d'autres formes de sous-emploi associées à la qualité de l'emploi (cette extension était parfois qualifiée de « *sous-emploi invisible* »<sup>3</sup>), qui se caractérisent par un revenu horaire insuffisant et un mauvais emploi des compétences professionnelles. Ce sous-emploi est le reflet d'une productivité du travail inadéquate liée à une mauvaise répartition des ressources de main-d'œuvre ou d'un déséquilibre fondamental entre le travail et les autres facteurs de

3. La 13<sup>e</sup> Cist a adopté une résolution ainsi libellée : « *Le sous-emploi invisible est essentiellement un concept analytique reflétant une mauvaise répartition des ressources en main-d'œuvre ou un déséquilibre fondamental entre la main-d'œuvre et les autres facteurs de production. Les symptômes caractéristiques pourraient en être le faible revenu, la sous-utilisation des compétences ou la faible productivité. Les études analytiques du sous-emploi invisible devraient avoir pour but d'examiner et d'analyser une grande variété de données, y compris les niveaux de revenus et de qualification (sous-emploi déguisé) et les mesures de la productivité (sous-emploi potentiel)* » (ILO, 1982).

production. L'existence d'horaires de travail très élevés peut ainsi être synonyme de sous-emploi, invisible à défaut de visible, lorsque cette charge horaire est rendue nécessaire par une productivité du travail ou un revenu horaire anormalement faible. Cependant, les standards légaux de rémunération minimale sont en général peu pertinents en ASS du fait de leur manque de réactualisation. Pour mesurer le sous-emploi invisible en termes de sous-rémunération, il conviendrait de disposer de normes de revenu horaire par type d'occupation, et non le seul revenu minimum légal, uniforme pour tous les individus.

Le sous-emploi invisible mesure le défaut de productivité. Ce manque de productivité relatif peut se mesurer au niveau du travailleur : un individu peut se trouver en situation de déclassement par rapport à son niveau de qualification ou, plus généralement, à son niveau de capital humain (BECKER, 1975). Ainsi l'étude de l'adéquation professionnelle permet l'analyse de la qualité de l'emploi exercé, compte tenu des attentes et des caractéristiques de l'individu.

## L'inadéquation professionnelle

L'inadéquation professionnelle est le décalage qui existe à un moment donné pour un travailleur entre son niveau de qualification effective et le niveau requis pour son occupation. Elle regroupe deux situations contrastées :

– *le sous-emploi professionnel, le déclassement ou la sur-éducation* : ces différentes terminologies concernent la situation du travailleur contraint, faute de mieux, d'exercer un emploi sous-qualifié ou qui n'est pas en adéquation avec sa formation. Le sous-emploi professionnel renvoie à la sur-éducation des travailleurs étudiée dans les pays développés, c'est-à-dire le cas où les compétences certifiées par le diplôme sont supérieures aux compétences requises pour l'emploi occupé ;

– *la sous-qualification ou sous-éducation* : il s'agit de la situation du travailleur exerçant un emploi pour lequel il n'est pas assez qualifié : dans le cas d'un dysfonctionnement du marché du travail (notamment en l'absence d'agence de placement), un candidat peut être employé grâce à son réseau social plutôt qu'en fonction de ses capacités.

Il est important de garder à l'esprit que la sur-éducation et la sous-éducation sont relatives : d'une part, par rapport à un individu et à l'emploi qu'il occupe et, d'autre part, par rapport à une norme qui peut évoluer dans le temps et dans l'espace.

### **Une brève revue de la littérature économique sur la sur-éducation**

L'inadéquation professionnelle est un phénomène patent dans les économies occidentales, du fait du fort allongement de la durée des études. De nombreux

économistes se sont penchés sur le phénomène de la sur-éducation. FREEMAN (1976) a été l'un des premiers à expliquer le déclassement des diplômés aux États-Unis par un excès de leur offre, contestant ainsi le principe d'un lien automatique entre diplôme et réussite économique.

Selon la *théorie du capital humain*, les travailleurs sont payés à hauteur de leur niveau de productivité, lui-même fonction directe du niveau de capital humain accumulé par l'individu (i.e. son éducation, son expérience du travail, son entraînement, son ancienneté dans une occupation, son habileté et toutes ses autres compétences non observables ; BECKER, 1975). Dans un marché du travail purement flexible, et dans une optique considérant l'accumulation du capital humain au cours du cycle de vie, la sur-éducation serait une phase uniquement transitoire d'adaptation pendant laquelle l'individu compenserait son manque de dotations en capital humain (i.e. la faible expérience du jeune travailleur qui sort juste de ses études ; GROOT, 1996). SICHERMAN (1991) trouve également que, les travailleurs sur-éduqués changeant plus souvent d'emploi, la sur-éducation fait partie d'une phase d'adaptation aux premières étapes de la carrière. Ainsi, selon RUBB (2003 a), la sur-éducation serait un phénomène de court terme pour les individus, mais de long terme pour l'économie. De même, les individus qui connaissent une interruption de carrière, comme les femmes ayant eu des enfants, ont une plus grande probabilité d'occuper un emploi pour lequel ils sont sur-éduqués, du fait de leur déficit d'expérience (GROOT et MAASEN VAN DEN BRINK, 2000). De manière symétrique, les travailleurs plus âgés compensent leur manque de formation (résultant généralement d'un déficit d'offre de formation au moment de leur jeunesse) par plus d'expérience leur permettant d'occuper un emploi au-delà de leur niveau d'études. Ils se trouvent dans une situation de sous-éducation.

Selon le *modèle de concurrence à l'emploi* (THUROW, 1975), l'employabilité d'un individu est inversement proportionnelle aux coûts de formation nécessaires après son embauche. Plus l'individu est éduqué au moment de l'embauche, moins ces coûts seront importants et plus il aura des chances d'être embauché. Dans cette optique, l'employeur peut être amené à embaucher des individus sur-éduqués par rapport au niveau strictement requis pour le poste. Au sein des files d'attente pour l'emploi, un postulant doit donc arbitrer entre rester au chômage et baisser le niveau de son salaire de réservation (salaire minimum accepté à l'embauche). Le déclassement professionnel (la sur-éducation) est alors ainsi une résistance au chômage et, à l'inverse, le choix de rester au chômage une résistance au déclassement. L'allongement global de la durée des études serait alors un investissement essentiellement défensif pour garder une attractivité minimale face à un employeur. La sur-éducation, dans ce modèle, est donc davantage liée aux circonstances macro-économiques et aux déséquilibres de long terme qu'au cycle de vie du capital humain.

Les études faites dans les pays développés ont montré que les individus sur-éduqués gagnent plus que leurs collègues ayant une éducation en adéquation avec leur poste, mais moins que les autres travailleurs ayant le même niveau de

scolarité (SICHERMAN, 1991 ; COHN et KAHN, 1995 ; VERDUGO et VERDUGO, 1989 ; GROOT et MAASSEN VAN DEN BRINK, 2000). De plus, ces derniers notent « qu'en moyenne, la littérature trouve que la prime payée pour la sur-éducation est approximativement égale à la pénalité due à la sous-éducation, mais est inférieure aux rendements associés à une augmentation du niveau requis d'éducation. »

Les pays en développement, et en particulier l'Afrique, n'ont fait l'objet que de très peu de recherches sur le thème de l'inadéquation professionnelle et la sur-éducation : on ne trouve aucun exemple d'études sur la sur-éducation hormis les travaux de SIMON et STARK (2007), qui étudient la sur-qualification dans les pays en développement comme une résultante des migrations internationales, de HERRERA (2005) au Pérou et de ESTEVES et MARTINS (2007) qui étudient les situations de sur-éducation au Brésil.

### **Les différentes mesures de l'inadéquation professionnelle**

On trouve dans la littérature (HARTOG, 2000) quatre grandes manières de mesurer le niveau d'éducation requis pour une occupation donnée, et donc quatre manières de mesurer la sur-éducation et la sous-éducation, que l'on peut regrouper en deux grands types, selon que les méthodes sont « objectives » ou « subjectives ». Pour la méthode « subjective », la norme requise dans l'occupation d'un travailleur est fournie par le travailleur lui-même, de façon déclarative. Dans le cas des méthodes « objectives », la norme est définie aussi bien par des experts analystes de l'emploi que par des appariements réalisés. Le *Dictionnaire of Occupational Titles* (DOT) américain en est l'exemple le plus élaboré et a été utilisé dans les évaluations de la sur-éducation par THUROW et LUCAS (1972), HARTOG (1980), etc. Les appariements réalisés mesurent l'écart entre le niveau d'éducation suivie et le niveau d'éducation dominant observé pour l'occupation du travailleur étudié. Cela peut se définir en termes de nombre d'années d'études suivies (méthode développée par CLOGG, 1979 et CLOGG et SHOCKEY, 1984, appelée ultérieurement *indicateur de Clogg*) ou en termes de niveau d'éducation (une approche développée par DE GRIP *et al.*, 1998, appelée plus bas : *indicateur discret*, parfois *indicateur discret De Grip*).

Les individus sont sur-éduqués (respectivement sous-éduqués) si leur nombre d'années (ou niveau) d'études suivies est supérieur ou égal à la valeur centrale que définit la norme. Dans le cas du nombre d'années d'études suivies, les individus sont en inadéquation si le niveau observé est supérieur ou inférieur à un ou deux écarts types de la moyenne/médiane du nombre d'années d'études observé dans l'occupation donnée pour la population de référence. Dans le cas des niveaux d'éducation, la norme est définie en termes de cursus scolaire dominant pour chaque occupation donnée<sup>4</sup>.

4. De Grip a élaboré un algorithme pour identifier le niveau d'éducation (qualitatif) dominant pour chaque type d'occupation : en fonction de la distribution des cursus au sein de l'occupation donnée, le type de cursus dominant est soit le mode, soit un couple ou triplet de plusieurs niveaux regroupés. L'algorithme proposé par De Grip comporte quelques biais que nous avons corrigés (voir la version longue de ce chapitre sur le site associé à cet ouvrage : <http://www.dial.ird.fr/publications>) pour l'algorithme révisé et discussion sur les indicateurs).

Chacune de ces méthodes comporte des avantages et des inconvénients. L'auto-évaluation par les travailleurs a le mérite de fournir des normes d'éducation de manière directe ou quasi directe à un niveau local et d'actualité. Mais il apparaît que les personnes ainsi interviewées ont tendance à gonfler subjectivement le niveau requis pour leur occupation et à surestimer leur niveau de poste.

Conceptuellement, la méthode d'analyse des emplois reste celle privilégiée par de nombreux auteurs (Hartog, Groot, Sicherman, etc.) : elle comporte une visée d'objectivité, des définitions claires et donne une mesure peu biaisée des niveaux requis par la demande de travail (les entreprises) pour un type de poste donné. Cependant, une telle évaluation n'existe pas dans les pays en développement. La méthode basée sur les appariements réalisés parvient uniquement à mesurer le résultat de l'équilibre entre l'offre et la demande de travail : en tant que mesure des niveaux requis par les entreprises, elle n'est pas adéquate (HARTOG, 2000). D'une manière générale, de telles mesures endogènes établies en fonction d'une norme se basant sur les valeurs modale, médiane ou moyenne ne parviennent pas à refléter le niveau d'éducation de plein emploi de chaque occupation, dans la mesure où l'économie (ou le secteur d'activité) est probablement dans une situation de sous-emploi ou de sur-emploi (ILO, 1997). Toutefois, le choix de la méthode est surtout dicté par la disponibilité des bases de données.

## Construction d'un indicateur de l'inadéquation professionnelle

Jusqu'ici, les différentes enquêtes disponibles ne permettaient pas d'aborder directement la question de l'inadéquation professionnelle. La compilation d'une base de données individuelles de plus de 100 000 individus enquêtés suivant une même méthodologie d'enquête, et dans neuf capitales d'Afrique subsaharienne, permet pour la première fois d'estimer à grande échelle des normes d'éducation à un niveau fin de nomenclature d'occupation (code à trois positions) et d'en déduire de manière robuste le niveau et les profils de l'inadéquation professionnelle. L'échantillon est issu des *enquêtes 1-2-3* réalisées dans les principales agglomérations de sept pays d'Afrique de l'Ouest entre 2001 et 2003, dans les capitales administrative (Yaoundé) et économique (Douala) du Cameroun (2005), ainsi que dans la capitale de Madagascar (Antananarivo, 2001 à 2004). Les questionnaires y sont rigoureusement identiques, la méthodologie de collecte, de traitement des données, de codification des variables est la même, ce qui facilite leur compilation et consolide nos estimations. Le Cameroun et Madagascar disposent de marchés du travail et de systèmes éducatifs aux caractéristiques très proches de ceux d'Afrique de l'Ouest (ampleur du secteur informel, prédominance des réseaux sociaux dans la recherche de

l'emploi, forte précarité des emplois, développement du système éducatif accéléré dans les années 1970-1980, fortes inégalités entre genre, fort sous-emploi des jeunes, etc. ; voir chapitre 1).

Par ailleurs, l'intégration économique et monétaire des pays étudiés dans l'UEMOA assure une forte homogénéité au sein de la population concernée, la facilitation de la mobilité des travailleurs au sein de la région et donc la pertinence des normes et indicateurs développés dans cette étude sur toute la région. Elle permet de s'intéresser aux questions de l'impact de l'inadéquation professionnelle sur les revenus d'activité, grâce notamment à une conversion facilitée des revenus en parité de pouvoir d'achat.

Nous ne nous intéressons ici qu'aux actifs occupant un emploi, résidant en milieu urbain, âgés de 15 ans et plus, c'est-à-dire en âge de travailler selon la législation locale de ces pays. Toutefois, pour les besoins d'estimation des normes d'éducation par type d'occupation, nous verrons qu'il est utile de limiter la population de référence aux jeunes adultes en âge d'avoir terminé leurs études et ayant bénéficié d'un système scolaire proche du système éducatif actuellement en vigueur, soit les individus de 25 à 44 ans. L'échantillon réduit est constitué de 18 000 travailleurs rémunérés, représentatifs d'environ 3,6 millions d'individus après pondération. Les occupations sont agrégées en 70 postes, couvrant tous les emplois du marché du travail des capitales étudiées.

Pour mesurer la sur-qualification ou la sous-qualification par profession, nous utilisons la méthode des appariements réalisés, c'est-à-dire que nous utilisons la distribution des niveaux d'éducation par occupation pour estimer une norme endogène de qualification pour chacune des professions. L'indicateur de sur-qualification (ou de sous-qualification) se mesure donc par la proportion de travailleurs ayant un niveau de qualification supérieur (ou inférieur) au seuil normatif estimé pour la profession exercée. Il n'existe pas de normes théoriques en Afrique actuellement, d'où l'utilité de proposer une mesure empirique de ces normes, estimées de manière endogène sur la population active occupée des pays considérés.

## **Ampleur de l'inadéquation professionnelle en ASS**

Le tableau 1 présente les valeurs de l'indicateur continu de Clogg et de l'indicateur discret de De Grip ainsi que le classement croisé de ces deux indicateurs. Toutes professions et toutes capitales confondues, il apparaît que la proportion de travailleurs de 15 ans et plus en situation de sous-éducation est de 14,8 % selon l'indicateur continu de Clogg et de 25,0 % selon l'indicateur discret de De Grip (tableau 1). La part de la population active concernée par la sur-éducation est de 19,7 % pour l'indicateur continu et de 21,3 % selon l'indicateur discret. À titre de comparaison, des auteurs comme GROOT (1996), COHN et KAHN (1995) ou VERDUGO et VERDUGO (1989), qui ont cherché à réaliser une mesure empirique sur les pays développés selon une méthode similaire aux appariements réalisés, trouvent des taux d'incidence de la sous-éducation et sur-éducation respectivement de 21,8 % et 16,0 %, de 12 % et 13 % et de 9,9 %

et 10,9 %. Une méta-analyse de la littérature sur la sur-éducation dans les pays développés fournit la valeur moyenne constatée du taux d'incidence de 14,4 % pour la sous-éducation et de 23,3 % pour la sur-éducation, en Europe occidentale et aux États-Unis, toutes méthodes de mesure confondues (GROOT et MAASEN VAN DEN BRINK, 2000). Au final, nous obtenons donc avec la méthode de Clogg un résultat similaire en ASS à celui des pays développés pour ces deux taux d'incidence. Dire qu'il y a en proportion autant de sur-éduqués dans la population active africaine qu'en Europe et aux États-Unis peut paraître surprenant, mais signalons à nouveau que le phénomène mesuré ici est relatif aux normes locales : ainsi, même si la sur-éducation est forte en ASS, le niveau d'éducation reste bien inférieur à celui des pays développés.

Tableau 1  
Résultats comparés des deux indicateurs d'inadéquation professionnelle en ASS (%)

		Indicateur continu (Clogg)					Tous
		Sous-éducation		Emploi adéquat	Sur-éducation		
		Sous-éducation extrême	Sous-éducation		Sur-éducation	Sur-éducation extrême	
Indicateur discret (De Grip)	Sous-éducation	1,4	11,9	11,5	0,3	0,0	25,0
	Adéquation	0,0	1,6	47,9	4,1	0,1	53,7
	Sur-éducation	0,0	0,0	5,1	13,4	2,7	21,3
	Tous	<b>1,4</b>	<b>13,4</b>	<b>64,5</b>	<b>17,9</b>	<b>2,8</b>	<b>100,0</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 : UEMOA, 2001-2002, INS, Afristat, Dial ; Madagascar, 2001, Instat, Dial ; Cameroun, 2005, INS, Dial ; nos propres calculs.

Champ : personnes actives occupées âgées de 15 ans et plus. RDC exclue.

Les résultats donnés par les deux indicateurs montrent que le diagnostic de l'inadéquation professionnelle n'est pas le même pour chacun d'eux, mais reste proche dans le cas de la sur-éducation (21,2 % pour l'indicateur De Grip et 20,6 % pour celui de Clogg). Une différence plus importante est marquée dans le cas de la sous-éducation, où les indicateurs diffèrent d'environ dix points (l'indicateur de Clogg donnant de la situation une estimation plus élevée). Le coefficient de corrélation entre les deux indicateurs est de 0,77 : en choisissant un indicateur plutôt que l'autre, nous appréhendons donc assez bien le même phénomène<sup>5</sup>.

Notons toutefois que l'indicateur continu de Clogg est plus restrictif dans sa mesure de l'inadéquation professionnelle que l'indicateur discret : selon le premier, 64,5 % des niveaux de qualification des emplois principaux sont en adéquation avec le niveau d'éducation de ceux qui les occupent, alors que ce taux tombe à 53,7 % pour le second indicateur. La figure 1 montre l'indicateur de Clogg par pays.

5. Si on utilise la moyenne au lieu de la médiane pour l'estimation des normes lors de la construction de l'indicateur continu, alors le facteur de corrélation atteint même 86 %.

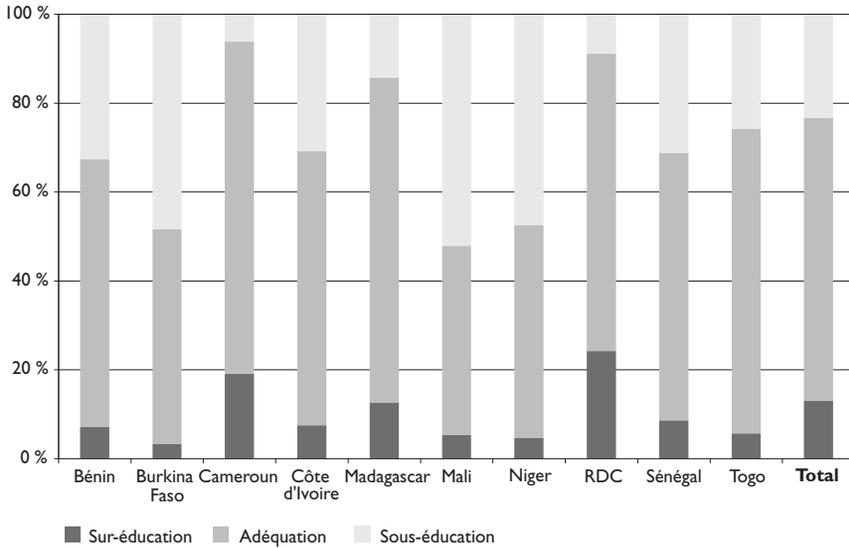


Figure 1  
 Incidence de l'inadéquation professionnelle par l'indicateur continu de Clogg, par pays.  
 Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

## Les déterminants de l'inadéquation professionnelle

On cherche ici à expliquer l'inadéquation professionnelle des travailleurs par leurs caractéristiques socio-démographiques ou celles de leur emploi. Pour dégager des effets « nets » de chaque variable explicative, c'est-à-dire en contrôlant des effets bi-variés dus aux autres variables explicatives observées, nous utilisons un modèle économétrique non linéaire multivarié : la spécification d'un modèle *Logit* multinomial ou ordonné semble la plus indiquée, car elle permet d'estimer simultanément la probabilité pour un individu d'être en situation de sur-éducation ou de sous-éducation par rapport à une situation d'adéquation. Le choix d'un modèle ordonné ou non ordonné dépend du type de la variable dépendante et de la possibilité de classer ou non les modalités de cette variable entre elles. Au final, il n'existe pas de relation d'ordre univoque entre les modalités de la variable expliquée, d'où le choix du modèle non ordonné<sup>6</sup>.

Les variables introduites comme explicatives dans le modèle font intervenir les caractéristiques individuelles (niveau d'éducation, autres formes de capital

6. Le test d'indépendance des modalités de Stata sur la procédure « *Ologit* » rend un résultat positif et significatif.

humain, sexe, âge, etc.), celles du ménage ainsi que les particularités de l'entreprise et de l'emploi occupé. L'indicateur choisi comme variable dépendante est l'indicateur continu de Clogg. Ce choix a l'avantage de limiter le risque d'endogénéité du modèle introduit par la présence de variables qualitatives indicatrices de la scolarité parmi les variables explicatives. L'indicateur continu est déterminé à partir de la durée des études de l'individu, et la variable « scolarité » est corrélée à la durée des études, le risque d'endogénéité demeure donc fort. Cependant, cette variable scolarité permet d'augmenter fortement le pouvoir explicatif du modèle<sup>7</sup> et d'illustrer le fait bien connu (et attendu) selon lequel la probabilité d'être sur-éduqué augmente avec le niveau de scolarité : la probabilité de la sur-éducation est nécessairement très élevée pour un individu ayant suivi avec succès un cursus dans le supérieur et, à l'opposé, le risque de sur-éducation est nécessairement nul pour un travailleur qui n'a jamais été scolarisé.

Les résultats du modèle multinomial sont donnés dans le tableau 2. Dans la plupart des cas, une variable significative pour la sur-éducation (comme la taille de l'entreprise où travaille l'individu par exemple) l'est aussi pour la sous-éducation. Une « matrice de confusion » permet d'évaluer la qualité du modèle en confrontant les valeurs prédites aux vraies valeurs prises par l'indicateur. Le taux de bon classement, qui est le rapport entre le nombre de bonnes prédictions et la taille de l'échantillon, est égal à 74 % dans notre modèle<sup>8</sup>.

Les résultats du tableau 2 permettent d'établir empiriquement les faits caractéristiques suivants, concernant les déterminants de l'inadéquation professionnelle, toutes choses observées égales par ailleurs.

- Évidemment, la probabilité d'être sur-éduqué (ou sous-éduqué) croît (ou décroît) quand le niveau d'éducation augmente.
- Le fait d'être migrant (issu de l'exode rural ou provenant d'une autre ville que la capitale) accroît les possibilités d'avoir un emploi qui requiert davantage d'éducation que celle dont on dispose. Les objectifs de la migration dans les capitales d'ASS (rappelons que les enquêtes concernent les ménages vivant dans les capitales des pays étudiés) sont le plus souvent liés à l'obtention d'un emploi décent et au besoin de subvenir au ménage (voir chapitres 10 et 11). Le résultat que nous obtenons (les migrants ruraux ou interurbains sont plus à même d'être sous-éduqués que les natifs) peut s'expliquer par le fait que ces migrants n'ont vraisemblablement pas bénéficié du même accès au système éducatif que les habitants de la capitale, et ce malgré les efforts récents de décentralisation et de déconcentration dans la plupart des pays africains.
- À l'inverse, les immigrés (migrants étrangers) ont une plus grande probabilité d'être sur-éduqués que les natifs. Ce résultat, peu significatif, donne une (faible)

7. Le modèle final estimé vise à être le plus parcimonieux possible. Les explicatives finalement retenues dans le modèle sont sélectionnées par une procédure « backward » d'élimination progressive des variables ou modalités à plus faible pouvoir explicatif.

8. En l'absence d'un échantillon supplémentaire de test, cette matrice de confusion a été construite sur les données qui ont servi à élaborer le modèle, et l'on pourra donc reprocher à cette évaluation d'être trop optimiste.

**Tableau 2**  
**Résultats de la modélisation de l'inadéquation professionnelle (modèle Logit multinomial)**

Variables explicatives	Odd Ratio		Modalité de référence
	Sous-éduqué	Sur-éduqué	
Micro-entreprise (2-5 personnes)	1,34***	0,81***	Auto-emploi (compte propre)
Petite entreprise (6-20 personnes)	1,64***	0,43***	
Grande entreprise (> 20 personnes)	1,64***	0,41***	
Migrant interurbain	1,26***	0,99	Natif
Migrant issu de l'exode rural	1,12**	0,96	
Étranger	1,20***	1,04	
Pluri-actif	0,80***	1,18**	Un seul emploi
En situation de sous-emploi visible	0,90***	0,92**	Pas de sous-emploi lié au temps de travail
Scolarité : primaire	0,10***	0,13***	Non-scolarité ou scolarité informelle
Scolarité : collège	0,01***	39,54***	
Scolarité : lycée	0,01***	346,92***	
Scolarité : supérieure	0,01***	726,20***	
Conjointe du chef de ménage	1,01	1,04	Chef de ménage
Membre secondaire du ménage	0,88***	1,06	
Vie en couple (mariage, concubinage)	0,70***	1,04	Célibataire
Secteur tertiaire	1,80***	0,93	Secteur secondaire
Secteur primaire	1,89***	1,28***	
Secteur informel	0,86	1,48***	Secteur public
Secteur privé formel	0,83*	1,23***	
Âge	0,97***	1,07***	-
Âge au carré	1,001***	0,999***	
Jeune cohorte (10-29 ans)	0,81**	1,01	Cohorte âgée (50 ans et plus)
Cohorte adulte (30-49 ans)	0,98	1,03	
Homme	1,38***	1,21***	Femme
Chrétien	0,41***	2,33***	Autre religion
Musulman	0,43***	2,67***	
Ancienneté dans l'entreprise	1,00	0,99***	-
Bénin	1,94***	0,47***	Cameroun
Burkina Faso	1,16	0,49***	
Côte d'Ivoire	1,61***	0,53***	
Madagascar	7,19***	0,41***	
Mali	1,54***	0,38***	
Niger	1,47***	0,33***	
Togo	0,87	0,93	
Constante	1,60	0,001	-
<b>Nombre d'observations</b>	<b>61 984</b>	<b>61 984</b>	-

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; RDC : 2005, INS, Dial ; nos propres calculs.

Champ : individus occupés de 10 ans et plus.

confirmation empirique au fait établi par SIMON et STARK (2007), selon lequel la sur-éducation dans les pays en développement serait le résultat des migrations internationales. Plus significativement, les migrants ont tous une plus forte probabilité d'être sous-éduqués : il semble que le rôle du capital social, des réseaux sociaux et communautaires des migrants installés dans la capitale jouent ici (cette importance du réseau social dans le recrutement, plus marquée chez les migrants, n'est pas intégrée comme variable explicative faute de possibilité de l'évaluer simplement par ce type d'enquêtes). De plus, il existe classiquement un biais de sélection des migrants sur le marché du travail, c'est-à-dire que d'autres caractéristiques inobservables justifient le meilleur placement au sein du marché du travail des migrants, à niveau d'éducation donné (ils migrent à la capitale dans le seul but de trouver un emploi et de transférer leur revenu à leur ménage, et on peut faire l'hypothèse d'une sélection de ces individus au sein de leur ménage de départ en fonction de leurs capacités).

– Les individus appartenant à la cohorte la plus âgée ont une plus grande probabilité d'être sous-éduqués que ceux des cohortes plus jeunes : les normes de qualification (niveau d'éducation) pour une occupation donnée étaient moins élevées lors de leur entrée sur le marché du travail, reflétant des offres d'éducation moins développées que plus récemment.

En contrôlant des effets de cohorte (et donc d'accès différencié à l'éducation par génération), on trouve que l'âge accroît paradoxalement les chances d'être sur-éduqué, de manière non linéaire (l'âge et l'âge au carré sont significatifs). Ainsi à travers l'âge, c'est donc l'expérience potentielle d'un individu qui influence positivement la probabilité d'être sur-éduqué. Ce résultat va à l'encontre de ce que l'on attend et tendrait à infirmer le constat exprimé par SICHERMAN (1991) et FREEMAN (1976) selon lequel, dans l'optique de la théorie du capital humain, un individu est sur-éduqué pour compenser un manque de dotation en capital humain comme l'expérience et la formation. Toutefois, il faut bien garder à l'esprit que l'on mesure ici l'effet de l'âge au sein d'une cohorte (d'une classe d'âge). L'effet de la cohorte est bien en phase avec la théorie du capital humain. Ceci nécessiterait une analyse complémentaire spécifique.

– Travailler dans le secteur informel accroît les chances d'être sur-éduqué dans son emploi par rapport au secteur formel (privé, et surtout public). Ceci peut s'expliquer simplement par le fait que le secteur informel n'offre pas, de la même manière que les petites et micro-entreprises, de travail suffisamment qualifié aux personnes qu'il emploie, du fait d'un manque d'accès aux technologies et au capital.

– Les hommes ont une plus grande probabilité que les femmes d'occuper un emploi pour lequel leur qualification n'est pas adéquate : ils sont plus à même d'être sous-éduqués ou sur-éduqués que les femmes.

– Par ailleurs, comme on pouvait le prévoir, la sur-éducation est positivement corrélée avec l'insatisfaction dans l'emploi. Ce résultat ne provient pas de l'estimation du modèle multinomial ci-dessus, mais du simple examen du coefficient de corrélation entre la variable dichotomique de sur-éducation et

celle de la satisfaction dans l'emploi déclarée par l'individu : cette corrélation (0,18) est positive. La variable de satisfaction dans l'emploi n'a pas été introduite comme explicative dans le modèle, du fait du fort risque d'endogénéité ; en effet, si la surqualification peut clairement générer l'insatisfaction de l'individu dans son emploi, du fait du sentiment d'être sous-utilisé, l'insatisfaction dans l'emploi (mesurée ici par le désir de changer d'emploi ou non) peut en retour influencer la probabilité d'être en situation d'inadéquation professionnelle.

En conclusion, le profil de l'inadéquation professionnelle peut se lire à travers les déterminants empiriques de la sur-éducation et de la sous-qualification. Ceux-ci sont relativement intuitifs et ne contredisent pas les principes théoriques : avoir un niveau d'études élevé, appartenir à une génération jeune, exercer son emploi au sein d'une moyenne ou grande entreprise favorisent la sur-éducation, tandis qu'être doté d'une faible qualification, être migrant, de sexe féminin, ou travailler dans une micro-entreprise augmente les possibilités d'être sous-éduqué dans son emploi principal, toutes choses observées égales par ailleurs.

Y a-t-il des compensations salariales ou non salariales à l'inadéquation professionnelle ? Un individu sur-éduqué est-il mieux ou moins bien rémunéré qu'un individu adéquat, une fois contrôlés les effets de ses autres caractéristiques ? Bénéficie-t-il d'un emploi plus stable ? C'est à ces questions que nous allons maintenant tenter de répondre.

## Impacts de l'inadéquation professionnelle : prime ou pénalité ?

### **Que dit la littérature de l'impact de la sur-éducation sur les revenus dans les pays développés ?**

La notion de capital humain exprime l'idée que le stock de connaissances accumulées, générales ou spécifiques, est un stock immatériel, propre à chacun (i.e. idiosyncratique), qui peut soit augmenter, soit s'user. L'investissement en capital humain (dans la scolarisation générale ou la formation professionnelle par exemple) est un choix individuel qui résulte en partie de l'arbitrage coûts-bénéfices entre les dépenses (le coût de scolarisation et le coût d'opportunité, c'est-à-dire le salaire perçu sans études supplémentaires) et les revenus futurs actualisés qui pourront être générés par cette formation. Chacun peut décider d'investir afin d'augmenter sa productivité future et donc ses revenus. La théorie du capital humain postule en effet que les individus sont payés selon le niveau de leur productivité au travail, et que cette production marginale est davantage déterminée par les composantes du capital humain (éducation,

formation, expérience, habileté...) que par les caractéristiques de l'emploi (MINCER, 1974 ; BECKER, 1975). Comme pour tous les investissements, l'individu doit par ailleurs faire face à la loi des rendements décroissants et au caractère irréversible de ses dépenses en éducation.

L'évolution du salaire en cours de carrière reflète à peu près l'accumulation du capital humain, selon Becker. Elle suivrait selon lui une forme concave : l'investissement brut tend à diminuer avec l'âge parce que, d'une part, toute hausse du salaire élève le coût d'opportunité et que, d'autre part, le rendement diminue avec l'âge, le nombre d'années pour amortir l'investissement se réduisant. D'un point de vue du capital humain donc, on s'attend à la positivité des taux de retour sur investissement en éducation : plus un individu a étudié, plus élevé est son revenu. L'ensemble des résultats recensés par CARD (2001) suggère en effet que les rendements marginaux de l'éducation constatés sont en général de l'ordre de 6 à 10 %. Mais comme pour tout investissement classique, on s'attend aussi à la décroissance des rendements de l'éducation : plus on étudie, plus petit est le gain marginal de revenu pour chaque année d'études supplémentaire. Toutefois, KUEPIÉ *et al.* (2006 et chapitre 5 de cet ouvrage) infirment empiriquement ce postulat dans le cas de l'ASS : les rendements éducatifs privés sont convexes pour les travailleurs des capitales d'Afrique de l'Ouest.

Le rendement de l'éducation est dans ces hypothèses indépendant de la sur/sous-éducation de l'individu. SPENCE (1973) estime de son côté que, le capital humain étant difficilement perceptible par autrui, le diplôme constitue un signal crédible sur le niveau de productivité du travailleur pour un employeur en situation d'information asymétrique. Le salaire serait donc essentiellement fonction du niveau de diplôme, et donc indépendant des situations de sur-éducation/sous-éducation.

### **L'estimation économétrique des impacts de l'inadéquation professionnelle en ASS**

Nous cherchons ici à mesurer les impacts nets de la sur-éducation et de la sous-éducation (c'est-à-dire en contrôlant des facteurs individuels mesurables qui influencent le niveau de revenu d'un travailleur). Cette modélisation du revenu individuel nous permet de chercher à connaître l'effet de la sur-éducation et de la sous-éducation sur le niveau de revenu en contrôlant ainsi des effets explicatifs classiques. Dans cette optique, le modèle de Mincer peut alors être étendu de la façon suivante :

$lnY_s = c + rS + aE + bE^2 + S d_i X_i + e_1 Sous + e_2 Sur + u$  (modèle 1) où :

- les  $X_i$  regroupent les caractéristiques démographiques observables : sexe, ethnie, religion, région ou pays d'habitation, statut migratoire, CSP du père.
- *Sur* est une indicatrice valant 1 si l'individu est sur-éduqué dans son emploi et 0 sinon.
- *Sous* est une indicatrice valant 1 si l'individu est sous-éduqué et 0 sinon.

Les estimations de  $\ln Y$  se basent uniquement sur les revenus observés et, par conséquence, doivent prendre en compte le biais de sélection (HECKMAN, 1979). Suivant un modèle de sélection estimé (sur la probabilité d'exercer un travail rémunéré), le ratio de Mills est ensuite intégré comme terme correctif aux équations de gains.

Cependant, il est largement reconnu que l'utilisation directe de la méthode standard des moindres carrés ordinaires est potentiellement problématique pour estimer les rendements de l'éducation et donc les rendements de la sur-éducation : le caractère endogène de l'éducation, c'est-à-dire sa corrélation avec les résidus de l'équation de revenu due à des caractéristiques inobservables individuelles, biaise en effet les résultats. L'instrumentation, qui consiste à trouver des variables censées être corrélées avec l'éducation mais pas avec les revenus, permettrait de faire face à ce problème d'endogénéité. Cependant, aucun instrument convaincant (qui ne soit pas déjà utilisé comme variable explicative dans le modèle) n'a pu être mis en évidence ici.

Le modèle 1 de revenu propose d'insérer des indicatrices d'inadéquation professionnelle (indicatrice de sous-éducation et indicatrice de sur-éducation) dans l'équation de Mincer. Ce modèle de régression log-linéaire du revenu horaire est testé dans un premier temps sur tous les jeunes adultes de 25 à 44 ans. On sépare ensuite les hommes des femmes pour deux estimations supplémentaires.

Les résultats du modèle 1 de revenu reportés dans le tableau 3 montrent que<sup>9</sup> :

– il existe une (petite) pénalité pour la sur-éducation et une prime à la sous-éducation, une fois contrôlés le niveau d'études et les biais de sélection. C'est-à-dire que les individus sur-éduqués gagnent davantage que ceux qui exercent la même occupation avec un niveau d'études adéquat à l'emploi, mais ils gagnent moins que ceux ayant le même niveau d'études qu'eux et qui occupent de meilleurs emplois. Si l'on considère les hommes séparément des femmes, ce résultat reste identique. La pénalité ou la prime associée à l'inadéquation professionnelle est cependant plus faible chez les femmes que chez les hommes ;

– contrairement à ce que trouvent GROOT et MAASEN VAN DEN BRINK (2000) dans le cas de pays développés, la pénalité à la sur-éducation et la prime à la sous-éducation ne se compensent pas dans nos résultats : la sous-éducation est bien plus profitable que la sur-éducation est coûteuse (dans le modèle log-linéaire, le paramètre correspondant à la sur-éducation est en valeur absolue deux fois supérieur à celui correspondant à l'indicatrice de sous-éducation) ;

– la pénalité à la sur-éducation (ou la prime à la sous-éducation) est inférieure aux rendements associés à des niveaux élevés d'éducation. Les rendements de l'éducation sont positifs et élevés (8 %), aussi bien chez les hommes que chez les femmes.

9. Pour la clarté du propos, seuls quelques résultats relatifs aux impacts de sur/sous-éducation seront commentés.

Tableau 3

Équations mincériennes de revenus (Log des revenus horaires), avec correction de sélection (Heckman)

Variabiles explicatives	Ensemble	Hommes	Femmes	Référence
Sous-éduqué (indicateur discret)	0,179***	0,187***	0,159***	Adéquation professionnelle
Sur-éduqué (indicateur discret)	-0,0901***	-0,0945***	-0,0547	
Années d'éducation	0,0820***	0,0799***	0,0770***	-
Micro-entreprise (2-5 personnes)	0,151***	0,0645***	0,200***	Auto-entrepreneur (une personne)
Entreprise moyenne (6-20 personnes)	0,263***	0,138***	0,516***	
Grande entreprise (> 20 personnes)	0,418***	0,281***	0,740***	
Migrant interurbain	-0,0378**	-0,0319	-0,0387	Natif
Migrant issu de l'exode rural	-0,0615**	-0,0493	-0,0756*	
Étranger	0,0125	0,00355	0,0218	
Pluri-actif	-0,0291	-0,0377	-0,0219	Un seul emploi
En situation de sous-emploi visible	0,640***	0,666***	0,635***	Pas de sous-emploi visible
Conjointe du chef de ménage	-0,208***	-0,262	-0,146***	Chef de ménage
Membre secondaire du ménage	-0,200***	-0,204***	-0,179***	
Couple (mariage, concubinage)	0,0602***	0,0565**	0,0432	Célibataire
Secteur tertiaire	0,0942**	0,128**	0,0440	Secteur secondaire
Secteur primaire	-0,00367	0,0247	-0,0231	
Secteur informel	-0,352***	-0,308***	-0,454***	Secteur public
Secteur privé formel	-0,181***	-0,155***	-0,227**	
Âge	0,0328	0,0341	0,0215	-
Âge au carré	-0,000348	-0,000310	-0,000244	-
Chrétien	0,0129	-0,0145	0,0278	Autres religions
Musulman	0,0553*	0,0444	0,0491	
Ancienneté dans l'entreprise	0,0199***	0,0182***	0,0202***	-
Homme	0,320***	-	-	Femme
<b>Modèle de sélection : probabilité de participation</b>				
Vie en couple (marié, concubin)	0,313***	0,349***	0,207***	Célibataire
Âge	0,0281***	0,0267***	0,0266***	-
Homme	-0,109***	-	-	Femme
Nombre de personnes rémunérées dans le ménage	0,571***	0,540***	0,651***	-
Nombre d'enfants dans le ménage	0,0514***	0,0323**	0,0860***	-
Nombre total de personnes dans le ménage (sauf visiteurs)	-0,166***	-0,157***	-0,183***	-
Constante	-3,324***	-0,173	-0,157	

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; RDC : 2005, INS, Dial ; nos propres calculs.

Champ : actifs occupés âgés de 25 à 44 ans.

Nous avons ainsi estimé un modèle utilisant le surplus (déficit) d'années d'études atteint par l'individu au-dessous (en dessous) des normes requises dans l'occupation (modèle 2)<sup>10</sup>. Les rendements de l'éducation requise sont positifs et importants : une année supplémentaire d'éducation requise (et donc l'occupation d'un emploi plus qualifié, demandant une année de plus de scolarité) induit une augmentation de 10 % du logarithme de revenu horaire, aussi bien chez les hommes que chez les femmes. Toute année d'études supplémentaire, au-delà de la norme de scolarité requise dans l'occupation, apporte un surcroît de revenu (+ 6,2 % du logarithme de revenu horaire). Et à l'inverse, toute année d'études manquante par rapport à la durée de scolarité normale de l'occupation diminue le revenu, dans des proportions similaires (-5,1 % du logarithme de revenu horaire). Ainsi, en raisonnant du point de vue de l'occupation obtenue par l'individu, le rendement des années de sur-éducation est positif mais inférieur au rendement des années d'éducation requise. C'est-à-dire que si l'individu avait obtenu un emploi à la hauteur de sa qualification, il aurait obtenu un revenu supérieur : en ce sens, on retrouve bien le résultat du modèle 1, résultat selon lequel un individu sur-éduqué subit une pénalité. De la même manière, l'individu sous-éduqué obtient une prime par rapport à ses collègues occupant la même occupation que lui et ayant le niveau d'études requis. Notons que ce modèle 2 fait davantage disparaître l'asymétrie révélée par le modèle 1 entre la pénalité de la sur-éducation et la prime de la sous-éducation : ces deux composantes sont d'un niveau semblable dans le modèle 2. À titre de comparaison, les rendements d'une année de sur-éducation dans les pays développés sont en moyenne de 3 %, selon la méta-analyse menée par GROOT et MAASEN VAN DEN BRINK (2000).

Au final, les résultats des deux modèles valident pour la zone ASS les résultats trouvés par des auteurs tels que VERDUGO, GROOT ou HARTOG sur les pays développés : il existe une pénalité à la sur-éducation et une prime à la sous-éducation, une fois contrôlés les effets de l'éducation requise, des biais de sélection et des autres variables socio-démographiques.

## Sous-emploi et compensations non salariales

### **Les compensations non salariales à la sur-éducation**

Nous l'avons vu, une situation d'inadéquation professionnelle a un impact non négligeable sur le niveau de revenu de l'individu. Selon la théorie, dans les pays

10. Le modèle 2 et les résultats détaillés ne sont pas présentés ici mais sont disponibles dans la version longue de ce chapitre (voir le site associé à l'ouvrage : <http://www.dial.ird.fr/publications>).

Tableau 4  
Matrice de corrélation entre les indicateurs d'inadéquation professionnelle et de précarité

Précarité	Indicateur continu d'inadéquation professionnelle (Clogg)		Indicateur discret d'inadéquation professionnelle (De Grip)
	sur 5 modalités	sur 3 modalités	sur 3 modalités
Précarité dépendants	-0,09	-0,17	-0,12
Précarité indépendants	-0,07	-0,15	-0,15
Score de précarité	-0,08	-0,22	-0,18

Sources : enquêtes I-2-3, phases I (voir tableau 1) ; RDC : 2005, INS, Dial ; nos propres calculs.

Champ : travailleurs âgés de 15 ans et plus.

développés, la sur-éducation peut permettre d'obtenir des éléments de compensation dans la qualité des emplois, autres que ceux représentés par le salaire (pour la présentation de la théorie sur le différentiel compensatoire, voir chapitre 4). Nous allons identifier si de telles compensations non salariales existent dans les pays en développement, à travers un éventuel gain dans la stabilité de l'emploi.

Pour apprécier le lien entre l'inadéquation professionnelle et la précarité, l'instabilité de l'emploi, nous proposons de construire dans un premier temps un indicateur composite de la précarité de l'emploi exercé. La précarité, que l'on considère ici comme le risque de perte d'emploi, peut en effet se mesurer sur un faisceau de variables témoignant du degré de formalité qui lie l'employé à son employeur : l'existence ou l'absence d'un contrat écrit qui protège le salarié, celle d'un bulletin de paie qui témoigne de la reconnaissance du travail effectué, l'existence ou pas d'un système de protection sociale internalisée, le caractère continu ou non de l'activité exercée (occasionnel, temporaire ou continu), l'accès éventuel à un syndicat.

La disponibilité des données est encore une fois un critère de choix des composantes de cet indicateur. Elle nous amène ainsi à distinguer les travailleurs dépendants des travailleurs indépendants (voir chapitre 1). Le score de précarité pour les travailleurs dépendants est la somme arithmétique des valeurs de ces trois variables : contrat de travail (écrit à durée indéterminée, écrit à durée limitée, oral, pas de contrat) ; bulletin de paie et régularité de l'emploi (régulier, continu ou temporaire). Pour les travailleurs indépendants, on considère que la présence d'une comptabilité écrite informe du degré de formalité de l'entreprise et donc de sa pérennité. Les apprentis sont retirés de l'analyse.

L'examen des simples coefficients de corrélation entre les indicateurs d'inadéquation professionnelle (indicateur continu de Clogg, sur 3 ou 5 modalités<sup>11</sup>, et

11. Sur 5 modalités, les modalités ordonnées de l'indicateur continu de Clogg sont : -2 (extrême sous-éducation), -1 (sous-éducation), 0 (adéquation), +1 (sur-éducation), +2 (extrême sur-éducation).

Tableau 5  
Équation du score de précarité avec variables de sur-éducation et de sous-éducation (MCO)

Variables explicatives	Ensemble	Travailleurs dépendants	Travailleurs indépendants	Référence
Sous-éduqué (indicateur continu)	-0,0807***	-0,200***	0,0322	Adéquation professionnelle
Sur-éduqué (indicateur continu)	0,221***	0,198***	0,0716	
Micro-entreprise (2-5 personnes)	-0,309***	-0,222***	-0,0775***	Auto-entrepreneur (une personne)
Entreprise moyenne (6-20 personnes)	-0,815***	-0,559***	-0,297***	
Grande entreprise (> 20 personnes)	-1,426***	-1,152***	-1,599***	
Migrant interurbain	-0,0318	-0,0547*	0,0302	Natif
Migrant issu de l'exode rural	0,00259	-0,0268	0,0609**	
Étranger	0,0385	0,0536	0,0594**	
Pluri-actif	0,0867**	0,0800	0,0331	Un seul emploi
En situation de sous-emploi lié au temps de travail	0,332***	0,478***	0,227***	Pas de sous-emploi lié au temps de travail
Scolarité : primaire	-0,106***	-0,257***	0,0111	
Scolarité : collège	-0,279***	-0,490***	-0,00262	
Scolarité : lycée	-0,673***	-0,892***	-0,212***	
Scolarité : supérieure	-0,977***	-1,247***	-0,408***	
Conjointe du chef de ménage	0,0979***	0,119**	0,0533*	Chef de ménage
Membre secondaire du ménage	0,0694**	0,155***	-0,00527	
Couple (mariage, concubinage)	-0,0880***	-0,104***	-0,0882***	Célibataire
Secteur tertiaire	-0,348***	-0,445***	-0,346***	Secteur secondaire
Secteur primaire	-0,240***	-0,449***	-0,312***	
Secteur informel	1,363***	0,894***	1,752***	Secteur public
Secteur privé formel	0,371***	0,258***	0,513***	
Âge	-0,0153***	-0,0322***	-0,00571	-
Âge au carré	0,000166***	0,000318***	0,0000532	-
Chrétien	-0,0112	-0,0645	0,0318	Autres religions
Musulman	0,0214	-0,0104	0,0792*	
Ancienneté dans l'entreprise	-0,00750***	-0,0194***	-0,00262**	-
Homme	0,132***	0,179***	0,0416*	Femme
R <sup>2</sup>	0,59	0,50	0,61	

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; RDC : 2005, INS, Dial ; nos propres calculs.  
Champ : travailleurs âgés de 15 ans et plus.

indicateur discret de De Grip sur 3 modalités) et le score de précarité montre une corrélation négative, ce qui laisse penser à un phénomène de compensation au surcroît d'éducation en termes de sécurité de l'emploi : les sur-éduqués occuperaient des postes moins précaires que les travailleurs en adéquation avec leurs emplois, eux-mêmes exerçant des emplois moins précaires que ceux des travailleurs sous-éduqués.

Pour analyser les effets nets de la situation d'inadéquation professionnelle sur la précarité (c'est-à-dire en contrôlant d'autres variables influentes), il serait préférable de réaliser une régression logistique multinomiale ordonnée (les valeurs du score étant discrètes, entières et ordonnées), toutefois le nombre de modalités de ce score (6) rend l'analyse et l'interprétation délicates et les conclusions peu claires. C'est pourquoi nous présentons ici une régression linéaire simple du *Score de précarité* sur les variables explicatives classiques (celles de l'équation de Mincer corrigée) et les indicatrices de sur-éducation et de sous-éducation (mesurées par l'indicateur continu de Clogg par exemple), par la méthode des Moindres carrés ordinaires (MCO). Il conviendrait d'évacuer la question de l'endogénéité éventuelle de l'inadéquation professionnelle dans l'explication du niveau de précarité par une instrumentation, mais là-encore aucun instrument ne semble convainquant. Le tableau 5 présente les résultats de la régression par les MCO.

Au vu de la construction de l'indicateur de précarité, il semble préférable de se concentrer sur une interprétation séparée (dépendants/indépendants) des résultats. Ceux du modèle de régression montrent que l'inadéquation professionnelle influence significativement le niveau de précarité dans l'emploi, mais en sens inverse du résultat fourni par la matrice de corrélation : la corrélation positive entre précarité et sur-éducation était donc le résultat d'une ou plusieurs autres variables explicatives qui influencent la situation de précarité. Ainsi selon le modèle, chez les travailleurs dépendants, le score de précarité (et donc le niveau de précarité de l'emploi) augmente, toutes choses égales par ailleurs, avec une situation de sur-éducation, tandis qu'il diminue (emploi plus stable) dans le cas d'une situation de sous-éducation. Après avoir contrôlé l'effet du niveau d'éducation atteint (notamment), il n'y a donc pas de compensation à la sur-éducation par plus de stabilité dans l'emploi mais, bien à l'inverse, davantage de précarité. Pour les travailleurs indépendants, les variables explicatives liées à l'inadéquation professionnelle ne sont pas significatives, il s'agit donc d'un phénomène qui concerne les employés et non les employeurs et travailleurs à leur propre compte.

### **Le déclassement salarial pour sortir du chômage ou de l'inactivité**

Comme le signale la théorie de la concurrence à l'emploi, le choix de rester au chômage peut s'interpréter comme une résistance au déclassement et au sous-emploi professionnel. Inversement, la sur-éducation peut être considérée comme une résistance au chômage.

L'étude de la situation (emploi similaire ou chômage) précédant l'emploi d'un travailleur sur-éduqué pourrait permettre d'évaluer la vraisemblance de cette hypothèse. Les résultats sont présentés dans le tableau 6.

Tableau 6  
La situation sur le marché du travail précédant l'exercice de l'emploi (%)

Situation avant l'obtention de l'emploi actuel	Situation de l'emploi actuel				
	Sous-éduqué	Adéquation professionnelle	Sur-éduqué	Ensemble	
Chômage/inactivité	61,8	64,2	61,8	63,2	
Emploi antérieur	Mobilité ascendante	3,4	8,2	22,0	7,3
	Mobilité descendante	3,8	4,9	3,9	4,4
	Pas de mobilité	31,0	22,7	12,3	25,1
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	

Sources : Enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; RDC : 2005, INS, Dial ; nos propres calculs.  
Champ : actifs occupés âgés de 25 à 44 ans.

Un test du Chi-2 permet de conclure (au seuil de 5 %) au rejet d'une hypothèse d'indépendance entre la variable mobilité (entre la situation antérieure et l'emploi actuel) et l'indicateur d'inadéquation professionnelle (indicateur de Clogg).

On constate dans l'analyse bi-variée ci-dessous que les individus en situation de sur-éducation sont en proportion plus nombreux<sup>12</sup> que les individus en adéquation professionnelle à avoir subi une mobilité ascendante (hausse de CSP entre l'emploi antérieur et l'emploi actuel, ou sortie des études). Ainsi, la situation de sur-éducation succéderait soit à la sortie des études, à l'inactivité ou au chômage, soit à une autre situation de sur-éducation plus extrême encore. Ce résultat illustrerait la théorie du cycle de vie du capital humain, selon laquelle un individu occupe temporairement et successivement des emplois en dessous de son niveau afin d'accumuler de l'expérience et du savoir-faire pour prétendre ensuite à un poste plus qualifié : à l'extrême sur-éducation succéderait la sur-éducation, et à l'éducation succéderait l'adéquation professionnelle.

Par ailleurs, les individus sur-éduqués sont un peu moins nombreux que la moyenne à avoir été chômeurs ou inactifs juste avant d'exercer leur emploi, ce qui contredit l'intuition économique selon laquelle la sur-éducation survient souvent après une période de chômage. Là encore, il conviendrait de contrôler les effets multi-variés qui peuvent jouer. Cette question demanderait un examen complémentaire des déterminants de la mobilité professionnelle d'un individu.

Symétriquement, si on étudie les attentes et les perspectives des chômeurs en termes d'emploi, il apparaît que les chômeurs de longue durée (de plus d'un

12. La différence est significative au seuil de 1%.

an) sont moins regardants que ceux de courte durée (un an et moins) sur l'adéquation de l'emploi avec leur qualification initiale : seuls 29 % des chômeurs de longue durée recherchent un emploi correspondant à leur formation ou à leur métier, contre près de 37 % des chômeurs de courte durée. Ce résultat empirique simple tend à valider la théorie selon laquelle l'inadéquation professionnelle surviendrait en cas de risque fort de chômage et en cas de longue période de chômage : plus longue est la durée du chômage, plus le chômeur tend à réduire son salaire de réservation et le niveau de qualification de l'emploi auquel il compte postuler, jusqu'à accepter un emploi pour lequel il est sur-qualifié.

Tableau 7  
Type d'emploi désiré par les chômeurs en fonction de la durée du chômage (%)

Emploi recherché par les chômeurs	Chômeurs de longue durée	Chômeurs de longue durée	Ensemble
Emploi correspondant à votre métier ou à votre formation	29,4	36,6	31,0
Dans un autre métier ou une autre branche	16,1	15,7	16,0
Indifférent	54,5	47,7	53,0
Total	100,0	100,0	100,0

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; RDC : 2005, INS, Dial ; nos propres calculs.  
Champ : actifs occupés âgés de 25 à 44 ans.

## Conclusion

Le diagnostic actuel des problèmes du marché du travail en Afrique subsaharienne souffre du manque d'importance donnée à la mesure de la qualité des emplois. Les spécificités du marché du travail africain (absence d'assurance chômage, prépondérance de l'informel, domination des réseaux personnels pour l'obtention des emplois, faible taux de chômage, etc.) rendent les indicateurs classiques de chômage et de sous-emploi lié au temps de travail insuffisants, voire trompeurs, pour saisir la réalité des ajustements des marchés du travail en ASS. La mesure harmonisée de l'inadéquation professionnelle permet de capturer ces dimensions actuellement non quantifiées en évaluant la qualité de l'emploi et l'éventuelle sous-utilisation des capacités productives de la main-d'œuvre. Le problème de l'inadéquation professionnelle devrait être considéré comme une extension de la notion de sous-emploi et intégrer les éléments de diagnostic de la qualité de l'emploi. Si on retire la République démocratique du Congo, atypique, la zone étudiée est suffisamment homogène pour pouvoir estimer de manière robuste et à un niveau de nomenclature professionnelle suffisamment fin les normes empiriques de qualification des jeunes adultes.

L'arbitrage entre le niveau de désagrégation des groupes professionnels, l'amplitude spatiale et générationnelle a été effectué à un niveau qui assure un nombre suffisamment grand d'observations par occupation pour une estimation robuste, au moins pour les professions qui dominent le marché du travail sur les villes étudiées.

L'incidence de la sur-éducation, mesurée comme l'écart entre la qualification individuelle et celle habituellement requise pour l'emploi occupé, n'est pas l'apanage des pays développés : tout comme celle de la sous-éducation, elle n'est pas négligeable en ASS, car elle concerne environ 21 % des travailleurs. Les hommes, les individus plus âgés, les migrants, les travailleurs du secteur informel, les non scolarisés ou les très diplômés ont une plus forte probabilité d'être confrontés à une situation professionnelle inadéquate au regard de leur éducation. Les impacts de la sur-éducation et de la sous-éducation sur les revenus sont semblables à ceux obtenus dans les pays développés. Ainsi, l'inadéquation professionnelle n'est pas neutre quant au niveau de revenu obtenu dans l'emploi, mais elle a aussi un impact sur le niveau de précarité : toutes choses égales par ailleurs, les sur-éduqués ont un emploi plus précaire que les individus en adéquation et, plus encore, que les sous-éduqués. Enfin, dans la logique du cycle de vie du capital humain, l'inadéquation professionnelle évolue le long de la trajectoire professionnelle (la sur-qualification succédant à l'inactivité, au chômage ou à une sur-éducation plus extrême encore).

L'analyse présentée ici milite pour la généralisation de tels indicateurs et, à minima, pour l'harmonisation des indicateurs de qualité de l'emploi et l'extension de la mesure du sous-emploi invisible. Il conviendrait de comparer les méthodes empiriques mises en place ici pour l'ASS avec les autres méthodes de mesure de la sur-éducation, en lançant notamment sur l'une des capitales le test de la méthode de « l'analyse des emplois » par dire d'experts, plus orientée vers la demande de qualification par les entreprises, ainsi que des méthodes déclaratives plus subjectives et plus faciles à mettre en place.

# La satisfaction dans l'emploi

Une mesure de la qualité de l'insertion professionnelle en regard des aspirations

*Mireille RAZAFINDRAKOTO*

*François ROUBAUD*

## Introduction

Des chercheurs de plusieurs disciplines ont porté leur attention sur la satisfaction dans l'emploi, suivant des motivations sensiblement différentes même si elles se rejoignent. Les premiers sont constitués de psychologues et de sociologues qui ont mené des réflexions sur ce thème dans le cadre de leurs analyses sur l'équilibre psychologique des individus. Dans la même veine, mais dans une perspective élargie et une approche pluridisciplinaire, d'autres travaux ont été développés dans le cadre de l'analyse du bien-être des individus. Les économistes, enfin, se sont surtout penchés sur cette question, pour mieux comprendre l'adéquation entre demande et offre de travail, la non-satisfaction dans l'emploi entraînant un taux élevé de démissions ou de faibles performances au travail (productivité). Si, dans les trois cas précédents, les travaux ont essentiellement été conduits dans les pays développés, l'intérêt récent manifesté pour cette question dans les pays en développement découle surtout des préoccupations liées à la qualité des conditions de travail, comme en témoignent les réflexions menées entre autres par le BIT sur le concept de travail décent.

Notre analyse, qui s'inscrit dans ce cadre, est motivée par le souci de mieux appréhender les conditions des marchés du travail dans les pays d'Afrique

subsaharienne. À notre connaissance, aucune étude économique approfondie sur les déterminants de la satisfaction dans l'emploi n'a été menée à ce jour sur ce continent<sup>1</sup>. Ainsi, notre objectif est de mobiliser et de tirer parti des recherches antérieures menées dans les pays développés ou en transition pour analyser le niveau de satisfaction exprimée par les individus concernant leur emploi dans huit capitales africaines.

Le tour d'horizon des travaux existants montre que la manière dont les individus évaluent leur satisfaction vis-à-vis de l'emploi fait l'objet d'une littérature abondante. Si pendant longtemps ce sujet a intéressé essentiellement les psychologues et les sociologues, un nombre croissant d'économistes s'y intéresse aujourd'hui, en particulier depuis les travaux pionniers de HAMERMESH (1977), FREEMAN (1978) et plus récemment de CLARK et OSWALD (1996). Les psychologues et les sociologues s'intéressent surtout aux facteurs liés à la personnalité de l'individu, son caractère, à l'adéquation à l'emploi ainsi qu'à l'impact de l'environnement du travail sur la santé et l'estime de soi. De nombreuses analyses se sont focalisées sur des secteurs spécifiques (le milieu médical, les services et le commerce, etc.), des analyses destinées plutôt aux employeurs ou aux associations professionnelles.

La satisfaction dans l'emploi a longtemps été quasiment absente de la littérature économique sur le marché du travail. Les économistes ont commencé vraiment à s'intéresser à ce sujet lorsque le lien entre la performance d'un individu dans son travail et sa satisfaction dans l'exercice de celui-ci a été mis en avant. En fait, les économistes ont longtemps exprimé un certain scepticisme à mobiliser les données subjectives sur les perceptions (niveau de satisfaction). Leur réticence invoquait la difficulté de comparer les sentiments et les modes de perception personnels et d'en dégager des conclusions pertinentes du point de vue économique. Leur postulat était que les individus ont chacun leur façon d'évaluer (d'étalonner) leur satisfaction et que, notamment, les traits psychologiques (personnalité, mentalité, etc.) influent sur les sentiments. Si ces arguments ne peuvent être complètement réfutés, des analyses empiriques ont confirmé l'existence de liens négatifs entre la satisfaction dans l'emploi et des faits objectifs comme le choix de quitter un emploi (FREEMAN, 1978 ; LÉVY-GARBOUA *et al.*, 1999 ; CLARK, 2001). Plus généralement, des études ont montré que la satisfaction dans l'emploi est corrélée avec les comportements au travail : absentéisme, productivité, etc. (JUDGE *et al.*, 2001). Ces différents résultats infirment l'idée selon laquelle les réponses des individus sur leur satisfaction sont purement idiosyncratiques et n'ont pas de sens économique (pur « bruit »).

L'attention portée à la satisfaction dans l'emploi s'est surtout accrue avec la multiplication des analyses sur le bien-être subjectif (*Subjective Well-Being* ou

1. Les seules études portant sur le thème de la satisfaction dans l'emploi dans les pays africains sont des analyses ponctuelles pour la gestion des ressources humaines dans des secteurs bien spécifiques (sur le cas des infirmiers dans le secteur hospitalier, des géomètres dans le secteur de la construction, des enseignants, etc.). Et ce constat sur la rareté des analyses menées à l'échelle macro-économique peut être élargi à l'ensemble des pays en développement. Depuis la première version de ce chapitre (en 2009), deux autres études sur ce thème en Afrique subsaharienne ont été publiées (FALCO *et al.*, 2011 b ; RAKOTOMANANA, 2011).

SWB), en particulier suite aux recherches d'EASTERLIN (2001 et 2003) et de FREY et STUTZER (2002). En effet, l'importance du travail dans la vie d'un individu, non seulement par les revenus qu'il procure mais également pour sa valeur intrinsèque, fait que la satisfaction dans l'emploi constitue un volet essentiel du bien-être. Le lien entre la satisfaction dans l'emploi et le bien-être subjectif (global) a été étudié notamment par JUDGE et WATANABE (1993). Si la causalité peut aller dans les deux sens, les résultats empiriques montrent surtout l'impact de la satisfaction dans l'emploi sur le bien-être (WARR, 1999).

L'intérêt accordé à ce thème est croissant dans les pays développés. Parallèlement, les analyses sur le sujet se sont multipliées dans les pays en transition. En revanche, dans les pays en développement, surtout d'Afrique, les analyses sur ce thème sont encore rares, voire inexistantes. Il s'agit d'un fait d'autant plus étonnant que, dans ces pays, l'emploi est la principale source de revenu, et les conditions de travail sont le plus souvent difficiles. Le travail tient ainsi une place encore plus importante dans la vie d'un individu. La connaissance de la manière dont les individus apprécient leur travail – compte tenu du revenu qu'ils en tirent, des conditions d'exercice, des valeurs intrinsèques accordées à différents types d'emploi (épanouissement, reconnaissance sociale, participation/exclusion, etc.) – est primordiale pour évaluer la situation sur le marché du travail.

La première partie de ce chapitre passe en revue la littérature économique sur ce sujet : les principaux résultats obtenus et les questions clés qui focalisent les débats. La deuxième partie présente les données mobilisées ainsi que l'approche adoptée. La troisième partie est consacrée à une première analyse descriptive des résultats sur la satisfaction dans l'emploi dans les huit capitales africaines étudiées. La quatrième partie présente et analyse les résultats des estimations économétriques. L'objectif est d'étudier dans quelle mesure les principaux résultats tirés essentiellement des analyses des pays développés s'appliquent aux cas des pays africains sous revue. L'approche adoptée se propose par ailleurs d'isoler l'influence des aspirations sur la satisfaction et d'identifier les effets spécifiques de différentes caractéristiques de l'emploi. À titre de conclusion, la synthèse des principaux résultats ainsi que les pistes à approfondir font l'objet de la dernière partie.

## Une revue de la littérature sur le thème

### **Différentes approches pour analyser les déterminants de la satisfaction dans l'emploi**

On trouve dans la littérature différentes approches pour expliquer le niveau de satisfaction auto-déclarée par les individus concernant leur emploi. WARR (1999) distingue deux types de facteurs. D'une part, ceux qui peuvent entraîner

une satisfaction intrinsèque dans l'emploi (opportunité de diriger et contrôler, autonomie, mobilisation de ses capacités et qualifications, variété des tâches, absence de danger physique, clarté des informations sur l'environnement professionnel, relation au travail, position sociale, etc.). D'autre part, ceux qui conduisent à une satisfaction « extrinsèque » : rémunération, conditions de travail, sécurité dans l'emploi, etc.

SOUSA-POZA et SOUSA-POZA (2000) reprennent une classification déjà utilisée par JUDGE et WATANABE (1993) pour comparer la satisfaction dans l'emploi dans une vingtaine de pays. Ces auteurs adoptent une approche, qualifiée de « *bottom-up* » en psychologie (par opposition à la « *top-down approach* », une théorie qui accorde un rôle central à la personnalité de l'individu). L'approche « *bottom-up* » considère que différents facteurs externes (situation, caractéristiques socio-démographiques, etc.) influent sur la satisfaction dans l'emploi. Cette dernière est alors le résultat de l'équilibre entre les « *work-role inputs* » (heures travaillées, effort, éducation, etc.) et les « *work-role outputs* » (rémunération, bénéfices non salariaux, statut, opportunité d'avancement, indépendance et autonomie, sécurité dans l'emploi, intérêt du travail, reconnaissance sociale, relation avec des collègues, etc.). Cette approche permet d'expliquer les différences entre les pays selon le poids et l'importance relative de ces deux types de facteurs.

D'ADDIO *et al.* (2003), en mettant en avant les multiples critères qui entrent en jeu pour apprécier la qualité d'un emploi, relèvent une autre façon d'appréhender la satisfaction : ils distinguent le contrat économique (qui se focalise sur la relation entre l'effort et la rétribution) et le contrat psychologique (qui porte sur les conditions de travail).

### **Quelques résultats majeurs et débats en cours**

Les débats dans la littérature sont principalement centrés sur la manière d'interpréter quelques résultats clés. Le premier point concerne la relation entre le niveau du revenu et la satisfaction, un des thèmes sur lesquels une grande majorité d'études se sont focalisées (CLARK et OSWALD, 1996 ; LÉVY-GARBOUA et MONTMARQUETTE, 2004). Globalement, elles amènent à conclure que le lien entre le revenu et la satisfaction ne ressort pas de manière évidente. Le second point porte plus largement sur les autres caractéristiques objectives de l'emploi (durée et rythme de travail, congés, sécurité et type d'emploi). Des travaux ont étudié la manière dont ces caractéristiques se traduisent sur le niveau de satisfaction des individus dans leur emploi (D'ADDIO *et al.*, 2003 ; LLORENTE et MACIAS, 2005). Là encore, le constat global est qu'il existe une faible corrélation entre ces variables et la satisfaction dans l'emploi. De façon connexe, quelques résultats apparaissent de prime abord difficiles à interpréter lorsqu'on s'intéresse aux caractéristiques socio-démographiques des individus : les femmes et les personnes moins éduquées sont plus enclines à se déclarer satisfaites (CLARK, 1997 ; CLARK et OSWALD, 1996) alors qu'elles ont, en général, des emplois de moindre qualité. La variation selon le genre de la manière dont

les conditions de travail influent sur la satisfaction a également été constatée par D'Addio *et al.* (2003). L'âge joue également, toutes choses égales par ailleurs (CLARK *et al.*, 1996 ; LÉVY-GARBOUA et MONTMARQUETTE, 2004), la satisfaction dans l'emploi évoluant suivant une courbe en U, où le point le plus bas est atteint autour de la quarantaine.

Pour expliquer, d'une part, la faible corrélation entre le niveau de satisfaction dans l'emploi et le revenu, ou les autres variables objectives généralement mobilisées pour évaluer la qualité du travail (heures de travail et salaires, etc.) et, d'autre part, les variations suivant les caractéristiques socio-démographiques des individus, les analyses proposent des interprétations fondées sur deux types d'arguments. Tout d'abord, la qualité d'un emploi ne peut être appréhendée uniquement par les variables économiques classiques (le salaire et les heures de travail, etc.). D'autres dimensions doivent être prises en compte, comme la pénibilité, l'autonomie, etc. Ensuite, le niveau de satisfaction auto-déclarée dépend aussi des aspirations de l'individu, qui sont déterminées par plusieurs types de facteurs (origine sociale, groupe de comparaison). Le degré d'adéquation entre les attentes et les réalisations joue un rôle déterminant sur le niveau de satisfaction individuelle.

Ces deux types d'arguments mettent en avant des facteurs différents : le premier porte sur la qualité de l'emploi dans l'absolu (mesurée à travers des variables objectives), indépendamment des caractéristiques de l'individu ; le second regroupe des caractéristiques propres à l'individu qui influent sur son appréciation. La difficulté à mesurer proprement ce qui relève de facteurs psychologiques conduit d'ailleurs un certain nombre d'auteurs à conclure que la satisfaction dans l'emploi ne peut pas être un bon indicateur de la qualité de l'emploi (LLORENTE et MACÍAS, 2005).

### *Les multiples dimensions de la qualité d'un emploi*

En dehors des variables économiques classiques (comme le salaire et les heures de travail), la qualité d'un emploi dépend d'une grande variété d'autres caractéristiques (liées à sa valeur intrinsèque) rarement mesurées dans les enquêtes (voir chapitres 1, 4, 5). CLARK (2004), partant d'une analyse sur 19 pays de l'OCDE, constate que le salaire et la durée du travail sont considérés par les travailleurs comme les facteurs les moins importants pour caractériser leur emploi. En revanche, des facteurs comme les opportunités de promotion sont jugés comme très importants. D'autres auteurs mettent en avant des facteurs tels que le type, le contenu et l'intérêt du travail ou encore la relation au travail (SOUSA-POZA et SOUSA-POZA, 2000 ; D'ADDIO *et al.*, 2003). IDSON (1990) et GARCIA-SERRANO (2008) insistent sur l'importance de l'environnement du travail et notent une moindre flexibilité ou autonomie dans les entreprises de grande taille. Selon ces auteurs, ce constat explique le moindre niveau de satisfaction (à rémunération équivalente) dans ces entreprises.

La multiplicité des facteurs qui entrent dans l'appréciation de la qualité de l'emploi est également à l'origine des différences de niveau de satisfaction,

selon les catégories socio-professionnelles (CSP), les branches ou les secteurs institutionnels, constatées dans un certain nombre d'études (CLARK et OSWALD, 1996 ; D'ADDIO *et al.*, 2003 ; BEURAN et KALUGINA, 2005).

Cette interprétation permet de lever les paradoxes constatés pour certains types de travail ou certains secteurs. À titre d'illustration, BEURAN et KALUGINA (2005) constatent pour le cas de la Russie que, paradoxalement, travailler dans le secteur informel augmente le bien-être malgré des mauvaises conditions de travail, l'insécurité de l'emploi et l'exclusion du système de prestations sociales, au-delà par ailleurs de revenus en moyenne nettement plus faibles. On retrouve ce résultat pour le cas de pays africains (RAZAFINDRAKOTO et ROUBAUD, 2006). Dans le cas de Madagascar, RAKOTOMANANA (2011) montre que, toutes choses égales par ailleurs, il n'y a pas de différence intrinsèque de niveau de satisfaction entre travailleurs du secteur informel et du secteur privé formel, les employés du secteur public se montrant toujours les plus satisfaits. En mobilisant des données de panel ghanéennes, FALCO *et al.* (2011 b) trouvent également que secteurs informel et formel (privé mais aussi public) procurent un niveau de satisfaction équivalent. Ce point semble relativement robuste, puisqu'il prévaut aussi au Vietnam (RAZAFINDRAKOTO *et al.*, 2012). De même, les travailleurs à leur propre compte – qui peuvent être plus sujets à l'instabilité des revenus – se révèlent plus satisfaits que les salariés (BLANCHFLOWER et OSWALD, 2004) ; une caractéristique également observée au Ghana par FALCO *et al.* (2011 b). Ces résultats montrent l'importance de facteurs tels que l'autonomie et l'indépendance, la flexibilité, le statut dans l'emploi, la qualité des relations de travail, etc.

Enfin, un certain nombre d'analyses ont relevé une moindre satisfaction exprimée par les membres d'organisations syndicales (FREEMAN, 1978 ; CLARK, 2004). Ce résultat pourrait apparaître paradoxal dans la mesure où ces derniers sont censés disposer de plus de moyens pour défendre leurs intérêts. Toutefois, BRYSON *et al.* (2005) relève l'existence d'un effet d'endogénéité : ceux qui sont plus à même de rejoindre les syndicats sont aussi ceux dont les attentes en termes de conditions de travail sont les plus fortes, donc plus difficiles à satisfaire. Ces attentes peuvent découler d'une meilleure connaissance de leurs droits (droit du travail), ce qui vient renforcer l'importance du lien entre satisfaction et multiples dimensions de la qualité d'un emploi. Mais les attentes peuvent également résulter des aspirations individuelles, dont le lien avec la satisfaction dans l'emploi est discuté dans la section qui suit.

### *L'influence des aspirations sur la satisfaction dans l'emploi*

Les effets dus au genre, à l'âge et au niveau d'éducation sont interprétés dans la littérature par l'impact de ces caractéristiques individuelles sur les aspirations. Les femmes, les personnes les moins éduquées, les jeunes et les plus âgés, ayant des aspirations moindres (ou revues à la baisse), sont plus enclins à se déclarer satisfaits de leur emploi. L'importance des caractéristiques individuelles, notamment psychologiques, est également relevée par les études sur le lien entre bien-être subjectif global et satisfaction dans l'emploi, la causalité jouant dans les deux sens (WARR, 1999 ; JUDGE et WATANABE, 1993).

De façon plus spécifique, pour expliquer la faible corrélation entre le revenu et la satisfaction dans l'emploi, différentes interprétations sont données dans la littérature. D'abord, on notera que les analyses transversales sur le bien-être subjectif montrent, qu'une fois les besoins vitaux satisfaits, le lien entre le bien-être et le revenu est moins fort (EASTERLIN, 2001 ; FREY et STUTZER, 2002). Par ailleurs, un grand nombre de sociologues et de psychologues se sont penchés sur le rôle de la culture et des valeurs collectives mais aussi individuelles (accordées au travail en général ou à certains types de travail), ces facteurs jouant sur les aspirations et conduisant à modérer ou à amplifier l'effet du revenu sur la satisfaction dans l'emploi (MALKA et CHATMAN, 2003 ; GELADE *et al.*, 2008). Enfin, de nombreux auteurs ont insisté sur l'importance des effets d'interactions sociales (« *social comparison* »). CLARK et OSWALD (1996) montrent l'effet négatif du revenu du groupe de référence (estimé à partir de la valeur prédite du revenu, partant des caractéristiques de l'emploi et de l'individu). Le revenu relatif (perception subjective du niveau de revenu individuel par rapport à celui de l'entourage) joue plus sur la satisfaction que le montant du revenu lui-même (CLARK, 2004). PICHLER et WALLACE (2008), à partir d'une analyse sur 27 pays européens, aboutissent à la même conclusion. Ces auteurs montrent que, en dehors des caractéristiques de l'emploi et des individus, le niveau moyen des revenus dans les pays joue sur le degré de satisfaction.

Suivant une vision élargie, les aspirations ne se construisent pas uniquement en fonction de l'environnement immédiat de l'individu (son groupe de référence), mais également en fonction du contexte passé et présent. Ainsi, HAMERMESH (2001) met en avant l'influence de l'évolution du contexte socio-économique. LLORENTE et MACÍAS (2005), partant d'une analyse sur une vingtaine de pays, proposent comme interprétation de la faible corrélation entre les variables objectives et le niveau de satisfaction, l'adaptation des aspirations avec le temps et les conditions existantes. Les aspirations sont revues à la baisse ou à la hausse en fonction de l'évolution de la situation dans le pays.

De façon complémentaire, de nombreuses analyses étudient le poids du passé comme déterminant de la satisfaction (LÉVY-GARBOUA et MONTMARQUETTE, 2004 ; CLARK et OSWALD, 1996 ; HAMERMESH, 2001). La trajectoire passée (mobilité, expérience) de l'individu joue sur la formation de ses aspirations. En analyse longitudinale, compte tenu de cette relation, le niveau de satisfaction constitue un bon prédicteur de la mobilité professionnelle, en particulier des abandons ou changements d'emploi (FREEMAN, 1978 ; LÉVY-GARBOUA *et al.*, 1999 ; CLARK, 2001 ; KRISTENSEN et WESTERGÅRD-NIELSEN, 2004).

Il convient de souligner que les différents facteurs mentionnés ci-dessus sont interdépendants. Comme dans la majorité des analyses sur les perceptions (en particulier sur le bien-être subjectif), l'incertitude demeure quant au sens de la causalité des liens entre les variables. Il est en effet difficile de traiter les problèmes d'endogénéité, notamment lorsque des facteurs psychologiques jouent de façon concomitante sur les variables étudiées. Par exemple, des individus plus « optimistes » pourraient à la fois se montrer intrinsèquement plus satisfaits

et, en même temps, obtenir de meilleures rémunérations parce qu'ils sont plus entreprenants ou mieux appréciés de leurs supérieurs ou de leurs clients. Mais les liens peuvent être tournés différemment, et la causalité entre satisfaction et rémunération n'est pas établie à priori. Ainsi, un bon salaire peut être une source de satisfaction mais, à l'inverse, se sentir satisfait peut être un moyen d'améliorer son revenu (via une promotion, etc.). Malheureusement, la nature de nos données ne permet pas de trancher sur le sens de la causalité. De plus, nous ne contrôlons pas un certain nombre de biais d'auto-sélection, liés par exemple à la décision de travailler (ou pas) ou de choisir un secteur plutôt qu'un autre. En effet, on peut considérer que ceux qui travaillent sont ceux qui, potentiellement, tirent le meilleur niveau de satisfaction de leur emploi, un biais qui en particulier pourrait se révéler important pour expliquer que les femmes se déclarent plus souvent satisfaites que les hommes. Cette étude doit donc être considérée comme mettant en lumière des corrélations statistiques plutôt que comme établissant de véritables impacts causaux.

## Les données mobilisées et l'approche adoptée

### Les données

Pour mener notre analyse, nous avons eu recours aux données issues de la phase 1 des *enquêtes 1-2-3* pour les sept capitales économiques d'Afrique de l'Ouest : Niamey, Ouagadougou, Dakar, Bamako, Cotonou, Lomé et Abidjan. À ces données s'ajoutent celles des *enquêtes 1-2-3* conduites à Antananarivo. Ces enquêtes ont été menées en 2001-2002 suivant une méthodologie identique (BRILLEAU *et al.*, 2005), ce qui les rend entièrement comparables malgré la diversité des contextes socio-économiques.

Nous disposons d'une base de données extrêmement riche permettant d'étudier la grande majorité des facteurs potentiels susceptibles de jouer sur la satisfaction dans l'emploi, puisqu'elle regroupe à la fois des informations sur les caractéristiques individuelles des individus (y compris des éléments de trajectoire) et sur différentes caractéristiques objectives des emplois occupés par ces derniers.

La question mobilisée pour appréhender la satisfaction diffère de celle, usuelle, pour aborder ce sujet : *Dans quelle mesure êtes-vous satisfaits de votre emploi ?* En effet, la question retenue, posée à l'ensemble des individus âgés de 15 ans et plus dans toutes les enquêtes, a été la suivante :

*Quels sont vos projets d'emploi pour l'avenir ?*

1. Obtenir un premier emploi

2. Obtenir un nouvel emploi dans la même entreprise (promotion dans l'emploi)
3. Obtenir un nouvel emploi dans une autre entreprise
4. Garder l'emploi que vous avez actuellement, ou rester inactif

Comme il est difficile de classer ces modalités suivant une échelle ordinale, nous avons principalement retenu de distinguer ceux qui veulent garder leur emploi/statut d'activité (modalité 4 : ceux à priori satisfaits) et ceux qui souhaitent en changer (modalités 1, 2 et 3 : ceux insatisfaits)<sup>2</sup>.

L'utilisation d'une question différente de celle usuelle présente l'inconvénient de conduire à des résultats qui ne sont pas complètement comparables avec ceux de la littérature. Plus fondamentalement, certains travailleurs pourraient déclarer ne pas désirer changer de statut non parce qu'ils sont satisfaits, mais parce qu'ils auraient renoncé à « aspirer », un phénomène documenté dans la littérature sous le nom « d'attrition des préférences ». Tout en reconnaissant la validité de cette critique, elle n'est en rien spécifique à la question posée ici et s'applique à l'ensemble des questions subjectives (entre autres, la question standard de satisfaction dans l'emploi). Il convient donc de garder cette limitation en tête à l'heure d'interpréter les résultats, comme cela doit être fait pour tous les travaux mobilisant des données subjectives. Par ailleurs, un certain nombre de points positifs peuvent être mis en avant. Tout d'abord, le lien entre satisfaction et aspirations – qui dans nos données est complètement explicite – permet d'étudier plus clairement le mode de détermination des aspirations. D'une certaine manière, on étudie directement l'adéquation de la situation professionnelle de l'individu avec ses aspirations. Ensuite, la possibilité d'inclure les chômeurs et les inactifs (en particulier les travailleurs découragés) dans l'analyse est importante et permet d'apprécier ainsi dans quelle mesure ces statuts sont volontaires ou involontaires.

## Approche méthodologique et modèle testé

Pour identifier les facteurs qui déterminent la satisfaction dans l'emploi, notre optique est de réconcilier les deux approches qui mettent en avant, d'une part, l'importance des aspirations et, d'autre part, l'importance de facteurs (le plus souvent non observés) liés à la valeur intrinsèque du travail (possibilité de promotion, de formation, autonomie, relation de travail, etc.). À ces derniers, il convient d'ajouter les variables objectives classiques sur les conditions de travail (rémunération, heures de travail, etc.) procurant une satisfaction extrinsèque. Nous reprenons ici la classification retenue par WARR (1999) pour appréhender la qualité du travail. Notre hypothèse est que la satisfaction est la résultante de la confrontation des aspirations de l'individu et des différentes caractéristiques de l'emploi.

2. Notons que pour les chômeurs et les inactifs qui choisissent la modalité 1 (obtenir un premier emploi), la satisfaction porte plus globalement sur leur situation vis-à-vis du marché du travail (et non sur l'emploi). Ces catégories ne sont pas prises en compte dans les analyses économétriques sur la satisfaction dans l'emploi puisqu'on ne considérera que la population active occupée.

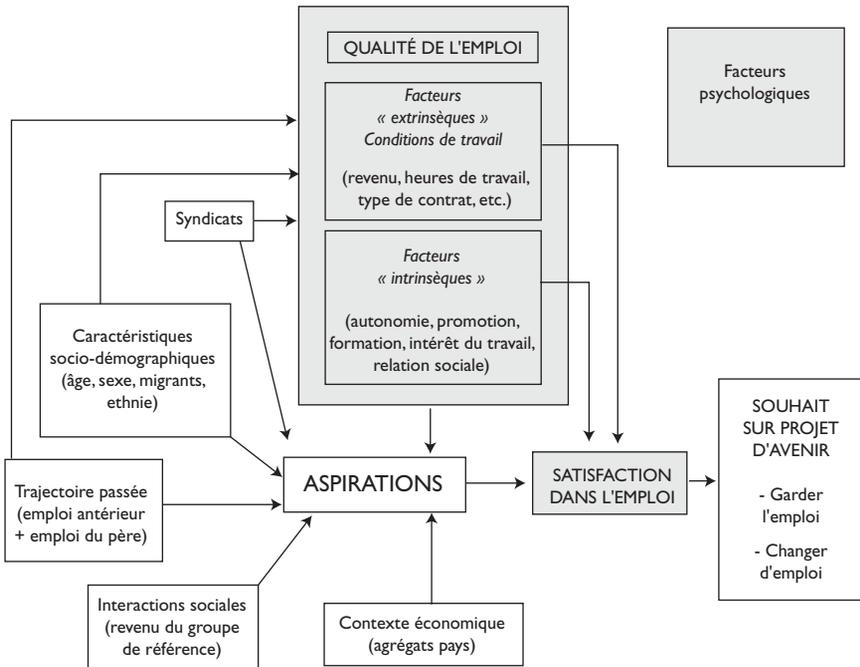


Figure 1  
Le modèle testé.

Le modèle que nous nous proposons de tester est le suivant :

$$S_{ik} = f(X1_{ik}, X2_{ik}, A_i)$$

$S_{ik}$  étant la satisfaction de l'individu  $i$  concernant son emploi  $k$

$X1_{ik}$  étant le vecteur des caractéristiques extrinsèques de l'emploi,

$X2_{ik}$  étant le vecteur des caractéristiques intrinsèques de l'emploi,

$A_i$  étant le vecteur des aspirations de l'individu

$X1_{ik}$  comprend le revenu, les bénéfices ou avantages procurés par l'emploi, le nombre d'heures, des variables liées à la sécurité dans l'emploi telles que le contrat écrit, le statut de salarié, le caractère continu du travail.

Pour  $X2_{ik}$ , sachant que pour la majorité des facteurs liés à la valeur intrinsèque du travail, nous ne disposons pas d'informations précises, nous avons recours à des *proxies*. Ainsi,  $X2_{ik}$  est mesuré à travers les variables sur la CSP (qui caractérise le contenu du travail), le secteur institutionnel (secteurs public, privé formel et informel), la taille de l'entreprise, l'existence ou non d'un syndicat.

Partant des résultats obtenus dans la littérature, nous considérons que les aspirations ( $A_i$ ) sont déterminées par les caractéristiques individuelles de l'individu  $i$  (sexe, âge, niveau d'études, statut matrimonial, parcours migratoire, origine sociale : niveau d'études et emploi du père) mais également par celles

du groupe de référence de l'individu (revenu du groupe de référence  $y^*$ ), ainsi que par le contexte socio-économique en vigueur dans le pays (*dummy*-pays). Évidemment, nos mesures des aspirations restent très imparfaites. Par exemple, si les variables socio-démographiques permettent de tenir compte de certaines caractéristiques sociologiques, elles sont loin d'épuiser la question des aspirations individuelles.

Notons ici que les facteurs individuels influent également sur la qualité de l'emploi occupé par l'individu. Toutefois, à caractéristiques de l'emploi égales, le fait qu'un facteur individuel s'avère significatif pour déterminer le niveau de satisfaction traduit essentiellement l'effet des aspirations. Plus généralement, nous tenterons de lever une partie des biais d'endogénéité en introduisant des effets fixes (pays et ménages ; voir ci-dessous).

Par ailleurs, plutôt que d'introduire le niveau des revenus des individus, conformément à l'idée que le revenu relatif (comparé à celui du groupe de référence) joue plus fortement, nous avons retenu une variable classant l'individu selon le centile de revenu auquel il appartient dans son pays ( $y/y^*$  : revenu/revenu moyen dans le pays). Cette option a été adoptée, d'une part, pour contourner le problème de comparabilité des revenus entre pays. D'autre part, elle permet d'intégrer directement l'effet du revenu comparatif et donc un des canaux par lesquels se déterminent les aspirations. On notera que, pour les modèles-pays, les deux mesures sont équivalentes.

Notre approche donne les moyens d'identifier la nature et l'influence des différents facteurs : ceux liés à la valeur « intrinsèque » du travail ; ceux relevant des variables objectives plus classiques (valeur « extrinsèque ») ; ceux susceptibles d'influencer les aspirations. Nous ne cherchons pas à isoler l'effet des facteurs psychologiques (qui jouent en particulier sur les aspirations) pour lesquels nous ne disposons pas d'information. Mais on peut supposer que les facteurs psychologiques sont corrélés avec les variables socio-démographiques individuelles, ce qui permet, au moins en partie, de les prendre en compte. Parallèlement, il s'agit de vérifier dans quelle mesure les résultats majeurs obtenus dans les pays développés s'appliquent aux pays africains sous revue.

## Quelques premiers résultats descriptifs sur le degré de satisfaction

L'analyse descriptive du degré de satisfaction des individus dans leur emploi (ou plus largement concernant leur statut d'activité) donne un premier aperçu de la situation dans les huit capitales étudiées. L'objectif est d'observer en particulier les différences en termes de satisfaction suivant les caractéristiques socio-démographiques des individus et suivant le type d'emploi occupé, en se

focalisant sur les actifs occupés. Toutefois, l'analyse préalable sur l'ensemble de la population en âge de travailler donne une vision plus large du fonctionnement du marché du travail.

### Niveau de satisfaction selon le statut d'activité

L'analyse des perceptions de l'ensemble de la population en âge de travailler (15 ans et plus) révèle des taux de satisfaction relativement proches (tableau 1). Globalement, moins de la moitié de la population se déclare satisfaite de sa situation (à l'exception de Cotonou où le taux atteint tout juste 50 %). Abidjan et Antananarivo se démarquent des autres capitales par une très faible proportion de satisfaits chez les inactifs. Sachant que les taux d'activité ne sont pas particulièrement faibles dans ces deux villes (il est même plus élevé que la moyenne à Abidjan), ce résultat témoigne de contraintes d'insertion sur le marché du travail, beaucoup d'inactifs nourrissant en fait le souhait de pouvoir travailler. De façon systématique, les chômeurs apparaissent comme les moins satisfaits de leur statut, avec un taux de satisfaction proche de 0 (la différence s'expliquant probablement par des erreurs de mesure). Ce résultat pourrait sembler un truisme puisque par définition les chômeurs sont à la recherche d'un emploi, mais il vient contredire les thèses sur la nature volontaire du chômage. Il conforte les conclusions des travaux récents sur le déficit non seulement monétaire mais également d'insertion sociale, ainsi que les coûts psychologiques associés à la situation de chômage (FREY et STUTZER, 2002 ; ALESINO et GLAESER, 2004). Les travailleurs découragés (qui ont décidé de se retirer du

Tableau 1  
Niveau de satisfaction suivant le statut d'activité

Statut	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Antananarivo
Actifs occupés	56,7*** [2,0]	53,1*** [2,2]	46,9*** [1,2]	54,9*** [1,8]	49,1*** [1,6]	45,0*** [1,1]	46,8*** [1,8]	61,1*** [2,0]
Chômeurs	4,0*** [1,5]	1,0*** [0,3]	2,3*** [0,7]	6,7*** [1,9]	2,6*** [0,7]	5,5*** [1,0]	3,8*** [1,2]	0,4*** [0,3]
Travailleurs découragés	8,2*** [4,2]	3,7*** [1,2]	2,6*** [1,3]	10,1*** [2,5]	3,4*** [0,7]	7,8*** [1,3]	13,2*** [3,6]	16,5*** [2,5]
Inactifs	44,9** [3,6]	54,5*** [2,1]	28,5*** [1,8]	50,1 [2,7]	50,6*** [1,7]	50,7*** [1,6]	45,6 [3,0]	28,4*** [2,3]
<b>Total</b>	<b>50,4***</b> [2,0]	<b>44,8*</b> [1,6]	<b>36,8***</b> [1,1]	<b>49,2***</b> [1,7]	<b>42,4</b> [1,2]	<b>41,7</b> [1,0]	<b>42,9</b> [1,7]	<b>42,6</b> [1,1]

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 ; UEMOA, 2001-2002, INS, Afristat, Dial ; Madagascar, 2001, Instat, Dial ; nos propres calculs.

Note : la population considérée ici est l'ensemble des individus de 15 ans et plus. Moyenne corrigée en tenant compte de l'échantillonnage ; erreur standard entre crochets ; test différences de moyenne entre la catégorie courante et le reste de l'échantillon. Pour la dernière ligne (Total), le test porte sur la différence de moyenne entre le pays et le reste de l'échantillon. \*\*\*significatif à 1 %, \*\*significatif à 5 %, \*significatif à 10 %.

marché du travail, donc classiquement classés comme « inactifs », faute de perspectives d'emploi ; voir la définition au chapitre 1) ne sont pas logés à meilleure enseigne. En moyenne, plus de 9 sur 10 se déclarent insatisfaits, mettant en relief un important phénomène de flexion des taux d'activité à attendre en cas d'amélioration conjoncturelle.

Lorsqu'on restreint l'analyse aux actifs occupés, les habitants de Dakar, d'Abidjan et de Lomé sont les plus insatisfaits (avec des taux de l'ordre de 45 %) tandis que ceux d'Antananarivo et de Cotonou sont plus nombreux à se déclarer satisfaits de leur emploi (environ 60 %). Comme nous l'avons déjà souligné, il est difficile de comparer ces chiffres avec d'autres résultats au niveau international sachant que la question n'est pas posée de la même manière. Toutefois, il semble que les niveaux de satisfaction soient beaucoup plus faibles que dans les pays développés et du même ordre que ceux des pays en transition<sup>3</sup>.

### **Niveau de satisfaction selon les caractéristiques socio-démographiques**

La suite de l'analyse est centrée sur la population active occupée. Lorsqu'on observe le niveau de satisfaction suivant les caractéristiques des individus (tableaux 2 a et 2 b), différents constats se font jour. Conformément au résultat observé dans la littérature, les femmes se montrent plus souvent satisfaites de leur emploi. Toutefois, il convient d'analyser par la suite dans quelle mesure ce phénomène se confirme en contrôlant (toutes choses égales par ailleurs) et en traitant l'éventuel problème de biais de sélection. Les autres membres du ménage (qui ne sont ni le chef ni le conjoint) expriment beaucoup moins souvent leur satisfaction dans leur emploi. Les célibataires se déclarent moins souvent satisfaits de leur emploi. Ce constat peut paraître assez étonnant, ces derniers étant censés subir moins de contraintes (financière notamment) et avoir plus de marges de manœuvre dans la recherche d'emploi.

En fait, ces deux précédents constats peuvent s'expliquer en partie par l'âge des individus, le taux de satisfaction augmentant avec l'âge. Il convient de souligner le très faible niveau de satisfaction des jeunes (moins d'un quart pour les moins de 20 ans), mettant en lumière les difficultés d'insertion qu'ils rencontrent combinées à des aspirations que ne peuvent satisfaire les conditions en vigueur sur le marché du travail (voir chapitre 1). L'analyse du lien entre le taux de satisfaction et le niveau d'éducation des individus tend à montrer une courbe en U : ce sont les catégories extrêmes (les individus moins éduqués et les plus éduqués) qui affichent des taux de satisfaction élevés. Ce résultat pourrait paraître paradoxal sachant que les moins éduqués ont moins d'opportunités de trouver un emploi de qualité. Mais il convient d'invoquer parallèlement l'existence d'un phénomène d'attrition des aspirations (les moins éduqués auto-limitent leurs ambitions). Du côté des diplômés, peu nombreux, à priori leurs

3. Nous nous référons en particulier ici aux chiffres donnés par SOUSA-POZA et SOUSA-POZA (2000), le taux de satisfaction étant calculé en considérant l'ensemble de ceux qui se déclarent plus ou moins satisfaits.

**Tableau 2 a**  
Niveau de satisfaction suivant les caractéristiques individuelles

<b>Suivant le genre</b>	<b>Cotonou</b>	<b>Ouagadougou</b>	<b>Abidjan</b>	<b>Bamako</b>	<b>Niamey</b>	<b>Dakar</b>	<b>Lomé</b>	<b>Antananarivo</b>	<b>Total</b>
Homme	54,5 [2,0]	50,1*** [2,0]	43,9*** [1,2]	52,2* [1,8]	45,6*** [1,6]	36,8*** [1,0]	44,4*** [1,8]	60,9 [2,2]	47,3*** [0,7]
Femme	60,1 [6,6]	62,9*** [2,8]	57,2*** [2,8]	61,1* [4,7]	57,5*** [4,0]	63,6*** [5,3]	60,3*** [4,6]	63,6 [4,7]	60,3*** [1,7]
<b>Suivant le statut dans le ménage</b>	<b>Cotonou</b>	<b>Ouagadougou</b>	<b>Abidjan</b>	<b>Bamako</b>	<b>Niamey</b>	<b>Dakar</b>	<b>Lomé</b>	<b>Antananarivo</b>	<b>Total</b>
Chef de ménage	63,0*** [2,0]	57,8*** [2,7]	54,1*** [1,6]	62,4*** [2,0]	54,1*** [1,8]	49,2*** [1,6]	52,8*** [1,9]	68,9*** [2,1]	57,4*** [0,9]
Conjoints	67,4*** [2,5]	59,5*** [2,5]	53,3*** [1,9]	57,3*** [2,7]	55,0*** [2,3]	46,5*** [2,1]	55,3*** [2,5]	69,3*** [1,7]	58,2*** [0,9]
Autres	34,5*** [2,8]	39,5*** [2,7]	31,2*** [1,5]	34,8*** [2,2]	31,9*** [1,9]	33,1*** [1,1]	28,0*** [1,9]	41,3*** [3,9]	33,5*** [0,8]
<b>Suivant le statut matrimonial</b>	<b>Cotonou</b>	<b>Ouagadougou</b>	<b>Abidjan</b>	<b>Bamako</b>	<b>Niamey</b>	<b>Dakar</b>	<b>Lomé</b>	<b>Antananarivo</b>	<b>Total</b>
Mariés	65,1*** [2,0]	59,4*** [2,4]	55,2*** [1,4]	60,7*** [2,1]	55,2*** [1,8]	47,6*** [1,2]	55,1*** [2,0]	60,6** [2,1]	57,1*** [0,7]
Célibataires	33,0*** [2,7]	36,1*** [2,8]	32,1*** [1,6]	34,3*** [2,0]	29,0*** [1,9]	29,5*** [1,3]	27,7*** [1,8]	53,9* [3,4]	31,9*** [0,8]
Séparés, divorcés ou veufs	64,3** [4,5]	69,6*** [4,3]	56,5*** [3,3]	61,1* [5,1]	59,6*** [3,2]	46,0** [3,1]	52,4*** [3,1]	80,5*** [2,7]	58,6*** [1,5]
<b>Suivant l'âge</b>	<b>Cotonou</b>	<b>Ouagadougou</b>	<b>Abidjan</b>	<b>Bamako</b>	<b>Niamey</b>	<b>Dakar</b>	<b>Lomé</b>	<b>Antananarivo</b>	<b>Total</b>
Moins de 20 ans	24,3*** [3,3]	30,3*** [2,4]	22,3*** [1,9]	23,3*** [2,3]	22,6*** [2,2]	25,8*** [1,9]	20,0*** [2,1]	26,6*** [6,6]	24,1*** [1,0]
20-29 ans	44,6*** [2,6]	41,9*** [3,2]	37,3*** [1,6]	45,3*** [2,6]	37,1*** [2,3]	32,0*** [1,5]	39,3*** [2,2]	43,4*** [2,3]	38,9*** [0,8]
30-39 ans	59,6*** [2,4]	52,2 [2,4]	47,9** [1,7]	52,0 [2,5]	45,4 [1,9]	37,5 [1,9]	47,1 [2,3]	62,7 [3,0]	49,9*** [0,9]
40-49 ans	68,6*** [2,8]	63,9*** [2,6]	61,4*** [2,1]	67,3*** [2,6]	60,7*** [2,3]	48,4*** [1,8]	59,7*** [2,5]	73,0*** [2,6]	62,4*** [1,1]
Plus de 50 ans	82,1*** [2,2]	81,9*** [3,1]	72,2*** [2,2]	76,4*** [2,6]	69,3*** [2,2]	60,4*** [1,9]	73,0*** [2,7]	84,9*** [2,0]	74,4*** [1,0]

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Notes : la population considérée est l'ensemble des actifs occupés de 15 ans et plus.

Moyenne corrigée en tenant compte de l'échantillonnage ; erreur standard entre crochets ; test différences de moyenne entre la catégorie courante et le reste de l'échantillon. \*\*\*significatif à 1 %, \*\*significatif à 5 %, \*significatif à 10 %.

Tableau 2 b  
Niveau de satisfaction suivant les caractéristiques individuelles

Suivant le niveau d'éducation	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Antananarivo	Total
Sans éducation	61,2*** [3,2]	58,0*** [2,8]	54,0*** [1,8]	57,3*** [2,2]	54,8*** [1,9]	42,6*** [1,4]	55,3*** [2,3]	65,2 [7,5]	53,3*** [0,9]
Primaire	49,6*** [2,3]	43,0*** [2,2]	38,1*** [1,5]	46,0*** [2,7]	34,8*** [2,1]	31,7*** [1,5]	39,9*** [2,3]	55,9** [3,1]	41,9*** [0,9]
Collège	53,0 [2,8]	44,5*** [2,8]	39,0*** [2,1]	44,2*** [2,7]	43,1* [2,5]	38,6 [1,8]	43,1 [2,1]	58,4 [2,7]	45,5*** [1,0]
Lycée	53,2 [3,6]	52,7 [3,8]	49,8* [2,8]	43,5*** [3,5]	41,8 [3,1]	37,7 [2,4]	44,2 [2,5]	67,5*** [2,3]	51,5*** [1,4]
Supérieur	59,0 [3,9]	53,0 [3,5]	40,7 [3,5]	60,4*** [3,2]	45,3 [3,2]	48,5*** [3,1]	45,8 [3,3]	71,3*** [2,2]	51,8** [1,6]
Suivant la trajectoire migratoire	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Antananarivo	Total
Natifs	50,2*** [2,3]	48,1*** [2,6]	39,6*** [1,8]	46,7*** [2,1]	37,5*** [1,7]	37,5** [1,2]	43,0* [1,9]	60,3** [1,9]	46,2*** [0,9]
Migrants	58,6*** [2,1]	53,8*** [2,4]	47,6*** [1,3]	57,5*** [2,3]	52,6*** [1,7]	41,4** [1,5]	46,4* [2,0]	65,1** [2,6]	50,1*** [0,8]

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Notes : voir tableau 2 a.

conditions d'insertion sur le marché du travail sont plus favorables. Enfin, les migrants se déclarent plus souvent satisfaits de leur emploi. Différentes interprétations peuvent d'ores et déjà être avancées pour expliquer ce constat. Soit un effet de sélection s'opère, soit les migrants adaptent leurs aspirations, soit ils sont poussés par l'objectif d'insertion, et ils arrivent effectivement à trouver des emplois de meilleure qualité.

Globalement, ces résultats n'informent pas forcément sur les liens directs entre la satisfaction et les caractéristiques individuelles (notamment pour le statut dans le ménage ou le statut matrimonial) compte tenu des problèmes d'endogénéité, mais ces variables permettent de tenir compte de facteurs psychologiques inobservables qui jouent à la fois sur la satisfaction et l'emploi.

### Niveau de satisfaction selon les caractéristiques de l'emploi

L'analyse du niveau de satisfaction suivant les caractéristiques des emplois (tableau 3) conduit aux premiers constats suivants. Les employés du secteur public sont plus nombreux à vouloir garder leur emploi, conformément à ce que l'on attendait compte tenu des différents avantages dont ces derniers

**Tableau 3**  
Niveau de satisfaction selon les caractéristiques de l'emploi

<b>Suivant secteur institutionnel</b>	<b>Cotonou</b>	<b>Ouagadougou</b>	<b>Abidjan</b>	<b>Bamako</b>	<b>Niamey</b>	<b>Dakar</b>	<b>Lomé</b>	<b>Antananarivo</b>	<b>Total</b>
Secteur public	64,4** [5,0]	59,7*** [2,9]	58,3*** [3,6]	67,4*** [3,0]	48,7 [2,4]	58,1*** [2,7]	61,5*** [3,3]	79,5*** [2,1]	62,9*** [1,4]
Secteur privé formel	53,0 [3,3]	47,3* [2,6]	44,1 [2,3]	48,6 [2,8]	42,1* [2,5]	38,9 [1,9]	37,4*** [2,4]	62,9 [2,8]	47,9 [1,3]
Secteur informel	53,9 [2,2]	50,8 [2,5]	44,3 [1,3]	51,1** [2,0]	46,8 [1,8]	37,1*** [1,1]	44,5 [1,9]	56,7*** [2,0]	46,6*** [0,7]
<b>Suivant la branche d'activité</b>	<b>Cotonou</b>	<b>Ouagadougou</b>	<b>Abidjan</b>	<b>Bamako</b>	<b>Niamey</b>	<b>Dakar</b>	<b>Lomé</b>	<b>Antananarivo</b>	<b>Total</b>
Primaire	59,3 [8,1]	50,9 [4,1]	56,6** [4,8]	55,7 [5,0]	43,4 [3,6]	40,3 [3,6]	46,3 [4,6]	64,5 [5,1]	53,5*** [2,0]
Industrie	46,1*** [3,0]	52,4 [2,8]	42,5* [2,0]	47,2*** [2,7]	43,7** [2,2]	33,7*** [1,6]	42,3* [2,3]	60,8 [2,8]	45,2*** [1,1]
Commerce	61,8*** [2,3]	52,8 [2,6]	51,0*** [1,5]	54,3* [2,0]	51,1*** [2,1]	43,0*** [1,5]	47,9*** [2,2]	62,3 [1,8]	52,3*** [0,8]
Service	51,8*** [2,1]	49,3* [2,3]	41,3*** [1,5]	53,1 [2,0]	45,9 [1,9]	39,9 [1,3]	43,4 [2,0]	60,2 [2,1]	46,3*** [0,8]
<b>Suivant statut dans l'emploi</b>	<b>Cotonou</b>	<b>Ouagadougou</b>	<b>Abidjan</b>	<b>Bamako</b>	<b>Niamey</b>	<b>Dakar</b>	<b>Lomé</b>	<b>Antananarivo</b>	<b>Total</b>
Non salarié	55,0 [2,2]	52,1 [2,3]	46,7** [1,4]	51,1** [2,0]	46,3 [1,8]	37,5** [1,1]	46,1** [1,9]	59,6** [1,9]	48,3 [0,7]
Salarié	53,8 [2,8]	49,9 [2,5]	42,9** [1,6]	56,4** [2,3]	46,6 [2,0]	41,6** [1,5]	41,2** [2,2]	62,9** [2,3]	48,3 [1,0]
<b>Suivant la CSP</b>	<b>Cotonou</b>	<b>Ouagadougou</b>	<b>Abidjan</b>	<b>Bamako</b>	<b>Niamey</b>	<b>Dakar</b>	<b>Lomé</b>	<b>Antananarivo</b>	<b>Total</b>
<b>Salarié</b>									
Cadre supérieur, ingénieur, etc.	62,8 [5,3]	59,2 [4,7]	55,2* [5,6]	71,3*** [4,7]	45,3 [4,3]	65,5*** [5,1]	58,3* [8,1]	81,9*** [3,9]	61,4*** [2,1]
Cadre moyen, agent de maîtrise	59,6 [5,2]	57,8 [4,2]	53,5** [3,3]	54,9 [3,7]	50,0 [3,1]	52,9*** [2,9]	53,6* [5,0]	67,7* [3,9]	55,6*** [1,6]
Employé, ouvrier qualifié	55,5 [3,0]	58,6** [3,6]	44,2 [3,5]	60,8** [4,1]	54,7** [3,9]	48,6*** [2,2]	49,7* [3,0]	69,1*** [2,2]	56,0*** [1,5]
Employé, ouvrier semi qualifié	51,4 [4,1]	51,4 [7,1]	44,7 [2,5]	51,1 [4,6]	40,4* [3,5]	35,1 [2,9]	34,2*** [3,3]	59,1 [4,0]	45,0** [1,5]
Manœuvre	36,2*** [5,2]	35,9*** [2,7]	32,2*** [2,8]	47,1 [4,6]	44,0 [3,4]	30,3*** [2,7]	26,6*** [3,5]	48,9*** [3,7]	35,9*** [1,5]

Tableau 3 (suite)

Suivant la CSP	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé	Antananarivo	Total
<b>Non salarié</b>									
Patron	72,5*** [3,9]	66,0*** [4,5]	65,3*** [2,5]	65,8*** [4,3]	69,3*** [4,5]	50,0* [6,1]	55,5*** [3,9]	84,5*** [4,6]	66,4*** [1,6]
Travailleur à compte propre	63,0*** [2,2]	61,0*** [3,3]	52,9*** [1,6]	54,4** [2,1]	54,7*** [2,0]	43,4*** [1,4]	52,0*** [2,1]	61,3 [2,5]	54,2*** [0,8]
Apprenti	23,7*** [3,9]	16,6*** [2,7]	18,6*** [2,4]	22,7*** [4,2]	15,1*** [2,0]	23,1*** [1,9]	21,6*** [3,5]	11,2*** [7,9]	20,6*** [1,2]
Aide familial	27,1*** [4,1]	35,3*** [3,7]	22,1*** [3,1]	20,1*** [3,7]	28,2*** [2,9]	19,5*** [2,6]	20,9*** [3,1]	43,8*** [4,0]	28,4*** [1,5]

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Notes : voir tableau 2 a.

bénéficient relativement aux autres secteurs. En revanche, le niveau plus fort du taux de satisfaction dans le secteur privé informel que dans le secteur privé formel (à l'exception d'Antananarivo, où l'emploi privé formel recueille plus d'opinions favorables, et de Dakar où les taux sont équivalents) pourrait paraître surprenant. Il convient de vérifier par la suite si ce constat reste valide lorsqu'on contrôle les effets d'autres variables ou des aspirations. Concernant les branches d'activité, les résultats sont très variables selon les pays. Ils semblent toutefois refléter directement le classement des secteurs selon leur degré de développement et de prospérité dans chaque pays. Ainsi, c'est dans le commerce que le niveau de satisfaction est le plus élevé à Cotonou et à Lomé (et dans une moindre mesure à Niamey et à Dakar). À Abidjan, le taux de satisfaction est plus fort dans le secteur primaire (secteur le plus prospère dans ce pays). À priori, le statut de salarié ne garantit pas une meilleure satisfaction dans l'emploi dans les pays étudiés. Si c'est le cas à Antananarivo, à Dakar et à Bamako, dans les autres capitales, les non-salariés se déclarent autant, sinon plus souvent, satisfaits de leur emploi. Enfin, le niveau de satisfaction tend à croître lorsqu'on monte dans l'échelle des catégories socio-professionnelles chez les salariés, les plus forts taux étant constatés chez les cadres (Niamey fait toutefois exception avec un très faible taux de satisfaction chez les cadres 45 %, contre 82 % à Antananarivo où le taux est le plus élevé). Chez les non-salariés, le statut de patron entraîne plus souvent satisfaction que le statut de travailleur à son propre compte. En revanche, le classement entre aides familiaux et apprentis n'apparaît pas de façon claire, mais les deux catégories se démarquent par le faible niveau de satisfaction qu'elles procurent (autour de 20 % en moyenne, Antananarivo faisant de nouveau exception avec un taux de 44 % pour les aides familiaux).

## Les analyses économétriques

### **Les résultats des estimations au niveau agrégé**

Rappelons que notre objectif est de distinguer l'influence de trois types de facteurs pour expliquer la satisfaction dans l'emploi : les variables qui jouent sur la formation des aspirations, les variables objectives classiques et les variables pouvant capturer la valeur intrinsèque de l'emploi. À priori, ces variables sont à même de caractériser la qualité du travail en termes d'opportunité de diriger et de contrôler, d'autonomie, de mobilisation de ses capacités et qualifications, de variété des tâches, de relation au travail, de position sociale, etc. En contrôlant l'effet des aspirations, la nature des effets respectifs des différentes caractéristiques de l'emploi sur la satisfaction peut être explicitée.

Par ailleurs, afin de prendre en compte, au moins en partie, les effets d'endogénéité que nous avons déjà soulignés précédemment, différentes approches ont été considérées. D'une part, l'introduction des variables indicatrices-pays permet de contrôler les facteurs inobservés liés au contexte du pays qui influent à la fois sur le niveau de satisfaction des individus et sur l'accès à des emplois de qualité (avec contrat, emploi continu, salariat, etc.) ou encore sur le nombre d'heures travaillées. D'autre part, sachant que pour la grande majorité des ménages on dispose de données individuelles pour plusieurs membres, des estimations purgées des effets fixes ménages ont été réalisées. Cette approche permet de contrôler les facteurs inobservés liés aux caractéristiques des ménages (le contexte familial du moment, d'éventuels traits de caractères communs) qui influent aussi bien sur la satisfaction que sur le mode d'insertion des individus sur le marché du travail.

En premier lieu, on retrouve un certain nombre de relations observées dans les pays développés ou en transition : les femmes, les moins éduqués ou ceux venant d'un milieu social plutôt modeste (père n'ayant pas dépassé le primaire ou travaillant à son propre compte dans une petite entreprise familiale) et, dans une certaine mesure, les plus âgés sont plus enclins à se déclarer satisfaits de leur travail (tableau 4). Ces constats, conformément à notre hypothèse, trouvent leur interprétation dans le phénomène d'adaptation à la baisse des aspirations de ces catégories sociales, les amenant, toutes choses égales par ailleurs, à être moins exigeant sur leur situation professionnelle. Parallèlement, on retrouve l'effet convexe du niveau d'éducation déjà observé précédemment, les moins éduqués et les diplômés se révélant plus enclins à être satisfaits de leur emploi (le coefficient correspondant au carré du nombre d'années d'études étant positif). Pour les veufs ou divorcés ainsi que les migrants, la corrélation négative avec le niveau de satisfaction peut traduire l'effet de facteurs psychologiques (résultant par exemple de la rupture dans la vie familiale ou de la difficulté d'insertion sociale) sur le bien-être général de l'individu, ce qui déteint sur sa satisfaction dans l'emploi. Le fait que les coefficients ne sont plus significatifs lorsqu'on tient compte des effets fixes ménages confirme d'ailleurs que le lien n'est pas direct entre ces deux variables et la satisfaction dans l'emploi.

En second lieu, les variables objectives classiques caractérisant les conditions de travail sont toutes significativement corrélées avec la satisfaction dans l'emploi. Le lien avec le niveau du revenu (qui est ici un revenu relatif) est clairement significatif et a le signe attendu. Plus le revenu est élevé (relativement au revenu en vigueur dans le pays étudié), plus l'individu tend à se déclarer satisfait de son emploi. Mais il est très loin de déterminer le niveau de satisfaction, la variance expliquée des modèles univariés qui ne tiennent compte que du revenu du travail (non reportés) ne dépassant pas quelques pourcents. Parallèlement, avoir un travail régulier, bénéficier d'un salaire fixe ou d'avantages spécifiques joue positivement sur la satisfaction. Le fait que le nombre d'heures travaillées est valorisé positivement résulte des contextes dans les pays étudiés, ces derniers se caractérisant par un risque de sous-emploi élevé (la crainte de souffrir de rythme de travail trop intense est limitée). Enfin, le fait d'être salarié ne semble pas influencer significativement (ou négativement suivant le modèle retenu) sur le niveau de satisfaction, toutes choses égales par ailleurs<sup>4</sup>. Dans des pays où la relation salariale est loin d'être la règle, les rapports entre employeurs et employés sont sans doute perçus par les derniers comme une forme de dépendance qui entraîne un sentiment de subordination et de vulnérabilité (l'employeur pouvant décider à tout moment de mettre fin à l'emploi).

En dernier lieu, dans leur majorité, les variables que nous avons retenues pour caractériser la valeur intrinsèque de l'emploi jouent également sur la satisfaction suivant le sens attendu. Ainsi, être patron, travailleur à son propre compte, cadre supérieur permet d'exercer des activités intéressantes et valorisantes. Toutefois, alors que l'échelle des catégories se trouve globalement respectée, le statut d'employé ou d'ouvrier qualifié procurant plus de satisfaction que celui de manœuvre ou d'apprenti, le statut de cadre moyen fait exception à la règle. La situation ambiguë dans laquelle se trouvent ces derniers (censés bénéficier d'une certaine autonomie mais subissant sans doute le poids de la hiérarchie exercée par les cadres supérieurs) pourrait expliquer ce constat. Conformément aux résultats de l'analyse descriptive, le secteur public (administration et entreprises) est le plus prisé. À caractéristiques d'emploi identiques, les actifs occupés préfèrent y exercer, les éléments de sécurité non saisis par nos modèles et de prestige jouant probablement un rôle déterminant. En revanche, le secteur privé formel ne semble pas plus désirable que le secteur informel, ce qui remet en question la thèse de la « file d'attente », postulat de nombre d'études économiques qui le considèrent comme un secteur refuge.

Par ailleurs, ceux qui travaillent dans des entreprises de grande taille (de plus de 50 personnes) semblent plus enclins à être satisfaits. En effet, il est possible que les avantages procurés par ces dernières en termes de vie collective et de réseaux sociaux (organisation d'événements, cantine, renommée de l'entreprise, etc.) l'emportent sur les bénéfices que pourraient présenter les petites structures (autonomie, flexibilité, relations plus familiales, etc.). Toutefois, ce

4. Notons ici que certains avantages procurés par le salariat sont déjà pris en compte au moins en partie par d'autres variables (travail régulier, à plein temps, salaire fixe, etc.).

Tableau 4  
Facteurs déterminants de la satisfaction dans l'emploi (modèle logit)

Variables explicatives	(1)	(2)	(3) Effet fixe ménage	(4)	(5)	(6) Effet fixe ménage
<b>Caractéristiques socio-démographiques</b>						
Femme	0,366***	0,365***	0,495***		0,291***	0,406***
Âge	0,030**	0,024**	0,036*		0,017*	0,022
Âge <sup>2</sup>	0,000	0,000*	0,000		0,000***	0,000
Nb d'années d'études	-0,046***	-0,047***	-0,057***		-0,042***	-0,054***
Nb d'années d'études <sup>2</sup>	0,000***	0,001***	0,000***		0,000***	0,000***
Père travailleur à son compte	0,090***	0,099**	0,098*		0,080**	0,092*
Père études > primaires	-0,220***	-0,220***	-0,430***		-0,222***	-0,436***
Migrants		-0,121***	-0,101		-0,125***	-0,076
Célibataires		-0,131*	-0,093		-0,065	-0,017
Veuf ou divorcé		-0,219**	-0,003		-0,207**	-0,004
<b>Caractéristiques de l'emploi</b>						
Centile de revenu par pays	0,015***	0,015***	0,018***	0,012***	0,012***	0,014***
Nb d'heures de travail				0,004***	0,004***	0,005***
Salarié				0,146	-0,241***	-0,097
Contrat écrit				0,153***	0,125***	0,022
Travail continu				0,401***	0,316***	0,292***
Salaire fixe (réf. non fixe ni bénéfice)				0,245***	0,213***	0,235***
Bénéfice (réf. non fixe ni bénéfice)				0,222**	0,171*	0,142
Secteur public (réf. privé formel)				0,284***	0,188**	0,326**
Secteur informel (réf. privé formel)				0,053	0,016	-0,077
Cadre supérieur (réf. manœuvre/apprenti)				0,081	0,329**	0,563**
Cadre moyen (réf. manœuvre/apprenti)				-0,022	0,140*	0,216
Employés (réf. manœuvre/apprenti)				0,161***	0,230***	0,203*
Patron (réf. manœuvre/apprenti)				1,207***	0,704***	0,851***
Travailleur à son compte (réf. manœuvre/apprenti)				1,085***	0,481***	0,595**
Aide familiale (réf. manœuvre/apprenti)				0,480**	0,299*	0,097
Auto-emploi (réf. taille > 50)				-0,275**	-0,236*	-0,165
Taille 2 à 5 (réf. taille > 50)				-0,169**	-0,129*	-0,037
Taille 6 à 50 (réf. taille > 50)				-0,164***	-0,099	-0,093
Syndicat dans l'entreprise				-0,016	0,017	-0,038
Membre d'un syndicat				0,071	-0,031	-0,053

Tableau 4 (suite)

Variabiles explicatives	(1)	(2)	(3) Effet fixe ménage	(4)	(5)	(6) Effet fixe ménage
<b>Dummy Pays</b>						
Bénin (réf. Togo)	0,399***	0,383***		0,474***	0,399***	
Burkina Faso (réf. Togo)	0,110***	0,101***		0,308***	0,145***	
Côte d'Ivoire (réf. Togo)	-0,029*	-0,014		0,129***	0,036*	
Madagascar (réf. Togo)	0,724***	0,629***		0,867***	0,718***	
Mali (réf. Togo)	0,202***	0,174***		0,317***	0,187***	
Niger (réf. Togo)	-0,077***	-0,083***		0,204***	0,002	
Sénégal (réf. Togo)	-0,282***	-0,298***		-0,072***	-0,197***	
Constante	-1,981***	-1,736***		-2,184***	-2,264***	
Observations	38 532	38 532	17 029	38 270	38 264	16 841
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,105	0,106	0,237	0,08	0,117	0,254
Log (pseudo-vraisemblance)	-23 895,7	-23 868,9	-4 941,6	-24 369,2	-23 409,4	-4 776,1

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs.

Notes : \*significatif à 10 % ; \*\*significatif à 5 % ; \*\*\*significatif à 1 %.

lien entre la taille de l'entreprise et la satisfaction n'étant plus significatif lorsqu'on prend en compte les effets fixes ménages, il résulte sans doute d'un effet d'endogénéité. Enfin, l'existence ou l'appartenance à un syndicat n'a aucun effet sur la satisfaction. Ce résultat peut découler du faible pouvoir de négociation de ces organisations dans les pays étudiés.

L'analyse des variables indicatrices-pays montre que les Malgaches et les Béninois sont plus enclins à se déclarer satisfaits de leur emploi, tandis que les Sénégalais et les Ivoiriens tendent à être plus critiques. Ces résultats reflètent des différences de contextes sur le marché du travail (non saisies par les variables que nous avons retenues) plus favorables à Antananarivo et à Cotonou et moins satisfaisants à Dakar et à Abidjan. Mais il convient également d'invoquer l'influence plus globale du contexte socio-politique et économique en vigueur au moment des enquêtes. Pour Madagascar, le pays sort en 2002 d'une crise politique majeure mais dont l'issue favorable a fait naître un énorme espoir (avec l'arrivée d'un homme incarnant la nouveauté et la réussite à la tête de l'État). De même, le Bénin est l'un des rares pays africains ayant connu de réelles avancées du point de vue démocratique (avec plusieurs alternances politiques opérées grâce à un processus électoral transparent) après une longue période d'instabilité et de règne d'un régime autoritaire (jusqu'à la fin des années 1990). L'espoir suscité par la trajectoire de ces deux pays pourrait jouer d'un point de vue psychologique sur la satisfaction dans l'emploi. En revanche, le contexte socio-politique plus incertain au Sénégal et en Côte d'Ivoire au

Tableau 5 a  
Facteurs déterminants de la satisfaction dans l'emploi (modèle logit, effet fixe ménage).  
Résultats par pays

Variabiles explicatives	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Madagascar
<b>Caractéristiques socio-démographiques</b>				
Femme	0,693 ***	0,780 ***	0,283 *	0,649 ***
Âge	0,044	-0,027	0,078 **	0,082 **
Âge <sup>2</sup>	0,000	0,001 **	0,000	0,000
Nb d'années d'études	-0,001	-0,087 **	0,000	-0,102
Nb d'années d'études <sup>2</sup>	-0,002	0,001	-0,006 *	0,000
Père travailleur à son compte	-0,071	0,063	0,046	-0,006
Père niveau d'études > primaires	-0,528 ***	-0,678 ***	-0,605 ***	-0,123
Migrants	-0,288 *	-0,016	-0,108	-0,049
<b>Caractéristiques de l'emploi</b>				
Centile de revenu par pays	0,013 ***	0,018 ***	0,021 ***	0,021 ***
Nb d'heures travaillées	0,004	0,010 ***	0,001	0,010 **
Salarié	0,341	0,069	-0,584 *	-0,371
Contrat écrit	0,128	-0,185	0,112	-0,001
Travail continu	0,262	0,215	0,345	0,772 ***
Salaire fixe (réf. non fixe)	0,278	0,243	0,174	-0,059
Secteur public (réf. privé formel)	0,641 **	0,227	0,598 **	0,110
Secteur informel (réf. privé formel)	0,028	-0,484 **	0,156	-0,356
Cadre supérieur (réf. cadre moyen/employé)	-0,165	0,822 **	1,129 **	0,486
Patron (réf. cadre moyen/employé)	1,337 ***	1,146 ***	0,766 **	1,037 **
Travail à son compte (réf. cadre moyen/employé)	1,220 ***	0,981 ***	0,485 *	0,009
Syndicat dans l'entreprise	0,170	0,192	-0,200	0,250
Membre d'un syndicat	-0,015	-0,155	0,294	-0,362
Observations	2 086	2 171	2 035	1 789
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,366	0,304	0,339	0,388
Log (vraisemblance)	-504,7	-573,3	-503,2	-401,3

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs.

Note : \*significatif à 10 % ; \*\*significatif à 5 % ; \*\*\*significatif à 1 %.

Tableau 5 b  
Facteurs déterminants de la satisfaction dans l'emploi (modèle logit, effet fixe ménage).  
Résultats par pays

Variables explicatives	Mali	Niger	Sénégal	Togo
<b>Caractéristiques socio-démographiques</b>				
Femme	0,517 ***	0,496 ***	0,041	0,294 **
Âge	0,041 *	0,012	-0,027	0,034
Âge <sup>2</sup>	0,000	0,000	0,001 ***	0,000
Nb d'années d'études	-0,120 ***	-0,090 *	-0,051 *	-0,085 **
Nb d'années d'études <sup>2</sup>	0,005	0,003	0,001	0,002
Père travailleur à son compte	0,061	-0,025	0,225 **	0,027
Père niveau d'études > primaires	-0,547 ***	-0,868 ***	-0,176 *	-0,317 *
Migrants	0,231	-0,095	0,049	-0,183
<b>Caractéristiques de l'emploi</b>				
Centile de revenu par pays	0,008 **	0,009 **	0,016 ***	0,019 ***
Nb d'heures travaillées	0,007 *	0,002	0,007 ***	-0,002
Salarié	0,312	0,150	0,050	-0,544
Contrat écrit	-0,502 *	0,475 *	0,133	0,099
Travail continu	0,141	0,257	0,337 ***	0,076
Salaire fixe (réf. non fixe)	0,893 **	0,369	0,061	0,098
Secteur public (réf. privé formel)	0,428	-0,349	0,672 ***	0,770 **
Secteur informel (réf. privé formel)	-0,302	0,003	0,159	-0,300
Cadre supérieur (réf. cadre moyen/employé)	0,647	0,031	0,552	-0,382
Patron (réf. cadre moyen/employé)	1,211 ***	1,109 **	0,091	0,688 **
Travail à son compte (réf. cadre moyen/employé)	0,798 ***	0,616 **	0,217	0,731 ***
Syndicat dans l'entreprise	-0,183	-0,327	-0,423 **	0,280
Membre d'un syndicat	0,395	-0,023	-0,094	-0,181
Observations	1 715	1 639	3 536	1 867
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,264	0,267	0,150	0,289
Log (vraisemblance)	-472,9	-462,2	-1 194,8	-486,8

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs.

Note : \*significatif à 10 % ; \*\*significatif à 5 % ; \*\*\*significatif à 1 %.

moment de l'enquête influe sans doute négativement sur les perceptions subjectives des habitants de leurs conditions de travail.

### *Les résultats par pays*

L'analyse des résultats des estimations effectuées pour chaque pays permet d'approfondir les interprétations proposées précédemment, notamment l'influence des contextes spécifiques en vigueur sur la satisfaction exprimée par les populations (tableaux 5 a et 5 b). Notre objectif ici n'est pas de mener une analyse détaillée par pays, mais plutôt de mettre en exergue les différences les plus marquées qui pourraient témoigner de la variabilité des situations, des comportements ou des modes de valorisation des caractéristiques de l'emploi.

Notons au préalable que, pour la majorité des facteurs influant significativement sur la satisfaction, les signes des coefficients sont les mêmes dans les différentes capitales et leurs ordres de grandeur sont sensiblement identiques, ce qui témoigne de la robustesse globale de l'approche et des résultats. Toutefois, les corrélations ne sont pas systématiquement significatives pour chacun des pays. Ainsi, le niveau de scolarisation ne joue pas sur les aspirations au Bénin et à Madagascar. De même, l'influence de l'origine sociale n'est pas significative à Madagascar, alors que le fait d'être issu d'une famille où le père est sans éducation joue sur la satisfaction dans les autres pays. Le Sénégal se distingue par la relation positive significative entre la satisfaction et le statut de travailleur à son propre compte du père.

Concernant les conditions de travail, quelques caractéristiques ne se révèlent déterminantes et spécifiques que dans certaines villes. Ainsi, c'est uniquement à Niamey que le contrat écrit est véritablement valorisé. Avoir un salaire fixe n'est considéré comme positif, toutes choses égales par ailleurs, qu'à Bamako. La relation salariale est perçue négativement à Abidjan (où le salariat apparaît plutôt synonyme de conditions difficiles).

Lorsqu'on s'intéresse au secteur institutionnel, travailler dans le secteur public est susceptible de procurer satisfaction à Lomé, Dakar, Cotonou, Abidjan, alors qu'un tel statut n'influe pas significativement sur la satisfaction à Niamey, Bamako, Ouagadougou ou Antananarivo. L'exercice d'un emploi dans le secteur informel est vécu positivement à Dakar, mais plutôt jugé négativement à Ouagadougou. Concernant les catégories socio-professionnelles, le statut de travailleur à son propre compte conduit à se déclarer plutôt satisfait de son emploi sauf à Dakar et à Antananarivo où le lien n'est pas significatif.

Enfin, l'existence d'un syndicat dans l'entreprise ne semble pas permettre d'assurer de meilleures conditions de travail. Contrairement au résultat attendu, le lien est même négatif à Dakar : les individus sont plus enclins à exprimer leur insatisfaction dans les entreprises où une organisation syndicale existe. Notons toutefois qu'un effet d'endogénéité joue dans ce cas (la faible qualité des conditions de travail pouvant être à l'origine de la mise en place d'un syndicat dans l'entreprise).

## Conclusion

Ce chapitre présente une analyse de la satisfaction dans l'emploi dans huit pays d'Afrique subsaharienne. Sachant qu'à notre connaissance aucune étude de ce type n'a été menée à ce jour dans ces pays, nous proposons une approche novatrice ainsi que des résultats originaux pour contribuer à l'analyse du marché du travail en Afrique.

Ces derniers ont permis de mettre en exergue des liens significatifs entre les caractéristiques objectives de l'emploi et la satisfaction exprimée par les individus. Ces liens, suivant les cas, se révèlent plus ou moins forts lorsqu'on contrôle l'effet des aspirations individuelles. Celui-ci est identifié à travers l'influence des caractéristiques individuelles et du contexte en vigueur dans le pays (groupe de référence), des facteurs qui jouent sur la formation des aspirations. Nous retrouvons un certain nombre de relations établies dans la littérature sur les pays développés ou en transition. Toutefois, compte tenu de l'approche adoptée, nous considérons que nos résultats infirment l'idée que la satisfaction dans l'emploi ne constitue pas un indicateur adéquat pour évaluer la qualité de l'emploi. Nous montrons en effet que, d'une part, la satisfaction donne une évaluation de l'adéquation de l'emploi relativement aux aspirations individuelles. Sachant qu'un désajustement entre les attentes et les réalisations en termes d'insertion des individus sur le marché du travail est susceptible de créer des tensions économiques et sociales, il convient de pouvoir le mesurer. D'autre part, en contrôlant l'effet des aspirations, les corrélations entre la satisfaction et les différentes caractéristiques objectives de l'emploi témoignent clairement de leur prise en compte dans l'évaluation subjective des individus de leurs conditions de travail. Enfin, les constats différenciés selon les pays concernant l'influence des variables caractérisant l'emploi sur la satisfaction donnent une idée de la variabilité des conditions sur le marché du travail (et des caractéristiques qui permettent véritablement de les saisir). Ce constat révèle dans quelle mesure un emploi ou un statut donné peut être valorisé différemment selon le contexte du pays. Les résultats traduisent ainsi la véritable qualité intrinsèque d'une catégorie d'emploi dans le pays étudié.

Cependant, l'analyse montre que le pouvoir explicatif des facteurs que nous avons retenus est limité. Par ailleurs, nous n'avons contrôlé que très imparfaitement les biais d'endogénéité. Des données de panel, ou la disponibilité de variables d'attitudes, permettraient d'explorer plus avant la question de la causalité, en prenant explicitement en compte les facteurs psychologiques qui conditionnent les comportements et les opinions. Il convient également de porter une plus grande attention aux facteurs liés à la trajectoire passée de l'individu (trajectoire ascendante ou descendante), notamment en prenant en compte les caractéristiques de son emploi antérieur. Enfin, l'analyse de l'impact des contextes socio-économiques en vigueur dans les pays pourrait être affinée en introduisant des variables macro-économiques (impact de la conjoncture : croissance, stagnation ou crise) ou encore en construisant des indicateurs qui caractériseraient le groupe de référence de l'individu pour mesurer le rôle des effets de comparaisons sociales.



# Vulnérabilité au travail et revenus

Philippe BOCQUIER

Christophe J. NORDMAN

Aude VESCOVO

## Introduction

Un des principaux axes d'étude des marchés de l'emploi d'Afrique subsaharienne est celui de la segmentation institutionnelle entre secteurs formel et informel (MALONEY, 2004 ; voir aussi chapitre 6). Cette distinction ne suffit pourtant pas à appréhender les conditions de travail des individus, notamment la vulnérabilité dans l'emploi. Par vulnérabilité, nous nous référons à la difficulté des individus à gérer les risques ou à faire face aux pertes et aux coûts liés à l'apparition d'événements ou de situations risqués<sup>1</sup>. La vulnérabilité des travailleurs peut se traduire, entre autres, par la précarité du contrat (irrégularité de la rémunération, absence de contrat écrit), par des conditions d'exercice de l'activité difficiles et, plus généralement, par une exposition importante du

1. La notion de vulnérabilité est diversement définie dans la littérature économique encore émergente sur ce sujet. Dans WILSON et RAMPHELE (1989), elle est définie comme étant le risque de misère, de famine ou de décès. Le concept de vulnérabilité s'est récemment développé grâce à l'approche des « capacités » d'Amartya SEN (1992, 1999). CHELI et LEMMI (1995) proposent ainsi une approche « floue » (*fuzzy*) et relative de la vulnérabilité qui leur permet de définir une notion d'« exposition au risque de pauvreté ». Le concept de vulnérabilité utilisé dans QIZILBASH (2003, 2006) est celui de la distance d'un individu à un état définitif et sans ambiguïté de pauvreté. La proximité à l'état définitif de pauvreté mesure la vulnérabilité. Dans DUBOIS et ROUSSEAU (2001), la vulnérabilité désigne la structure de « capacités » propre à une personne, lui permettant de substituer (ou non) une capacité à une autre en cas de choc exogène. La perte d'un emploi aurait ainsi un impact plus grand sur un individu qui a une liberté réduite de mener différents métiers et peu de capital économique et social. Nous nous référons dans ce chapitre à une notion proche de celles développées par CHELI et LEMMI (1995) et QIZILBASH (2006), car elle permet de conserver une incertitude (*vagueness*) sur le niveau précis de l'état de pauvreté et aussi de tenir compte de son aspect multidimensionnel.

travailleur à des risques concernant son emploi. Les critères de vulnérabilité relatifs à l'entreprise ou à l'activité (secteurs d'activité, taille des firmes, secteurs institutionnels) ne sont pas utilisés ici car ils reflètent un dualisme inter-firmes et non inter-travailleurs. En effet, il existe des travailleurs vulnérables au sein d'entreprises de toutes sortes : privées, formelles et informelles, mais également au sein des administrations et des entreprises publiques et parapubliques. Bon nombre de travailleurs vulnérables exercent leur activité dans le secteur privé formel, au sens du Système de comptabilité nationale (SCN) de 1993 (ensemble de normes internationales visant à établir un cadre pour la production des statistiques des comptes nationaux). Dans ce chapitre, nous restreignons notre approche au secteur privé (entreprises formelles et informelles), en faisant l'hypothèse que la vulnérabilité se manifeste selon des mécanismes différents dans le secteur public et dans le secteur privé.

Nous construisons des indicateurs de la vulnérabilité dans l'emploi et étudions leurs liens avec les revenus de l'activité. Selon la théorie des salaires compensatoires formalisée dans les années 1980 (BROWN, 1980 ; ROSEN, 1986 ; MURPHY et TOPEL, 1987), les travailleurs pourraient recevoir des compensations pécuniaires à hauteur de la pénibilité de leur tâche ou de leurs conditions de travail. Ainsi, dans les pays développés, il est observé que les emplois comportant des risques physiques ou caractérisés par une forte pénibilité sont souvent mieux rémunérés que des emplois moins pénibles<sup>2</sup>. Dans notre approche, nous n'appréhendons pas réellement les risques sanitaires parce que les données utilisées ne le permettent pas, hormis en ce qui concerne la possession d'un local dédié à l'activité.

Notre interprétation du lien entre vulnérabilité et revenu s'inspire des développements théoriques sur les salaires compensatoires, en les appliquant non pas aux conditions de travail mais à la vulnérabilité de l'emploi. Ainsi, notre hypothèse de travail est que, toutes choses égales par ailleurs, des travailleurs jugés vulnérables pourraient être mieux rémunérés que des travailleurs plus stables, réguliers, c'est-à-dire moins vulnérables. Si tel était le cas, il devrait exister une incitation pour certains individus à occuper un emploi vulnérable, d'autant plus si l'avantage de moyen ou long terme associé aux emplois stables n'est pas valorisé par des ménages contraints à une gestion des revenus de court terme. Pour ces ménages, un revenu plus élevé et immédiat, même issu d'un emploi vulnérable, pourrait être plus attractif qu'un revenu stable sur une période plus longue.

La question des déterminants de la vulnérabilité et du lien entre celle-ci et la rémunération pose un certain nombre de problèmes méthodologiques que ce chapitre tente de résoudre. Tout d'abord, il existe une sélection à l'entrée sur le marché du travail. Une seconde sélection d'échantillon concerne l'allocation sectorielle des individus (public, privé formel ou informel). Enfin, il existe vraisemblablement une endogénéité de la vulnérabilité dans les équations de

2. Les évidences empiriques sur ce point ne sont cependant pas si nombreuses. Voir notamment POGGI (2007) et FERNÁNDEZ et NORDMAN (2009).

gains. La vulnérabilité est endogène si des caractéristiques inobservables des individus sont corrélées à la fois au niveau de vulnérabilité et au niveau de gains de ces individus. Il est important de prendre ces effets en compte car ils peuvent conduire à des biais tels qu'une surestimation de l'impact négatif (positif) de la vulnérabilité sur le revenu individuel : par exemple, si des caractéristiques inobservables, comme la faible motivation ou la « paresse » des travailleurs (ou inversement leur persévérance), sont positivement corrélées à la probabilité d'obtenir un emploi vulnérable et en même temps corrélées négativement (positivement) au revenu.

Notre analyse est également menée suivant une approche distributive<sup>3</sup>. En effet, une seconde hypothèse de travail est que l'effet de la vulnérabilité sur le revenu peut s'exercer différemment selon la position relative du travailleur dans l'échelle des rémunérations. Ainsi, à caractéristiques observables égales, un travailleur en bas de la distribution des revenus (pauvre) pourrait se voir pénalisé en termes monétaires de par sa vulnérabilité, alors qu'un travailleur en haut de la distribution (riche) pourrait ne pas l'être et recevoir au contraire une compensation pécuniaire lorsqu'il possède un emploi vulnérable. Une telle différence de mécanisme compensatoire selon la place occupée dans l'échelle des revenus pourrait s'expliquer par une différence de pouvoir de négociation et par des déséquilibres sur le marché du travail. Dans le premier cas, le pouvoir de négociation, plus élevé pour les riches, permettrait à un travailleur en haut de la distribution des revenus d'obtenir davantage de compensation à la vulnérabilité de son emploi. Inversement, les travailleurs du bas de la distribution des revenus pourraient être plus âpres dans la négociation d'une compensation s'ils cherchent à atteindre leur revenu de subsistance. La compensation de la vulnérabilité serait alors de plus en plus faible au fur et à mesure que le travailleur s'éloignerait d'un niveau de revenu minimum pour vivre. Dans le second cas (déséquilibres sur le marché du travail), il est possible que la capacité de l'employeur à compenser financièrement de mauvaises conditions de travail diffère selon le type de déséquilibres rencontrés dans certains segments du marché, en particulier le long de la distribution des qualifications, donc des revenus. Par exemple, il est raisonnable de penser que, là où l'offre de travail excède fortement la demande, l'employeur soit peu enclin à fournir une compensation aux travailleurs pour de mauvaises conditions d'exercice de leur activité. Ces hypothèses, qui supposent que l'effet de la vulnérabilité sur les gains diffère selon la position dans la distribution des revenus, sont testées par des régressions sur les quantiles.

La suite de ce chapitre s'organise de la façon suivante. Dans la section 1, nous examinons brièvement les arguments théoriques qui sous-tendent l'existence de

3. Dans une version plus développée de ce chapitre (voir BOCQUIER *et al.*, 2010), nous adoptons aussi une approche qualitative en menant une analyse factorielle en composantes principales sur les différents aspects du phénomène de vulnérabilité. Les axes obtenus, qui résument les différentes facettes qualitatives de la vulnérabilité (précarité contractuelle, conditions d'exercice, sous-emploi, emploi de secours inadapté aux caractéristiques individuelles), sont ensuite utilisés comme des variables de vulnérabilité. Ainsi, nous adoptons l'hypothèse selon laquelle tous les critères de vulnérabilité ont le même poids. La version longue de ce chapitre comporte également des détails techniques sur la procédure économétrique, des tableaux et des résultats supplémentaires.

différentiels compensatoires, en insistant notamment sur certaines implications de la théorie pour notre cas d'étude. Dans la section 2, nous présentons les données issues des *enquêtes 1-2-3* dans les capitales économiques ouest-africaines ainsi que la construction de certaines variables clés pour nos analyses. La section 3 est consacrée à la présentation de nos modèles économétriques. Les résultats de ces analyses sont discutés en section 4 et la dernière section conclut.

## La théorie des salaires compensatoires

La recherche sur les forces qui réduisent ou creusent les différentiels de salaire entre individus a une longue histoire dans la littérature économique. Les premiers modèles se placent dans le cadre de marchés compétitifs, où ils mettent en évidence l'existence de paiements compensatoires qui indemnisent les attributs non pécuniaires des emplois, comme les conditions de travail, ou les différences de stabilité des emplois selon les industries (BROWN, 1980 ; ROSEN, 1986 ; MURPHY et TOPEL, 1987). La plupart des auteurs reconnaissent qu'à partir du moment où les décisions des agents prennent en compte les caractéristiques des emplois (autres que les salaires) sur le marché du travail (entreprises et travailleurs), alors l'équilibre sur le marché résulte d'une égalisation des utilités, autrement dit du bien-être, des travailleurs plutôt que de leur salaire.

Selon ROSEN (1986), le raisonnement sous-jacent est obtenu à partir d'une structure simple d'offre et de demande. Les décisions d'offre de travail résultent d'un arbitrage entre les revenus du travail (les salaires) et le coût du travail (tension, répétition, délais de production, etc.) tel que, à l'optimum, les différences de salaire correspondent au taux marginal de substitution entre la consommation et les conditions de travail<sup>4</sup>. La décision de demande de travail des entreprises résulte, elle, d'un arbitrage entre la nécessité de compenser les travailleurs à hauteur de la pénibilité de leur tâche et celle d'améliorer les conditions de travail offertes.

Ainsi, sous l'hypothèse d'homogénéité des individus et d'hétérogénéité des environnements de travail, les salaires diffèrent entre travailleurs de façon à ce que tous obtiennent la même utilité. Pour encourager les travailleurs à supporter des conditions de travail plus pénibles, les entreprises devront donc offrir des salaires plus élevés. C'est l'idée de base de la théorie des salaires compensatoires. Nécessairement, lever l'hypothèse d'homogénéité des individus ajoute beaucoup d'incertitude quant à l'existence d'une compensation des conditions de travail lorsqu'elle est observée au niveau moyen de la

4. Étant donné l'utilité  $U(C, D)$ , avec  $C$  la consommation du travailleur et  $D$  la « pénibilité » du travail, le travailleur maximise son utilité sous contrainte que  $C = W(D)$ , impliquant que  $W'(D) = U_D/U_C$ .

distribution des travailleurs. Une division de la population observée en groupes plus homogènes, en utilisant le quantile du salaire conditionnel à l'aide de régressions de quantiles par exemple, peut s'avérer nécessaire de façon à réduire le bruit dû à la présence d'hétérogénéité individuelle dans l'estimation du différentiel compensatoire.

Plus récemment, les théories non compétitives soutiennent que les écarts de salaire entre individus apparemment identiques refléteraient plutôt des différences non compensatoires, comme des différences de pouvoir de négociation des travailleurs (DANIEL et SOFER, 1998 ; MANNING, 2003) ou l'existence de salaires d'efficience<sup>5</sup>. D'autres hypothèses récentes soulignent l'existence d'asymétries d'information qui augmenteraient les frictions dans l'appariement entre l'offre et la demande de travail (HWANG *et al.*, Mortensen et Reed, 1998) et de différences de productivité des facteurs entre entreprises (BURDETT et MORTENSEN, 1998 ; PISSARIDES, 2000 ; MORTENSEN, 2003).

Si certaines études empiriques s'intéressent à la relation entre structure des salaires et satisfaction non monétaire du travail<sup>6</sup>, l'insuffisance des recherches sur le lien entre différentiels compensatoires et attributs observés des emplois est manifeste, en particulier en ce qui concerne les approches distributives. Comme le montrent FERNÁNDEZ et NORDMAN (2009), le différentiel compensatoire peut différer selon la position relative du travailleur dans la distribution des revenus. Par exemple, les compensations pécuniaires de mauvaises conditions de travail peuvent être surestimées s'il existe une sélection des travailleurs les plus capables (ou les plus résistants) vers les statuts d'emploi où ces attributs sont plus répandus. En outre, en faisant l'hypothèse que les individus les plus capables sont aussi les plus susceptibles de recevoir des salaires d'efficience, il est possible que la contribution des conditions de travail au processus de formation du revenu soit plus faible pour eux que pour d'autres travailleurs n'ayant pas ces caractéristiques. Plus généralement, les travailleurs peuvent aussi trouver plus aisé de demander des compensations pour de mauvaises conditions de travail lorsque la demande de travail excède la main-d'œuvre disponible, une situation de déséquilibre du marché du travail qui varie probablement le long de la distribution des revenus.

Dans ce qui suit, nous présentons l'approche retenue pour caractériser les conditions de travail des individus exerçant leur activité dans le secteur privé des capitales économiques ouest-africaines. Notre étude se concentre sur la question de la vulnérabilité dans l'emploi. Nous adoptons d'abord une approche quantitative (quel est l'effet de la vulnérabilité sur les revenus moyens ?) mais aussi distributive (les éventuels phénomènes compensatoires identifiés diffèrent-ils le long de la distribution des revenus individuels ?).

5. Voir KATZ (1986) pour une revue des théories du salaire d'efficience, LINDBECK et SNOWER (1989) pour une revue des modèles *insider-outsider* (la théorie de la segmentation du marché du travail) et AKERLOF et YELLEN (1990) pour une version étendue de la théorie du salaire d'efficience.

6. Les études existantes sur cette question produisent souvent des résultats contradictoires. Voir, par exemple, FRENCH et DUNLAP (1998), GROOT et MAASSEN VAN DEN BRINK (1998), LANFRANCHI *et al.* (2002), MAGNANI (2002), CLARK et SENIK (2006), BOCKERMAN et ILMAKUNNAS (2006) et POGGI (2007).

## Données et définition de la vulnérabilité

### Les échantillons utilisés

Les données utilisées sont celles de la phase 1 des *enquêtes 1-2-3* réalisées dans sept capitales économiques d'Afrique de l'Ouest ; voir introduction).

L'échantillon est tout d'abord restreint à l'ensemble des individus en âge de travailler selon les normes établies par le Bureau international du travail, c'est-à-dire de 15 ans et plus. Afin de pouvoir tenir compte des trajectoires dans l'emploi des travailleurs et appréhender ainsi les aspects longitudinaux de la vulnérabilité, nous restreignons les échantillons aux individus de 15 ans et plus ayant 5 années au moins d'expérience potentielle sur le marché du travail. L'expérience potentielle est définie comme l'âge de l'individu auquel sont soustraits le nombre d'années d'études et les 6 années ayant théoriquement précédé l'entrée à l'école. Le délai de 5 ans d'expérience potentielle est assez grand pour contourner les erreurs de mesure de date (de fin d'études, de fin d'emploi précédent) et assez bas pour ne pas trop restreindre la taille des échantillons.

L'échantillon global (sept agglomérations) passe alors de 58 385 individus de 15 ans et plus à 50 772 individus de 15 ans et plus avec 5 années et plus d'expérience potentielle, et de 33 390 actifs occupés de 15 ans et plus à 32 314 actifs occupés de 15 ans et plus avec 5 ans et plus d'expérience potentielle. Au sein de ces actifs occupés, nous nous intéressons aux travailleurs du seul secteur privé, formel comme informel, ayant des revenus non nuls. L'informalité se définit du point de vue de l'entreprise, du travailleur ou du type d'activité. Le SCN de 1993 a défini une distinction au niveau des entreprises, selon des critères d'enregistrement statistique ou fiscal et de tenue de comptabilité écrite.

Selon les pays, les échantillons de régression comptent de 302 à 950 travailleurs (à Lomé et à Dakar) du secteur privé formel, avec une très faible minorité de travailleurs indépendants, et entre 2 230 et 3 492 travailleurs (à Niamey et à Dakar) du secteur privé informel, avec une majorité de travailleurs indépendants. Le détail des effectifs des échantillons est présenté dans le tableau 1. Les individus sans revenu sont ceux qui ont 5 ans d'expérience potentielle mais qui ne travaillent pas ni comme dépendant ni comme indépendant. Notons que les travailleurs familiaux non rémunérés sont comptés parmi les indépendants, puisqu'ils partagent les profits du principal travailleur indépendant de la famille. Les revenus des travailleurs dépendants comprennent salaires et bénéfices (primes, congés payés, logement à titre gracieux, avantages en nature, etc.). Les bénéfices non monétaires sont convertis en leur équivalent monétaire. Les profits des travailleurs indépendants sont reconstitués en récapitulant les revenus et dépenses (y compris les dépenses intermédiaires, les salaires versés, les impôts et taxes, les dépenses d'investissement) sur une période à laquelle l'enquête peut facilement se référer. Tant pour les travailleurs indépendants que dépendants, le revenu net mensuel est estimé et divisé par le nombre d'heures travaillé par mois pour obtenir un revenu horaire.

Tableau 1  
Échantillons

Échantillons	Niamey	Ouaga- dougou	Dakar	Bamako	Cotonou	Lomé	Abidjan	
Échantillon total	14 524	13 733	19 054	13 002	11 574	9 906	11 343	
Population en âge de travailler (PAT)	8 284	8 525	12 487	7 529	7 639	6 418	7 503	
PAT avec cinq ans ou plus d'expérience potentielle	7 269	7 328	11 014	6 561	6 517	6 546	6 537	
Échantillon pour les régressions	Revenu nul	4 053	3 663	6 074	2 746	2 374	2 081	2 568
	Secteur public (revenus positifs)	577	584	498	457	398	306	302
	Secteur privé formel (revenus positifs) :							
	Dépendant	373	307	868	365	423	261	782
	Indépendant	36	29	82	87	86	41	43
	Secteur informel (revenus positifs) :							
	Dépendant	562	724	1 123	528	460	508	894
	Indépendant	1 668	2 021	2 369	2 378	2 776	2 349	1 948

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I ; UEMOA, 2001-2002, INS, Afristat, Dial ; calculs des auteurs.

## Construction des variables de vulnérabilité

Notre approche consiste à utiliser plusieurs indicateurs du statut dans l'emploi de l'individu qui nous semblent résumer au mieux le caractère multiforme que revêt la vulnérabilité dans l'emploi principal. Les critères relatifs à l'entreprise ou à l'unité de production (branche d'activité, taille, secteur institutionnel) ne sont pas utilisés car ils reflètent un dualisme inter-firmes et non inter-travailleurs. La vulnérabilité des travailleurs est donc définie ici par des critères de différenciation d'emploi. Neuf variables dichotomiques correspondant à différents aspects de la vulnérabilité sont construites (voir leurs statistiques descriptives dans le tableau 2).

La première de ces variables, nommée précarité contractuelle, est l'informalité du contrat. Cette variable vaut 1 si l'individu ne possède pas de contrat écrit ou de bulletin de paie. Elle vaut 0 s'il possède à la fois un bulletin de paie et un contrat. Elle n'est pas définie pour les travailleurs indépendants, car elle n'a pour eux aucun sens. Nous ne distinguons pas, pour les travailleurs possédant un contrat, les contrats à durée déterminée des contrats à durée indéterminée.

La deuxième variable ne concerne que les travailleurs indépendants. Elle vaut 1 si un indépendant n'a aucun employé, salarié ou non. Les professions libérales intellectuelles exercées solitairement ne sont pas considérées comme vulnérables (tels les informaticiens, les médecins, les notaires ou les avocats).

Tableau 2  
Distribution des critères de vulnérabilité sur l'ensemble des sept villes

Critères		Secteur privé formel	Secteur informel	Ensemble du secteur privé
<b>Précarité contractuelle :</b> sans contrat OU sans bulletin de paie	Indépendants			
	Dépendants	0,49	0,97	0,76
	Tous			
<b>Indépendants sans employés</b> (même non salariés)	Indépendants	0,11	0,68	0,66
	Dépendants			
	Tous			
<b>Mauvaises conditions de travail :</b> local non dédié à l'activité	Indépendants	0,17	0,60	0,59
	Dépendants	0,05	0,22	0,15
	Tous	0,06	0,50	0,42
<b>Irrégularité de l'emploi :</b> travail à la journée, à la tâche, saisonnier	Indépendants	0,13	0,20	0,20
	Dépendants	0,10	0,15	0,13
	Tous	0,10	0,19	0,17
<b>Irrégularité de la rémunération :</b> rémunéré sous une autre forme qu'un salaire fixe (mois, quinzaine, semaine) ou, pour les travailleurs indépendants, qu'en bénéficiaires	Indépendants	0,06	0,05	0,05
	Dépendants	0,18	0,40	0,31
	Tous	0,17	0,14	0,15
<b>Sous-emploi visible :</b> durée de travail hebdomadaire inférieure à l'horaire légale ET inférieure à la durée désirée	Indépendants	0,09	0,13	0,13
	Dépendants	0,07	0,07	0,07
	Tous	0,07	0,12	0,11
<b>Exercice d'une activité secondaire vulnérable :</b> en dehors du secteur public, dans un lieu ou local non dédié à l'activité, dans une entreprise de moins de 5 personnes.	Indépendants	0,00	0,02	0,02
	Dépendants	0,01	0,01	0,01
	Tous	0,01	0,01	0,01
<b>Instabilité dans l'emploi :</b> dans une trajectoire descendante ou instable de carrière	Indépendants	0,01	0,03	0,03
	Dépendants	0,08	0,08	0,08
	Tous	0,07	0,04	0,05
<b>Emploi non désiré :</b> départ involontaire de l'emploi précédent et insatisfaction dans l'emploi	Indépendants	0,05	0,06	0,06
	Dépendants	0,09	0,06	0,07
	Tous	0,09	0,06	0,06
<b>Vulnérable :</b> au moins un des critères de vulnérabilité satisfait	Indépendants	<b>0,42</b>	<b>0,87</b>	<b>0,86</b>
	Dépendants	<b>0,62</b>	<b>0,98</b>	<b>0,82</b>
	Tous	<b>0,60</b>	<b>0,90</b>	<b>0,85</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

Lecture : la moyenne de la variable de précarité contractuelle, sur le sous-échantillon des travailleurs dépendants du secteur privé formel ayant déclaré un revenu strictement positif, est de 0,49, c'est-à-dire que 49 % des dépendants du secteur privé formel ne possèdent pas de contrat écrit ou pas de bulletin de paie.

La pénibilité de l'activité est appréhendée par le lieu ou le local dans lequel l'individu exerce son emploi. Cette variable vaut 1 si l'individu exerce son emploi principal de façon ambulante, à un poste improvisé ou fixe sur la voie publique, au domicile des clients ou dans son domicile sans installation particulière. Elle vaut 0 s'il exerce sa profession dans son véhicule, dans son domicile avec une installation particulière, sur un marché public ou dans un local professionnel (y compris les champs dans le cas du maraîchage urbain). Si certains emplois ne nécessitent pas de local bien que n'étant pas éprouvants physiquement, l'existence d'un local, d'un bureau ou d'un cabinet pour des professions libérales ou intellectuelles est tout de même un gage de stabilité et de non-pénibilité de l'activité. Si toute profession intellectuelle devait être exclue de la vulnérabilité en termes de conditions de travail, cela reviendrait à définir à priori un profil de travailleurs vulnérables (basé en majorité sur les vendeurs ambulants et les domestiques *versus* les professions intellectuelles) et serait en contradiction avec l'analyse des multiples formes de la vulnérabilité et de son lien avec les revenus.

L'irrégularité de l'emploi est une source de vulnérabilité. En effet, PAGÈS (2003) souligne que la vulnérabilité dans l'emploi « est polysémique et recouvre autant les différentes formes de sous-emploi que l'absence de sécurité socio-économique au travail, qui relève plus de variables institutionnelles (contractualisation, respect des règles du code du travail...) et de leur ancrage dans le temps (irrégularité du travail, absence de stabilisation dans l'emploi) ». Ainsi, même si un emploi est protégé ou s'exerce dans de bonnes conditions, l'irrégularité de l'emploi fait que cette protection n'est pas garantie dans le temps et que le risque de sous-emploi visible est élevé. Aussi, l'irrégularité de l'activité est considérée comme un critère de vulnérabilité. La variable emploi irrégulier vaut 1 si l'individu exerce son emploi à la tâche, à la journée ou de façon saisonnière. Elle vaut 0 si son emploi est continu.

La variable de rémunération irrégulière est égale à 1 si un travailleur dépendant n'est pas payé sous forme de salaire fixe (mois, quinzaine, semaine) ou si un travailleur indépendant n'est pas payé sous forme de salaire fixe ou de bénéfices (c'est-à-dire s'il est payé au jour, à l'heure, à la tâche, sous forme de commission, en nature ou s'il n'est pas rémunéré). Cette variable est différente de la précédente. Un travailleur exerçant un emploi régulier peut être rémunéré de façon irrégulière (cela est fréquent). Il est alors supposé plus vulnérable puisqu'il ne peut prévoir sa situation dans les jours ou les semaines qui viennent.

PAGÈS (2003) définit la vulnérabilité, entre autres, par la situation de sous-emploi ou la probabilité d'y entrer. Le sous-emploi visible correspond à la situation dans laquelle un individu travaille moins que la durée légale de travail alors qu'il souhaiterait travailler davantage. La notion de sous-emploi visible s'apparente ici à celle de chômage technique. La variable sous-emploi vaut 1 si l'individu travaille moins que 35 heures et qu'il désire travailler davantage, et 0 sinon.

L'exercice d'une activité secondaire peut traduire dans certains cas une situation de sous-emploi ou d'instabilité dans l'activité principale. Certes, des salariés de la fonction publique ou du secteur privé formel, souvent considérés comme non vulnérables du fait de leur appartenance à ces secteurs, exercent parfois une activité secondaire, en prévision de leur retraite ou pour leurs enfants. Cependant, un individu en sous-emploi, visible ou invisible, ou un travailleur à la tâche peuvent exercer une activité secondaire pour s'assurer un revenu lorsqu'ils sont en situation de chômage technique dans leur activité principale. L'exercice d'une activité secondaire peut apparaître alors comme une façon d'atténuer, de diversifier les risques de perte ou de baisse de revenus. La variable d'activité secondaire vaut 1 si l'individu exerce une activité secondaire vulnérable, c'est-à-dire en dehors du secteur public, dans un lieu ou local non dédié à cette activité et dans une entreprise de moins de cinq personnes, et si le nombre d'heures cumulées des deux activités est supérieur ou égal à 70 heures.

PAGÈS (2005) souligne l'importance de la prise en compte de l'aspect dynamique de la vulnérabilité. La situation d'emploi précédente a un impact sur les capacités et les comportements des travailleurs (le sens de la causalité qualification-emploi est inversé). L'auteure appréhende la dimension dynamique de la vulnérabilité au travail en termes de mobilité du travail et d'insertion professionnelle. Dans la même optique, nous définissons deux critères dynamiques de vulnérabilité.

L'instabilité dans l'emploi est définie par un changement d'emploi sans amélioration ou avec détérioration de statut dans les cinq dernières années. Cette variable vaut 0 si l'individu occupe son premier emploi, ou s'il est sorti, durant les cinq dernières années, d'une période de chômage ou d'inactivité. Elle vaut également 0 s'il est toujours dans le même emploi depuis cinq ans. Enfin, elle vaut 0 si l'individu a connu un changement d'emploi avec amélioration de l'emploi (au sens de la CSP, reflétant ainsi une mobilité occupationnelle ascendante) au cours des cinq dernières années. En revanche, elle vaut 1 dès lors que l'individu a changé d'emploi au cours des cinq dernières années sans amélioration de statut (dégradation de la CSP ou CSP identique). La hiérarchie des statuts adoptée est la suivante, du plus haut au plus bas : cadres supérieurs, ingénieurs ou assimilés ; cadres moyens et agents de maîtrise ; employés et ouvriers qualifiés et semi qualifiés ; manœuvres ; apprentis et aides familiaux. Pour le passage d'un statut de travailleur indépendant à un statut de travailleur dépendant, la raison du changement d'emploi, volontaire ou involontaire (mise à la retraite, licenciement, faillite ou restructuration), est utilisée pour déterminer si le changement d'emploi représente une ascension occupationnelle ou pas.

Un emploi non désiré est défini comme s'exerçant à la suite d'un départ involontaire de l'emploi précédent et ne satisfaisant pas le travailleur. L'insatisfaction dans l'emploi est mesurée par la réponse à une question sur les objectifs de l'individu (garder son emploi ou en changer et, si l'enquêté répond désirer en changer, pour quel type d'emploi ; voir chapitre 3). Un emploi non désiré est

plus probablement exercé du fait de contraintes et donc en inadéquation avec les compétences, qualifications et goûts du travailleur. En effet, un travailleur peut être insatisfait de son travail car il est surqualifié pour l'exercer, parce que les conditions de cet emploi sont physiquement difficiles, parce que les horaires lui sont inadaptés... Exercer un emploi non désiré peut donc signifier un emploi de subsistance, un « emploi de secours », occupé dans l'espoir de gains immédiats.

D'autres critères potentiels de vulnérabilité n'ont pas été pris en compte. Par exemple, nous ne créons pas de variable de protection sociale comme le fait PAGÈS (2005). En effet, toutes les prestations sociales seront prises en compte dans notre variable de revenu. Cependant, l'irrégularité de la rémunération ou l'absence de contrat écrit, par exemple, devraient suffire à tenir compte de l'insécurité sociale du travailleur. L'appartenance à un syndicat, comme l'accès à la formation au sein de son entreprise, sont des variables d'intérêt dans l'étude de la vulnérabilité. Cependant, ces phénomènes sont tellement rares dans les capitales étudiées que nous les considérons comme négligeables.

Nous définissons alors pour chaque statut d'emploi (dépendant ou indépendant) l'intensité de la vulnérabilité  $I$  comme la somme des huit critères précédemment définis s'appliquant à ce statut. Selon les villes et les secteurs, l'intensité maximale de la vulnérabilité varie de 4 à 7. Dans aucune ville n'est atteint le degré maximal de 8, obtenu quand tous les critères de vulnérabilité applicables à un statut sont remplis (tableau 3).

Une indicatrice dichotomique de vulnérabilité, construite en fixant un seuil de vulnérabilité (un nombre minimum de critères de vulnérabilité à remplir pour être considéré vulnérable), aurait simplifié notre mesure. Cependant, l'effet de la vulnérabilité sur les revenus peut être non linéaire et, si tel était le cas, une indicatrice dichotomique ne permettrait pas de le mettre en évidence. Le fait qu'un travailleur remplisse 1 ou 2 critères de vulnérabilité peut résulter de contraintes qui lui sont imposées sur le marché du travail. En revanche, si un certain niveau de vulnérabilité peut être imposé au travailleur, il peut également être choisi par ce travailleur, qui acceptera parfois une plus grande vulnérabilité dans ses conditions de travail si elle lui apporte un revenu supérieur.

## Statistiques descriptives

La précarité contractuelle touche quasiment la totalité (97 %) des travailleurs dépendants du secteur informel (tableau 2). Plus surprenant, elle touche la moitié des employés du secteur privé formel : 49 % n'ont pas de contrat écrit ou pas de bulletin de paie. De même, 18 % des travailleurs dépendants du secteur privé formel et 40 % des travailleurs dépendants du secteur privé informel n'ont pas de rémunération fixe. Cela implique que la distinction entre les entreprises privées formelles et les entreprises privées informelles est insuffisante pour l'analyse des conditions de vie et d'emploi des travailleurs.

Les principales sources de vulnérabilité des travailleurs indépendants du secteur informel sont l'exercice de leur emploi dans de mauvaises conditions (60 %

Tableau 3  
Distribution de l'intensité de la vulnérabilité

	Niamey		Ouagadougou		Dakar		Bamako		Cotonou		Lomé		Abidjan	
Distribution de l'intensité de la vulnérabilité dans le secteur privé formel														
Intensité (de 0 à 8)	Effectifs	%												
0	136	(33,3)	129	(38,4)	424	(44,6)	185	(40,9)	194	(38,1)	90	(29,8)	321	(38,9)
1	112	(27,4)	110	(32,7)	243	(25,6)	175	(38,7)	199	(39,1)	116	(38,4)	280	(33,9)
2	87	(21,3)	55	(16,4)	160	(16,8)	68	(15,0)	69	(13,6)	58	(19,2)	145	(17,6)
3	46	(11,3)	26	(07,7)	88	(09,3)	19	(04,2)	35	(06,9)	27	(08,9)	42	(05,1)
4	23	(05,6)	16	(04,8)	29	(03,1)	5	(01,1)	11	(02,2)	7	(02,3)	28	(03,4)
5	4	(01,0)	0	(00,0)	6	(00,6)	0	(00,0)	0	(00,0)	3	(01,0)	8	(01,0)
6	1	(00,2)	0	(00,0)	0	(00,0)	0	(00,0)	1	(00,2)	1	(00,3)	1	(00,1)
7	0	(00,0)	0	(00,0)	0	(00,0)	0	(00,0)	0	(00,0)	0	(00,0)	0	(00,0)
<b>Total</b>	<b>409</b>	<b>(100,0)</b>	<b>336</b>	<b>(100,0)</b>	<b>950</b>	<b>(100,0)</b>	<b>452</b>	<b>(100,0)</b>	<b>509</b>	<b>(100,0)</b>	<b>302</b>	<b>(100,0)</b>	<b>825</b>	<b>(100,0)</b>
Distribution de l'intensité de la vulnérabilité dans le secteur privé informel														
0	126	(05,7)	329	(12,0)	286	(08,2)	263	(09,15)	306	(09,5)	267	(09,4)	347	(12,2)
1	502	(22,5)	848	(30,9)	1 077	(30,8)	933	(32,1)	1 029	(31,8)	738	(25,8)	995	(35,0)
2	761	(34,1)	907	(33,0)	1 102	(31,6)	1 035	(35,6)	1 241	(38,4)	1 052	(36,8)	972	(34,2)
3	502	(22,5)	450	(16,4)	644	(18,4)	495	(17,0)	488	(15,1)	508	(17,8)	372	(13,1)
4	263	(11,8)	166	(06,1)	300	(08,6)	154	(05,3)	151	(04,7)	235	(08,2)	124	(04,4)
5	68	(03,1)	40	(01,5)	72	(02,1)	25	(00,9)	19	(00,6)	49	(01,7)	23	(00,8)
6	8	(00,4)	5	(00,2)	10	(00,3)	1	(00,0)	2	(00,1)	8	(00,3)	8	(00,3)
7	0	(00,0)	0	(00,0)	1	(00,0)	0	(00,0)	0	(00,0)	0	(00,0)	1	(00,0)
<b>Total</b>	<b>2 230</b>	<b>(100,0)</b>	<b>2 745</b>	<b>(100,0)</b>	<b>3 492</b>	<b>(100,0)</b>	<b>2 906</b>	<b>(100,0)</b>	<b>3 236</b>	<b>(100,0)</b>	<b>2 857</b>	<b>(100,0)</b>	<b>2 842</b>	<b>(100,0)</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

Lecture : Les traits coupants les distributions représentent l'emplacement de l'intensité moyenne de vulnérabilité. Ainsi, dans le secteur privé formel de Niamey, la vulnérabilité moyenne est de 1,3, donc un trait est tracé entre 1 et 2.

d'entre eux), à savoir sans local ou lieu dédié à leur emploi, et l'auto-emploi, c'est-à-dire le fait de n'avoir aucun employé (68 % d'entre eux). Ces proportions sont moindres dans le secteur privé formel, dans lequel les travailleurs indépendants sont très minoritaires (moins de 20 % dans toutes les villes). Les conditions de travail des travailleurs dépendants et indépendants sont très similaires. La plupart des travailleurs indépendants travaillent seuls à leur propre compte en tant que vendeurs de rue, tandis que d'autres sont coiffeurs, réparateurs, mécaniciens, maçons, menuisiers, ferronniers, etc. La similarité de leurs conditions de travail justifie de former une seule catégorie d'analyse, en contrôlant leur statut de dépendance par une variable.

18 % des travailleurs dépendants du secteur privé et 14 % des travailleurs indépendants du secteur privé ne sont pas du tout vulnérables puisqu'ils ne satisfont à aucun critère de vulnérabilité. Ces taux cachent une grande disparité selon les secteurs formel et informel. En effet, dans le seul secteur informel, ces taux descendent respectivement à 2 % et 13 %. Au total, 85 % des travailleurs des secteurs privés de l'ensemble des capitales économiques étudiées sont vulnérables selon au moins un critère.

## Tester l'existence de mécanismes compensatoires de la vulnérabilité

Dans un premier temps, les déterminants de la vulnérabilité sont analysés à l'aide d'un modèle linéaire simple, dont la variable dépendante est l'intensité de la vulnérabilité. Les variables explicatives introduites sont des indicatrices du statut de l'individu dans son ménage (1 si chef de ménage) et du secteur institutionnel du père de l'individu à l'âge de 15 ans (public, privé formel ou informel). Nous notons  $Z$  ces premières variables. L'ensemble des variables de contrôle, présentes dans toutes les équations estimées ( $X$ ), est constitué du sexe, de l'éducation (nombre d'années d'études achevées avec succès) et son carré, de l'expérience potentielle et son carré, de la religion (chrétien, référence : musulman), du statut migratoire (migrant rural, urbain ou étranger, référence : natif de la ville étudiée), du statut marital (en union, référence : veuf, divorcé ou célibataire), de l'ancienneté dans l'entreprise ou l'activité principale et son carré et du statut d'indépendant (patron ou travailleur à son compte *versus* travailleur dépendant).

Dans un second temps, pour tester l'existence de compensation de la vulnérabilité par les gains, nous estimons le logarithme du revenu horaire de l'activité principale pour chaque ville. Dans ce revenu sont inclus les prestations telles que les primes de fin d'année, la participation aux bénéfices, les congés payés, le service médical particulier, la sécurité sociale et autres primes et les avantages

en nature, tels que le logement, l'électricité, le transport. Il est calculé à partir du revenu mensuel du mois de référence et du nombre d'heures travaillées par semaine.

### Approche quantitative

Nous parlons d'approche quantitative lorsque nous étudions l'impact de l'intensité de la vulnérabilité sur les revenus. Selon cette approche, c'est le nombre cumulé de critères de vulnérabilité que remplit un individu qui compte et non tel ou tel critère.

Soit  $h$  un indicateur ' de secteur institutionnel ( $h = 1$  : revenu nul,  $h = 2$  : secteur public,  $h = 3$  : secteur privé formel et  $h = 4$  : secteur informel). Nous souhaitons estimer, dans les secteurs privés formel et informel, l'effet  $\varphi_h = (\varphi_{1h}, \varphi_{2h})$  de l'indice de vulnérabilité  $I$  sur le revenu à partir de :

$$Y_h = \beta_h X + \varphi_{1h} I + \varphi_{2h} I^2 + \varepsilon_h \quad \forall h = 3,4 \quad (1)$$

L'introduction d'un polynôme  $I^2$  de degré deux en l'intensité de la vulnérabilité permet de prendre en compte une éventuelle non-linéarité de l'effet de la vulnérabilité sur le revenu.  $Y_h$  n'est observé que si l'individu possède un emploi rémunéré et si le secteur  $h$  est choisi par l'individu.

Les marchés de l'emploi des pays en développement étant segmentés, il existe potentiellement une sélection à l'entrée dans un secteur, en plus de la sélection à l'entrée sur le marché du travail (voir chapitres 5 et 6). Il est donc nécessaire de recourir à un modèle de sélection. Nous utilisons alors la méthode de LEE (1983), extension de la méthode d'Heckman, pour estimer l'équation de gains avec sélection multinomiale. Cette méthode permet de corriger le biais de sélection, en estimant :

$$Y_h = \beta_h X + \varphi_{1h} I + \varphi_{2h} I^2 + \lambda_h + \kappa_h \quad \forall h = 3,4 \quad (2)$$

où  $\lambda_h$ , généralisation de l'inverse du ratio de Mills de la méthode d'Heckman, corrige le biais de sélection créé par le fait que l'appartenance au secteur  $h$  plutôt qu'au secteur  $k$  ( $k \neq h$ ) peut résulter de l'action de variables inobservables liées également au revenu. Il s'interprète comme la différence entre le revenu d'un premier individu du secteur  $h$  et le revenu qu'aurait touché un deuxième individu, tiré aléatoirement parmi l'échantillon de première équation (c'est-à-dire un individu pouvant appartenir à tout secteur) et ayant les mêmes caractéristiques observables que le premier, s'il avait appartenu au secteur  $h$ .

Dans notre modèle, les variables identifiantes nécessaires à la robustesse du modèle de sélection, notées  $M$ , sont l'inverse du ratio de dépendance (nombre d'actifs occupés sur taille du ménage), une indicatrice prenant la valeur 1 si le père de l'individu a été à l'école primaire et zéro sinon et une indicatrice prenant la valeur 1 si le chef du ménage de l'individu est une femme et zéro sinon. Ces variables sont introduites dans l'équation de sélection (modèle logit multinomial à 4 modalités pour  $h : 1 \dots 4$ ), dont est issu  $\lambda_h$ , mais pas dans l'équation de gains. L'hypothèse est qu'elles n'influent sur le revenu que par le biais de l'allocation sectorielle.

Une seconde difficulté à résoudre est que l'intensité de la vulnérabilité est potentiellement endogène. Il peut exister des caractéristiques inobservables affectant à la fois la variable explicative de vulnérabilité et le niveau des gains. Ce serait le cas s'il existait par exemple une sélection des « mauvais » (meilleurs) travailleurs, caractéristique bien souvent inobservée dans les enquêtes, vers les statuts d'emploi où la vulnérabilité est la plus répandue. Dans ce cas, un éventuel effet positif de la vulnérabilité sur les revenus pourrait être sous-(sur)estimé. L'ignorer pouvant conduire à des estimateurs non convergents de  $\varphi_h = (\varphi_{1h}, \varphi_{2h})$ , il est donc nécessaire d'instrumenter  $I$ .

Pour ce faire, nous utilisons la méthode de la fonction de contrôle plutôt que l'estimateur des doubles moindres carrés (GAREN, 1984 ; WOOLDRIDGE, 2005). En effet, dans le cas où le revenu n'est pas linéaire en la variable potentiellement endogène (ici l'intensité de la vulnérabilité), cette méthode fournit des estimateurs plus précis que la méthode des doubles moindres carrés (CARD, 2001). Cette méthode consiste à régresser, en première étape, l'intensité de la vulnérabilité sur les caractéristiques individuelles  $X$  et sur les variables instrumentales  $Z$ , non corrélées à  $\kappa$ , le résidu de l'équation de gains (2), et (partiellement) corrélées à  $I$  (équation 3). Ces instruments sont l'indicatrice du statut de chef de ménage et les indicatrices du secteur institutionnel du père de l'individu quand il avait 15 ans. Ces variables n'ont à priori pas d'impact direct sur le revenu de l'activité, puisqu'elles ne concernent pas la productivité ou les capacités du travailleur, ni le type d'emploi occupé. En revanche, les chefs de ménage pourraient être incités à accepter un travail vulnérable pour répondre à des urgences du ménage, mais il est plus probable qu'ils recherchent un travail moins vulnérable pour garantir la stabilité des revenus du ménage. Toutes choses égales par ailleurs, les chefs de ménage pourraient adopter des stratégies à plus long terme et être moins attirés par des gains à court terme au prix de la vulnérabilité dans l'emploi. L'occupation du père lorsque l'enquêté avait 15 ans constitue une autre source de variation exogène. L'occupation du père est susceptible d'influer sur l'aversion, l'attrance ou la résistance à la vulnérabilité dans l'emploi.

$$I = \alpha_h X + \gamma_h Z + \mu_h \quad \forall h = 3,4 \quad (3)$$

Le résidu estimé de cette première régression linéaire,  $\square$ , est introduit comme variable explicative, contrôlant de l'hétérogénéité non observée, dans l'équation de gains.

$$Y_h = \beta_h X + \varphi_{1h} I + \varphi_{2h} I^2 + \lambda_h + \square_h + \kappa_h \quad \forall h = 3,4 \quad (4)$$

Les estimateurs obtenus de  $\varphi_h = (\varphi_{1h}, \varphi_{2h})$  sont convergents si le modèle satisfait les conditions classiques d'identification et si les instruments sont indépendants de  $\square$  et non corrélés aux résidus de l'équation de gains,  $\kappa_h$ .

Pour toutes les estimations, les écarts types sont estimés par la méthode du bootstrap (500 répliquations) car biaisés en raison de la nature de nos estimations en deux étapes.

## Approche distributive

L'impact de la vulnérabilité sur le revenu peut différer le long de la distribution des revenus (voir section 2). Ces effets potentiels sont pris en compte à l'aide de régressions de quantiles.

Dans un premier temps, l'estimation de l'équation (1) est reprise par quantiles conditionnels, tels que :

$$q_{\tau}(Y_h|X, I, P^2) = \beta_h(\tau)X + \varphi_{1h}(\tau)I + \varphi_{2h}(\tau)P^2 \quad \forall h = 3,4 \quad (5)$$

où  $q_{\tau}(Y_h|X, I, P^2)$  est le  $\tau^e$  quantile conditionnel de  $Y_h$  et où le vecteur  $\beta_h(\tau)$  et les coefficients estimés  $\varphi_{1h}(\tau)$  et  $\varphi_{2h}(\tau)$  fournissent les effets des différents régresseurs au  $\tau^e$  quantile de la distribution des revenus dans le secteur  $h$ .

Les effets de sélection ne sont pas pris en compte dans ce cadre. Alors que la méthode de la fonction de contrôle peut être aussi mobilisée dans le cas de régression de quantile, il n'existe pas, à notre connaissance, de modèles permettant d'estimer des régressions de quantiles avec une sélection multinomiale. Aussi, dans cette approche distributive, nous corrigeons uniquement l'endogénéité supposée de la vulnérabilité. Cela n'est pas un inconvénient majeur car, comme nous l'apprenons dans la section 4, les résultats de l'approche quantitative ne sont pas sensibles à la prise en compte d'un éventuel effet de sélection.

# Résultats

## Approche quantitative

### *Déterminants de la vulnérabilité et qualité des instruments*

Le tableau 4 construit à partir des modèles (1), (2) et (4) présentés précédemment montre les effets marginaux de l'indicateur de vulnérabilité sur les gains, calculés au point moyen de vulnérabilité<sup>7</sup>. Que la sélection des échantillons et l'endogénéité de la vulnérabilité soient ou non corrigées, l'effet marginal de la vulnérabilité au point moyen est négatif dans les deux secteurs et pour toutes les villes, excepté dans le secteur informel de Dakar où cet effet est légèrement positif. Dans les deux secteurs privés, formel et informel, la correction de la sélection change très peu les résultats. En revanche, la correction de l'endogénéité de la vulnérabilité modifie l'ampleur des effets marginaux. L'effet marginal de la vulnérabilité sur les gains était déjà nettement négatif avant correction de l'endogénéité. Une fois l'endogénéité prise en compte, l'impact de la vulnérabilité est toujours négatif et beaucoup plus important.

7. L'ensemble des tableaux de régressions est disponible auprès des auteurs.

Dans le secteur privé formel, un point supplémentaire de vulnérabilité entraîne une baisse de revenu de 16 % (Cotonou) à 34 % (Dakar). Dans le secteur informel, l'effet marginal de la vulnérabilité sur les gains est plus faible. Si l'endogénéité de la vulnérabilité n'avait pas été prise en compte, l'effet de la vulnérabilité sur le revenu aurait été jugé négligeable. En revanche, une fois prise en compte l'endogénéité de la vulnérabilité, celle-ci a un impact important sur les gains. Un point de vulnérabilité supplémentaire entraîne une baisse de revenu de 3 % (Cotonou) à 20 % (Abidjan). L'effet marginal est positif à Dakar seulement. Ainsi, si un travailleur passe d'une intensité de vulnérabilité de 2 points à une vulnérabilité de 3 points, ses gains augmentent en moyenne de 1 %.

Tableau 4  
Effets marginaux de l'intensité de la vulnérabilité sur le revenu

	Niamey	Ouagadougou	Dakar	Bamako	Cotonou	Lomé	Abidjan
<i>Effet marginal au point moyen de vulnérabilité dans le secteur privé formel</i>							
Sans corriger la sélection, vulnérabilité exogène	-14,3 %	-9,3 %	-16,2 %	-13,9 %	-10,9 %	-7,4 %	-12,6 %
En corrigeant la sélection, vulnérabilité exogène	-14,2 %	-9,3 %	-16,2 %	-13,8 %	-10,9 %	-7,0 %	-12,5 %
En corrigeant la sélection, vulnérabilité endogène	-23,0 %	-22,5 %	-33,5 %	-37,3 %	-15,5 %	-24,8 %	-24,2 %
Observations	409	336	950	452	509	302	825
Intensité moyenne	1,325	1,077	1,024	0,858	0,967	1,199	1,035
<i>Effet marginal au point moyen de vulnérabilité dans le secteur informel</i>							
Sans corriger la sélection, vulnérabilité exogène	-1,0 %	-1,7 %	0,2 %	-1,3 %	-0,6 %	-0,1 %	-2,8 %
En corrigeant la sélection, vulnérabilité exogène	-1,0 %	-1,6 %	0,2 %	-1,3 %	-0,7 %	-0,3 %	-2,9 %
En corrigeant la sélection, vulnérabilité endogène	-9,7 %	-15,6 %	1,0 %	-17,2 %	-3,4 %	-13,1 %	-19,9 %
Observations	2 230	2 745	3 492	2 906	3 236	2 857	2 842
Intensité moyenne	2,229	1,787	1,959	1,801	1,757	1,960	1,661

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

Note : calcul de l'effet marginal au point moyen d'intensité (noté  $\bar{T}$ ) :

$$\log(y) = a + b \cdot I^2 \Rightarrow y = \exp(a + b \cdot I^2) \Rightarrow \text{em}(\bar{T}) = \frac{\partial y}{\partial I}(\bar{T}) = (2\hat{a} + 2\hat{b}\bar{T}) \cdot \exp(\hat{a} \cdot \bar{T} + \hat{b} \cdot \bar{T}^2)$$

### La convexité de l'effet de la vulnérabilité sur les gains

Ces effets marginaux sont calculés au point moyen de l'intensité de la vulnérabilité. Dans le secteur privé formel, les travailleurs remplissent en moyenne un critère de vulnérabilité parmi huit critères. Dans le secteur informel, ce point moyen de vulnérabilité est proche de 2. Aussi, pour déceler d'éventuels effets

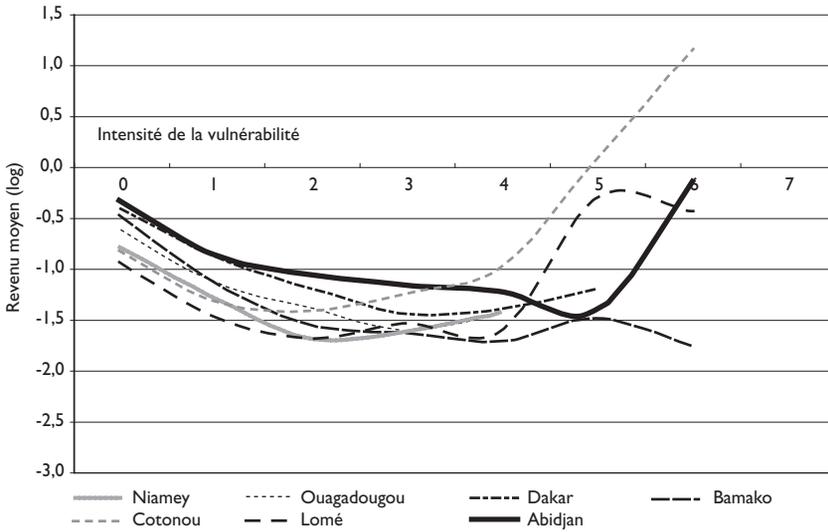


Figure 1  
 Revenu moyen prédit (modèle de Lee avec endogénéisation de la vulnérabilité),  
 selon l'intensité de la vulnérabilité dans le secteur privé formel.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

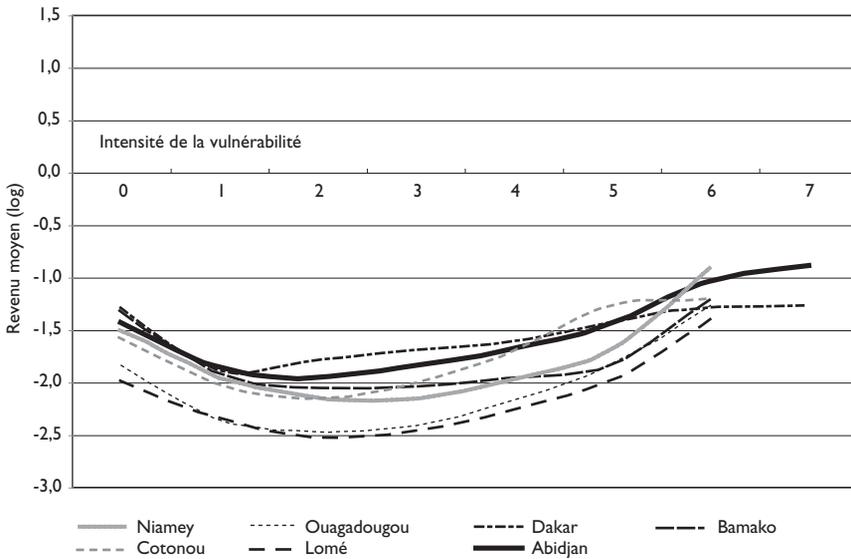


Figure 2  
 Revenu moyen prédit (modèle de Lee avec endogénéisation de la vulnérabilité),  
 selon l'intensité de la vulnérabilité dans le secteur privé informel.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

de compensation pour des niveaux plus élevés de vulnérabilité que la moyenne, il est nécessaire d'étudier les coefficients estimés du polynôme de degré 2 en l'intensité de la vulnérabilité.

D'après les figures 1 et 2 (détails des résultats non présentés ici), quel que soit le modèle utilisé, la vulnérabilité a un effet négatif sur les gains, dans toutes les villes et les deux secteurs institutionnels. Cependant, dans les deux secteurs de toutes les villes, l'effet de la vulnérabilité n'est pas linéaire et présente un profil convexe puisque le coefficient de  $P^2$  est positif et significatif. Cet effet quadratique est significatif au moins au seuil de 5 %, et majoritairement au seuil de 1 % dans toutes les villes et tous les secteurs, excepté dans le secteur privé formel de Bamako. Dans les entreprises formelles bamakoises, la vulnérabilité au carré n'a pas d'impact significatif sur les gains tout comme la vulnérabilité au degré un.

La convexité observée en analyse descriptive résiste donc, dans les secteurs privés formel et informel, une fois que les caractéristiques de l'individu, la sélection et l'endogénéité sont contrôlées. Elle est visible sur les figures 1 et 2 qui représentent le revenu moyen prédit par le modèle de Lee avec endogénéisation de la vulnérabilité, selon le niveau de vulnérabilité (les courbes issues du modèle des MCO et du modèle de Lee simple sont similaires).

Dans le secteur privé formel, le revenu est convexe en l'intensité de la vulnérabilité dans toutes les capitales, mais nettement décroissant. La courbe est convexe, mais la pente ne change pas de signe pour des niveaux faibles de vulnérabilité. Un changement de signe n'apparaîtrait qu'à partir de niveaux de vulnérabilité peu représentés en termes d'effectif (4 ou plus). Autrement dit, les pertes de revenu causées par la vulnérabilité diminuent pour des hauts niveaux de vulnérabilité, mais ne se transforment pas en gains. À Cotonou cependant, le niveau de gains pour une vulnérabilité égale à 4 est proche du niveau de gains obtenu pour une vulnérabilité nulle.

Dans le secteur informel, la convexité est observée pour toutes les villes, les courbes de gains présentant même un profil croissant au-delà d'un niveau de vulnérabilité égale à 2. Dans toutes les villes, le revenu prédit moyen pour une vulnérabilité égale à 4 ou 5 est supérieur au revenu prédit moyen obtenu pour une vulnérabilité égale à 2. À Cotonou, le revenu prédit moyen pour une vulnérabilité égale à 5 est même supérieur au revenu prédit moyen des travailleurs non vulnérables.

L'hypothèse que les gains peuvent compenser un certain niveau de vulnérabilité est donc vérifiée dans le secteur informel. Les travailleurs ayant un niveau de vulnérabilité égale à 2 subissent cette vulnérabilité, qui leur est imposée par le marché de l'emploi. Les travailleurs plus vulnérables sont mieux rémunérés. En accord avec la théorie des salaires compensatoires pour les emplois des travailleurs dépendants (voir section 1), ce résultat peut s'expliquer par le fait que leurs employeurs sont incités à proposer un revenu supérieur pour trouver des employés prêts à exercer un travail si vulnérable. Pour les travailleurs indépendants, la vulnérabilité peut être un moyen de tirer davantage de gains immédiats de leur activité. Par exemple, un travailleur indépendant peut choisir de ne pas

disposer de local de travail, rendant l'exercice de son activité plus vulnérable, si le caractère ambulancier de son activité le rapproche de sa clientèle ou lui ôte le souci de devoir payer un loyer ou un impôt quelconque.

Dans le secteur informel de toutes les villes, l'effet marginal au point moyen de vulnérabilité est négatif (ou faiblement positif à Dakar). Les points moyens de vulnérabilité (environ 2) sont proches des minimas des courbes convexes. À ces points moyens, le revenu est décroissant de la vulnérabilité mais, au-delà, les gains sont croissants de la vulnérabilité. La proportion de travailleurs se trouvant au-delà du niveau moyen de vulnérabilité n'est pas négligeable. Donc, le mécanisme de compensation ou de moindre perte pour des niveaux de vulnérabilité élevés concerne une partie non négligeable de travailleurs. Selon les villes, entre 27 % et 62 % des travailleurs du secteur privé formel sont plus vulnérables que la moyenne (respectivement, à Abidjan et à Cotonou), et entre 38 % et 65 % des travailleurs du secteur informel sont plus vulnérables que la moyenne (respectivement à Niamey et à Lomé).

Dans ces villes, le marché du travail impose un niveau moyen de vulnérabilité. Cette vulnérabilité imposée n'est pas compensée puisque commune à presque tous les travailleurs : elle est une caractéristique du marché de l'emploi. Elle n'est pas un élément de négociation salariale ou une variable d'ajustement du profit pour le travailleur indépendant. En revanche, les travailleurs peuvent négocier des compensations salariales pour des niveaux de vulnérabilité plus élevés. Si un travailleur dépendant s'estime plus vulnérable que la moyenne de ses concitoyens, il sera à même de négocier une compensation salariale. Si un travailleur indépendant est contraint à un certain niveau de vulnérabilité par le marché, il sera enclin à rendre son emploi un peu plus vulnérable, au profit d'un revenu supérieur, puisqu'il n'est plus « à ça près ».

### **Approche distributive**

Cette approche consiste à estimer le modèle (5) pour un certain nombre de quantiles des revenus (voir précédemment). Pour simplifier la présentation, nous ne reportons que les séries des effets marginaux de la vulnérabilité calculés par déciles dans les figures 3 et 4, respectivement pour les secteurs privés formel et informel. Les courbes présentées sont les courbes de tendance de degré 3, plus flexibles que la fonction quadratique. Les effets marginaux sont calculés à l'aide des coefficients issus de régressions de quantiles prenant en compte l'endogénéité de la vulnérabilité. Dans toutes les villes, l'effet marginal de la vulnérabilité sur les gains, au point moyen de vulnérabilité, varie selon la position dans la distribution des revenus.

Dans le secteur privé formel, l'effet marginal de la vulnérabilité au point moyen est négatif tout au long de la distribution. Au point moyen, il n'y a donc aucun mécanisme de compensation dans le secteur privé formel. Les villes de Niamey, Ouagadougou, Dakar, Cotonou et Lomé présentent le même profil de courbes d'effet marginal, concave puis convexe, les points d'inflexion étant proches des

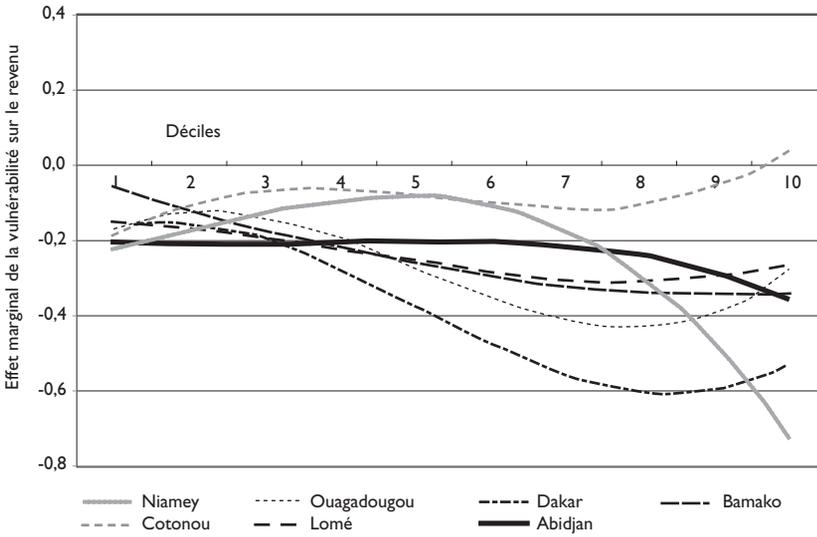


Figure 3

Effet marginal de la vulnérabilité sur le revenu selon le décile dans le secteur privé formel.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

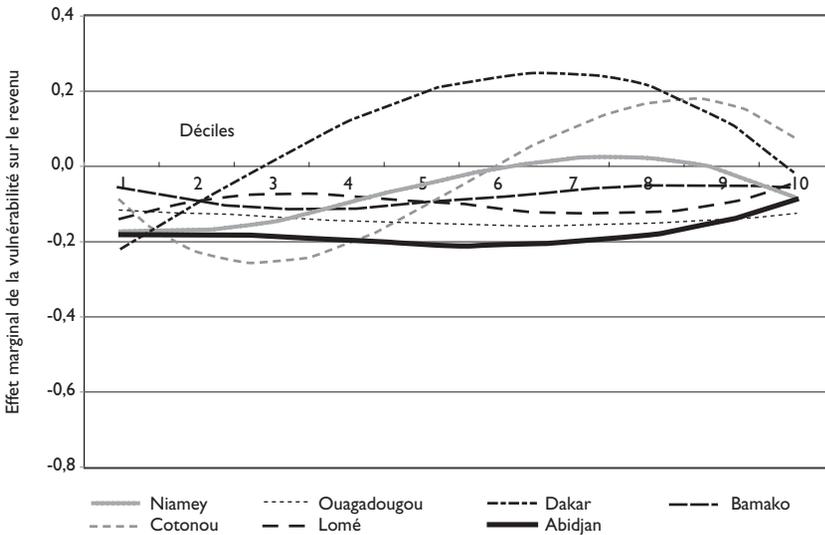


Figure 4

Effet marginal de la vulnérabilité sur le revenu selon le décile dans le secteur privé informel.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

revenus médians des distributions. La courbe de la capitale malienne diffère. Elle est uniquement concave et atteint son maximum pour le revenu médian et l'effet marginal est plus élevé que les autres courbes. Cependant, pour un

individu du 5<sup>e</sup> décile de la distribution ayant un degré moyen de vulnérabilité, un point de vulnérabilité supplémentaire diminue ses gains de 10 %. La courbe d'Abidjan est faiblement convexe dans le bas de la distribution puis concave. L'effet marginal de la vulnérabilité sur les gains varie peu le long de la distribution (entre 20 % et 30 % de perte de revenu).

Dans le secteur informel, les villes de Dakar, Cotonou et Bamako présentent un profil croissant et principalement concave de l'effet marginal de la vulnérabilité le long de la distribution conditionnelle des gains. De plus, l'effet marginal devient positif dès le 3<sup>e</sup> décile à Dakar et dès le 6<sup>e</sup> décile à Cotonou et à Bamako. Ainsi, à Dakar, pour les travailleurs du 7<sup>e</sup> décile ayant un niveau moyen de vulnérabilité, une augmentation d'un point de vulnérabilité entraîne une augmentation moyenne de 25 % des gains. À Cotonou, pour les travailleurs du 9<sup>e</sup> décile ayant un niveau moyen de vulnérabilité, une augmentation d'un point de vulnérabilité entraîne une augmentation moyenne entre 15 % et 20 % des gains. Enfin, à Bamako, l'effet est plus faible mais non négligeable, puisque l'augmentation de gains peut atteindre presque 5 % pour les travailleurs du 8<sup>e</sup> décile. Dans les autres villes (Niamey, Ouagadougou, Lomé et Abidjan), un degré de vulnérabilité supplémentaire n'entraîne pas de hausse des gains par rapport au degré moyen de vulnérabilité, quelle que soit la position sur la distribution. Cependant, à Niamey, les pertes de gains causées par un degré de vulnérabilité supplémentaire diminuent pour les 8<sup>e</sup> et 9<sup>e</sup> déciles.

Dans les villes de Dakar, Cotonou et Bamako, l'effet marginal de la vulnérabilité au point moyen est positif pour les déciles supérieurs de la distribution des gains. Ces villes de Dakar, Cotonou et – dans une moindre mesure – Bamako présentent à la fois la plus forte compensation de vulnérabilité, en termes de gains pour de hauts degrés de vulnérabilité, et des effets positifs de la vulnérabilité pour les hauts revenus, pour des degrés de vulnérabilité moyens.

Ainsi, dans les secteurs informels de ces trois villes, l'effet de la vulnérabilité sur le revenu s'exerce différemment, selon la position relative du travailleur dans l'échelle des rémunérations. À caractéristiques observables égales, un travailleur en bas de la distribution des revenus (pauvre) est pénalisé en termes monétaires de par sa vulnérabilité, alors qu'un travailleur en haut de la distribution (riche) ne l'est pas et reçoit une compensation à sa vulnérabilité. Ceci peut s'expliquer par l'existence d'un pouvoir de négociation plus élevé des travailleurs du haut de la distribution des revenus. Les travailleurs dépendants les plus habiles pourraient être en meilleure posture pour négocier leur salaire à la hausse. Parmi les travailleurs indépendants (qui forment la majorité du secteur informel), les plus pauvres ne pourraient compenser la vulnérabilité de leur activité par un revenu supérieur, car ils ne pourraient adopter de stratégie de croissance du profit, n'ayant aucune marge de manœuvre pour, par exemple, augmenter le prix des biens ou des services qu'ils vendent. Un travailleur indépendant du haut de la distribution des gains pourrait réaliser plus sereinement des arbitrages entre conditions d'emploi et gains en maintenant des prix élevés. De plus, dans les secteurs d'activité à faible revenu, il est possible que l'offre

de travail excède la demande. Aussi, l'employeur n'aurait pas à compenser financièrement les mauvaises conditions de travail, tandis que l'indépendant à son compte ne pourrait se permettre d'augmenter son bénéfice.

## Conclusion

Dans ce chapitre, nous construisons des indicateurs de la vulnérabilité au travail dans sept capitales économiques d'Afrique de l'Ouest (Abidjan, Bamako, Cotonou, Dakar, Lomé, Niamey, Ouagadougou) et étudions leurs liens avec les revenus individuels de l'activité principale. Selon la théorie des salaires compensatoires, formalisée dans les années 1980, les travailleurs pourraient recevoir des compensations pécuniaires à hauteur de la pénibilité de leur tâche ou de leurs conditions de travail. Un certain nombre de travaux empiriques ont récemment mis en évidence l'existence de ce type de compensations dans les pays développés, mais souvent avec des conclusions contradictoires. Notre interprétation du lien entre statut dans l'emploi et revenu s'inspire de ces développements, en les appliquant non pas seulement aux conditions de travail proprement dites mais, plus largement, à la vulnérabilité dans l'emploi (précarité contractuelle, conditions d'exercice, sous-emploi, emploi de secours inadapté aux caractéristiques individuelles), une caractéristique dominante des marchés urbains du travail en Afrique subsaharienne, où l'écrasante majorité des travailleurs exercent leur activité dans la précarité et/ou dans le secteur informel.

L'analyse que nous menons des effets de la vulnérabilité sur les gains est quantitative, avec une approche à la moyenne, et distributive. Alors que la première approche tente de répondre à la question de savoir s'il existe des effets différenciés de la vulnérabilité sur les revenus selon son intensité, la seconde permet d'étudier la divergence des éventuels phénomènes compensatoires le long de la distribution des revenus individuels.

Notre indicateur composite de la vulnérabilité dans l'emploi révèle que 17 % des travailleurs dépendants du secteur privé et 14 % des travailleurs indépendants du secteur privé ne sont pas du tout vulnérables, puisqu'ils ne satisfont à aucun de nos critères de vulnérabilité. Ces proportions cachent toutefois une grande disparité selon les secteurs privés, formel et informel. En effet, dans le seul secteur informel, ces taux descendent respectivement à 2 % et 13 %. Ainsi, 85 % des travailleurs des secteurs privés de l'ensemble des capitales économiques étudiées sont vulnérables selon au moins un critère. Pour l'ensemble des villes, le marché du travail imposerait alors un niveau minimum de vulnérabilité.

L'analyse quantitative révèle que l'effet de la vulnérabilité sur les gains est négatif pour un niveau moyen de vulnérabilité (ou faiblement positif à Dakar). Dans le secteur privé formel, les pertes de revenu causées par la vulnérabilité

diminuent pour des hauts niveaux de vulnérabilité, mais ne se transforment pas en gains. À Cotonou par exemple, le niveau de gains pour une vulnérabilité moyenne dans notre échelle d'intensité est proche du niveau de gains obtenu pour une vulnérabilité nulle. Dans le secteur informel, en revanche, le revenu prédit moyen pour une vulnérabilité élevée est supérieur à ce revenu pour une vulnérabilité relativement faible. Dans le cas de Cotonou, le revenu prédit moyen pour une vulnérabilité de niveau 5 (sur une échelle de 8) est même supérieur à ce revenu des travailleurs non vulnérables. L'hypothèse que les gains moyens peuvent compenser un certain niveau de vulnérabilité est ainsi vérifiée dans le secteur informel. Ce mécanisme de compensation ou de moindre perte, pour des niveaux de vulnérabilité élevés, concernerait de plus une partie non négligeable des travailleurs. Cependant, la vulnérabilité « minimum » imposée n'est pas compensée, puisque commune à presque tous les travailleurs : elle est une caractéristique inhérente du marché de l'emploi des villes étudiées.

L'effet marginal identifié précédemment est estimé par des régressions sur la moyenne des gains, celle-ci masquant des variations d'amplitude de l'effet de la vulnérabilité le long de la distribution des revenus. Nos régressions de quantiles mettent en effet en évidence que l'impact de la vulnérabilité sur les gains n'est pas uniforme, en particulier dans le secteur informel. Ainsi, dans les secteurs informels de Dakar, Cotonou et Bamako, l'effet marginal de la vulnérabilité au point moyen est positif pour les déciles supérieurs de la distribution des gains. Ces villes de Dakar, Cotonou et – dans une moindre mesure – Bamako présentent à la fois la plus forte compensation de vulnérabilité, pour de hauts degrés de vulnérabilité, et des effets positifs de la vulnérabilité moyenne sur les gains en ce qui concerne les plus hauts revenus.

Ainsi, pour des niveaux moyens de vulnérabilité, une compensation salariale existe pour les revenus du haut de la distribution. Le mécanisme de compensation ne concerne en revanche pas les travailleurs les plus pauvres. Bien que les travailleurs dépendants les plus pauvres devraient être les plus âpres dans la négociation salariale pour tenter de tirer de leur activité leur revenu de subsistance, ils ont moins de pouvoir dans la négociation du fait de l'urgence des besoins auxquels ils font face. Les déséquilibres des marchés urbains du travail peuvent également expliquer ce phénomène d'absence de compensation par les gains en bas de la distribution, là où l'offre de travail excède probablement beaucoup la demande. De même, les travailleurs indépendants les plus pauvres subissent davantage leur vulnérabilité et n'adoptent pas de stratégie pour la compenser par le profit (augmentation de recettes ou baisse des dépenses). Un travailleur indépendant du haut de la distribution des gains pourrait réaliser plus sereinement des arbitrages entre conditions d'emploi et gains.

## Partie 2

# Inégalités sur le marché du travail





# Éducation et marchés du travail

*Mathias KUÉPIÉ*

*Christophe J. NORDMAN*

*François ROUBAUD*

## Introduction

En Afrique subsaharienne, l'éducation est souvent considérée comme le principal instrument de la lutte contre la pauvreté, pouvant aider les individus à accéder à de meilleurs emplois et, par conséquent, à accroître leur revenu du travail. Néanmoins, dans les faits, si l'éducation voit son importance fortement réaffirmée en tant que composante intrinsèque du développement et du bien-être des populations dans cette région (via notamment les Objectifs du millénaire pour le développement et l'initiative Éducation pour tous), son efficience économique est, elle, plus contestée. Il est largement admis que le fossé entre éducation et emploi se creuse. Les villes d'Afrique subsaharienne se caractérisent par une montée du chômage, surtout parmi les travailleurs instruits. Ainsi, on assiste à une explosion du nombre de jeunes très qualifiés qui ne parviennent pas à trouver dans le secteur formel un emploi correspondant à leurs qualifications. Ce décalage entre l'investissement (en hausse) dans l'éducation et les opportunités réelles offertes sur le marché du travail constitue un grave problème auquel les autorités sont confrontées. Depuis des années, on sait que les avantages qui existent sur le marché du travail formel (et tout particulièrement dans le secteur public qui prédomine) sont si élevés qu'il pourrait être rationnel, pour les individus, d'intégrer la file d'attente à l'entrée du secteur formel et de ne pas tenir compte des rendements offerts par le marché informel. Dans ce contexte, l'éducation ne semble plus constituer un rempart contre la pauvreté et l'exclusion

sociale en Afrique subsaharienne. Il est donc primordial de réévaluer le rendement externe de l'investissement consacré à l'école dans les pays de cette région.

Le rendement externe des systèmes éducatifs est traditionnellement examiné d'après l'impact de l'éducation reçue sur des parcours de vie individuels à la fin du cursus scolaire ou de formation<sup>1</sup>. Il existe deux types d'impact : un impact économique au sens le plus étroit et un impact social plus large, qui peuvent être l'un et l'autre interprétés sous l'angle individuel ou collectif. La présente étude s'intéresse uniquement à la dimension économique et privée (individuelle) de l'efficacité de l'éducation.

L'analyse des rendements privés conférés par l'éducation se fonde sur la théorie standard du capital humain, selon laquelle les rémunérations des individus diffèrent selon leur niveau de dotation en capital humain. On peut donc penser que l'investissement dans l'éducation constitue un facteur explicatif de la distribution des gains individuels. Ce principe a d'importantes conséquences, car il justifie l'existence d'écart de revenu entre individus sur le marché du travail. Sous l'angle des politiques publiques, si les rendements de l'éducation sont élevés pour les individus issus de milieu pauvre, favoriser l'égalité des chances dans l'accès à l'école serait donc judicieux pour lutter contre la pauvreté. Cependant, l'hypothèse selon laquelle l'éducation, et, partant, la productivité, serait le seul déterminant des écarts de rémunération entre individus suscite de nombreuses objections et critiques. Bien des auteurs démontrent, particulièrement dans un contexte africain, que les théories traditionnelles postulant l'égalité des niveaux de revenu entre individus à la dotation en capital humain identique ne sont pas valides lorsque les marchés sont imparfaits ou segmentés.

Dans la plupart des pays d'Afrique, les marchés sont non seulement imparfaits, mais la nature des contrats de travail interfère aussi, de manière significative, dans la relation entre dotation en capital humain et rémunération. Il est, en particulier, largement admis que les pays en développement comptent quatre types de marché du travail : rural, public, privé formel et informel. Ces marchés ont chacun leurs spécificités, telles que la saisonnalité des emplois et l'incertitude quant au niveau de la demande, la nature des contrats et la structure des salaires et des rémunérations (RAY, 1998 ; HESS et ROSS, 1997 ; SCHULTZ, 2004). Néanmoins, de nombreuses études traitant du lien entre éducation et marché du travail dans ces pays négligent le fait que l'existence de segments d'emploi différents, surtout dans les secteurs rural et informel, peut avoir des répercussions importantes sur le rôle de l'éducation dans l'intégration au marché du travail<sup>2</sup>.

Compte tenu de ces spécificités africaines, nous cherchons ici à analyser les effets de l'éducation sur la rémunération du travail dans sept grandes villes

1. À titre de comparaison, les analyses de l'efficacité *interne* des systèmes éducatifs ont trait aux processus et au fonctionnement des établissements d'enseignement : « d'une manière générale, elles mettent en regard les activités/méthodes organisationnelles des établissements et les résultats des élèves qui n'ont pas encore quitté le système, afin de déterminer quelles situations présentent le meilleur rapport coût-efficacité. » (MINGAT et SUCHAUT, 2000 : 170).

2. Voir KUEPIÉ *et al.* (2009) pour des précisions sur ce point. D'une manière générale, on y trouvera des analyses supplémentaires et/ou plus complètes de certains des constats présentés ici. Nous ajoutons à notre étude précédente une analyse explicite de l'effet de l'éducation sur la participation au marché du travail.

d’Afrique de l’Ouest au sein de l’UEMOA. En prenant la première phase des *enquêtes 1-2-3* menées dans ces sept capitales, nous élargissons le champ d’analyse et affinons les indicateurs habituellement utilisés pour évaluer l’efficacité de l’éducation dans l’intégration au marché du travail en Afrique subsaharienne. À cette fin, nous appliquons exactement la même méthode pour chaque ville. Nous estimons en particulier les déterminants de la répartition du travail entre les secteurs (public/formel privé/informel) et les déterminants du revenu du travail, et avant toute l’influence de l’éducation. Nos données nous permettent de comparer les rendements de la formation professionnelle à ceux de l’enseignement général, à différents niveaux de scolarité. Ce thème est l’un des aspects centraux de la littérature portant sur l’enseignement général et l’enseignement professionnel, qui cherche à savoir lequel des deux présente les rendements les plus élevés. Grâce à nos données d’enquête auprès des ménages, nous tenons compte de deux problèmes économétriques persistants qui se posent lorsque l’on cherche à évaluer l’impact causal de l’éducation sur le revenu : les éventuels biais de sélection imputables au choix endogène du secteur et l’endogénéité potentielle de la variable d’éducation dans la fonction de revenu.

Les résultats que nous obtenons montrent que, bien que l’éducation ne soit pas toujours un rempart contre le chômage, elle accroît effectivement le revenu individuel et permet aux plus instruits de s’insérer sur le créneau le plus rentable : le secteur formel (privé et public). En ce qui concerne la distribution des rémunérations individuelles, nous constatons que la prise en compte d’une variable d’éducation endogène se traduit, le plus souvent, par de meilleurs rendements de la scolarité, particulièrement dans le secteur informel. Dans la plupart des villes d’Afrique de l’Ouest qui composent notre échantillon, c’est avant tout le secteur public qui valorise l’éducation. Viennent ensuite le secteur privé formel, puis le secteur informel. Nous mettons aussi en évidence la convexité des rendements de l’éducation dans toutes les villes et dans tous les secteurs, y compris dans le secteur informel. Plus généralement, nous montrons que l’éducation, même à des niveaux élevés, a des effets importants sur la rémunération des individus dans le secteur informel des grandes villes de l’UEMOA.

La section 1 présente notre méthodologie et les modèles économétriques, la section 2 analyse les résultats issus des estimations, et la dernière section livre nos conclusions<sup>3</sup>.

## Méthodes économétriques

Notre approche méthodologique consiste à estimer différents modèles afin d’évaluer l’incidence de l’éducation dans ses différents aspects (nombre d’années

3. Pour une présentation des données et des statistiques descriptives, nous invitons le lecteur à se référer au premier chapitre de ce livre.

de scolarité, type d'école fréquentée, généraliste ou professionnelle, et diplômes obtenus) sur la rémunération du travail. Nous estimons les revenus d'après le modèle de gains de Mincer, en tenant compte des effets de la sélection de l'échantillon sur la participation des individus et sur le choix du secteur. En outre, nos données nous permettent de résoudre la question d'une éventuelle endogénéité de la variable d'éducation dans la fonction de revenu, au moyen de plusieurs autres techniques qui exploitent des informations sur le contexte familial.

### **Modélisation du choix sectoriel et équation de revenu avec correction du biais de sélection**

Soient :

- $S_j$  les différentes positions sur le marché du travail ( $j = 0$  à  $3$ ) :  $S_0$  = sans emploi,  $S_1$  = secteur public,  $S_2$  = secteur privé formel,  $S_3$  = secteur informel. On peut voir  $S_j$  comme une « fonction de réponse » à un ensemble  $S_j^*$  de variables continues latentes, qui mesure la propension à atteindre la position  $S_j$ .
- $Y_j$  la rémunération obtenue en travaillant dans le secteur  $j$ , avec  $j = 1$  (secteur public),  $2$  (secteur formel) ou  $3$  (secteur informel).

Posons :

$$S_{ij}^* = \beta_j' X_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

et

$$Y_{ij} = \zeta_j' Z_i + \eta_{ij} \quad (2)$$

$X_i$  et  $Z_i$  sont les vecteurs des caractéristiques observables de l'individu (y compris l'éducation),  $\beta_j$  et  $\zeta_j$  les vecteurs de paramètres à estimer et  $\varepsilon_{ij}$  et  $\eta_{ij}$  sont les termes d'erreurs. L'objectif consiste alors à estimer les coefficients  $\zeta_j$  pour chaque secteur.  $Y_j$  n'est observé que si le secteur  $j$  est choisi et, par conséquent,  $\eta_j$  et  $j$  ne sont pas indépendants. Dans ce cas, l'estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO) est potentiellement biaisé.

Dans la régression (1), nous utilisons des modèles logit multinomiaux afin, d'une part, d'estimer les déterminants du choix sectoriel et, d'autre part, de calculer le terme de correction  $\lambda_{ij}$  à partir de la probabilité attendue que l'individu  $i$  travaille dans le secteur  $j$ . La forme généralisée de l'inverse du ratio de Mills (méthode de Lee<sup>4</sup>) est ensuite introduite dans l'équation de revenu pour chaque secteur  $j$  et donne des estimateurs cohérents de  $\beta_j$ .

### **Endogénéité de l'éducation**

Il est largement admis que l'utilisation des MCO pour estimer les rendements de l'éducation à partir de données transversales est potentiellement probléma-

4. Nous avons fait ce choix après des essais avec d'autres méthodes alternatives. Par ailleurs, dans les équations de sélections, nous utilisons, comme variables d'identification, le lien de parenté avec le chef du ménage et/ou le ratio de dépendance au sein du ménage. Nous discutons de ces stratégies de contrôle de la sélectivité dans la version longue de ce chapitre (voir le site qui accompagne cet ouvrage : <http://www.dial.ird.fr/publications>).

tique. Le problème classique est le suivant : l'éducation pourrait être une variable endogène, c'est-à-dire corrélée au résidu de la fonction de revenu en raison de l'hétérogénéité inobservée des individus. Pour le résoudre, on emploie habituellement la méthode des variables instrumentales, ce qui suppose de trouver des variables non corrélées avec l'hétérogénéité inobservée des individus mais avec leur éducation. L'instrumentation repose souvent sur des caractéristiques démographiques des ménages et des individus dont on suppose qu'elles ne sont pas corrélées au terme d'erreur de l'équation de revenu. Ces instruments, généralement utilisés dans les études sur les pays en développement, sont censés saisir diverses influences génétiques et environnementales (SAHN et ALDERMAN, 1988)<sup>5</sup>.

Dans cette contribution, nous traitons la question de l'endogénéité au moyen de diverses techniques. Premièrement, nous prenons comme instruments le niveau d'instruction du père et son emploi principal, et nous choisissons une approche par la fonction de contrôle (FC) (GAREN, 1984 ; WOOLDRIDGE, 2005 ; SÖDERBOM *et al.*, 2006). La méthode faisant appel à la FC est adaptée lorsque le profil revenu/éducation est une fonction non linéaire des paramètres estimés. Comme le montreront nos résultats, l'effet marginal de l'éducation sur le revenu n'est pas constant. Pour de plus amples détails et discussions sur la mise en œuvre de cette méthode, voir KUEPIÉ *et al.* (2009).

À la suite de BLACKBURN et NEUMARK (1995) et de LAM et SCHOENI (1993), ou de ASHENFELTER et ZIMMERMAN (1997), nous avons aussi utilisé différemment les informations sur le contexte familial en les introduisant directement dans les fonctions de revenu. C'est une autre façon d'appliquer la procédure FC (KUEPIÉ *et al.*, 2009).

Ces techniques différentes sont intéressantes à mettre en œuvre, parce que les diverses hypothèses qui les sous-tendent peuvent révéler des traits communs dans les résultats, dont nous pourrions alors considérer qu'ils sont relativement robustes. Partant, même si les questions d'endogénéité ne sont pas parfaitement corrigées, la similarité des résultats découlant de différentes méthodes devrait nous convaincre de leur relative solidité.

## L'impact de l'éducation sur l'insertion dans le marché du travail et les revenus individuels du travail

Examinons maintenant les effets de l'éducation sur les écarts de revenu entre les individus. Nous procédons comme suit. En premier lieu, nous présentons

5. Ainsi, ASHENFELTER et ZIMMERMAN (1997) utilisent comme instrument l'éducation parentale, BUTCHER et CASE (1994) la présence d'une sœur dans la famille, et CARD (1995) la proximité géographique d'un collège en quatre ans.

les résultats issus des fonctions de gains par secteur et agrégées et examinons les résultats obtenus à partir de diverses méthodologies économétriques à notre disposition, en particulier les fonctions de gains corrigées de la sélectivité et de l'endogenéité de la variable d'éducation. En deuxième lieu, nous nous concentrons sur les comparaisons entre les pays, en nous servant d'un ensemble d'estimations jugées les plus fiables pour chaque ville et secteur. Enfin, en troisième lieu, nous proposons une vue d'ensemble des rendements marginaux des différentes qualifications.

## **Éducation, chômage et insertion dans le marché du travail**

L'objectif ici est de mesurer l'efficacité de l'éducation en termes de sortie du chômage et d'intégration dans les différents segments du marché du travail (formel/informel).

### *Chômage et niveau d'éducation*

Les résultats présentés ici proviennent d'un logit de la probabilité d'être au chômage<sup>6</sup> prenant en compte les caractéristiques des individus et des ménages, telles que l'âge, le genre, le statut migratoire, la situation de famille, le revenu par personne dans le ménage, la relation de l'individu au chef du ménage et le ratio de dépendance du ménage. Il en découle que, toutes choses égales par ailleurs, les personnes ne disposant pas du niveau minimum d'instruction semblent moins exposées au chômage que celles qui ont au minimum achevé le cycle primaire, ce qui témoigne probablement d'aspirations moins ambitieuses des premiers en termes d'emploi. Lomé affiche une forte relation positive entre chômage et éducation. Cotonou et Abidjan suivent la même tendance. Dans les autres villes, cette relation prend la forme en cloche due à une baisse du chômage aux niveaux élevés d'éducation. Le fait que l'investissement dans le capital humain ne débouche pas systématiquement sur de l'emploi reflète l'état de dégradation des marchés du travail urbain en Afrique. Cette dégradation est due en partie à l'échec ou à l'absence de politiques d'urbanisation, qui, lorsqu'elles existent, ne parviennent pas, pour de multiples raisons, à donner l'impulsion pour la création d'emplois qualifiés. C'est également une conséquence des politiques d'ajustement structurel, dont le credo était, entre autres choses, de réduire les effectifs de la fonction publique. Cette explication est d'autant plus plausible que pour les personnes de 45 à 59 ans, qui ont donc intégré le marché du travail avant le boom de l'urbanisation et avant que les plans d'ajustement structurel soient pleinement entrés en vigueur, l'enseignement supérieur est synonyme de moindre risque de chômage dans tous les pays.

Même si le fait d'être au chômage est un indicateur d'exclusion du marché du travail, l'emploi ne constitue pas un rempart systématique contre la précarité (voir chapitres 1, 2, 4).

6. Les chiffres sont légèrement différents de ceux présentés dans le chapitre 1 du fait que les niveaux d'éducation retenus ne sont pas exactement les mêmes.

Tableau I  
Impact de l'éducation sur l'allocation des secteurs (modèles de logit multinomial)  
Catégorie de référence : secteur informel

Variables explicatives	Cotonou		Ouagadougou		Abidjan		Bamako		Niamey		Dakar		Lomé	
	Public	Privé formel												
0-6 années de scolarité (primaire)	0,305*** (4,98)	0,183*** (4,36)	0,320*** (8,80)	0,215*** (6,24)	0,266*** (3,36)	0,165*** (6,04)	0,259*** (5,65)	0,102*** (3,21)	0,267*** (7,31)	0,195*** (5,84)	0,328*** (8,32)	0,190*** (8,79)	0,265*** (4,44)	0,204*** (3,83)
7-9 années de scolarité (collège)	0,417*** (6,72)	0,282*** (5,59)	0,573*** (11,14)	0,374*** (6,87)	0,558*** (6,74)	0,243*** (5,63)	0,489*** (6,36)	0,195*** (2,92)	0,518*** (8,54)	0,242*** (4,07)	0,409*** (8,46)	0,250*** (7,01)	0,333*** (5,64)	0,220*** (4,16)
10-13 années de scolarité (lycée)	0,335*** (3,98)	0,327*** (4,35)	0,383*** (4,62)	0,265*** (2,76)	0,449*** (4,51)	0,183*** (2,38)	0,593*** (6,54)	0,445*** (4,84)	0,343*** (4,05)	0,331*** (3,57)	0,365*** (5,09)	0,235*** (3,72)	0,525*** (6,46)	0,382*** (4,89)
+ 13 années de scolarité (supérieur)	0,420*** (7,03)	0,305*** (5,34)	0,159*** (2,33)	0,096 (1,22)	0,402*** (4,70)	0,326*** (4,18)	0,179*** (2,28)	0,076 (0,91)	0,158*** (2,39)	0,121* (1,72)	0,319*** (4,67)	0,280*** (4,30)	0,132*** (2,10)	0,070 (1,08)
Expérience potentielle	0,125*** (5,45)	0,040*** (2,20)	0,155*** (7,75)	0,139*** (6,36)	0,210*** (6,14)	0,096*** (5,73)	0,208*** (8,84)	0,088*** (4,48)	0,100*** (5,24)	0,056*** (2,83)	0,169*** (8,14)	0,077*** (6,11)	0,148*** (5,67)	0,068*** (3,16)
(Expérience potentielle) <sup>2</sup> /100	-0,129*** (-3,36)	-0,038 (-1,27)	-0,169*** (-5,23)	-0,179*** (-5,04)	-0,297*** (-4,35)	-0,129*** (-4,37)	-0,244*** (-6,61)	-0,132*** (-4,34)	-0,109*** (-3,88)	-0,092*** (-3,02)	-0,197*** (-5,64)	-0,081*** (-4,24)	-0,157*** (-3,51)	-0,069* (-1,85)
Femme	-0,508*** (-2,74)	-0,550*** (-3,71)	-0,405*** (-1,97)	-0,541*** (-2,55)	-0,701*** (-2,86)	-1,058*** (-8,11)	-0,536* (-1,94)	-1,319*** (-5,38)	-0,299 (-1,37)	-0,633*** (-3,20)	-0,395*** (-2,50)	-0,768*** (-7,22)	-0,743*** (-3,57)	-1,010*** (-5,12)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,268		0,289		0,285		0,287		0,259		0,231		0,227	
Observations	4 397		4 192		4 259		4 015		3 575		5 291		3 911	

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I : UEMOA, 2001-2002, INS, Afristat, Dial ; nos propres calculs.

Note : les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont le statut migratoire (variables muettes pour les migrants ruraux, urbains et étrangers), la situation de famille (variables muettes pour les célibataires, les individus mariés monogames, les individus mariés polygames, les veufs/veuves, les unions libres et les divorcé(e)s) et des variables muettes pour la religion (musulman, chrétien). Le t de Student est donné entre parenthèses. \*, \*\* et \*\*\* indiquent respectivement que le coefficient est significatif au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

### **L'équilibre « qualitatif » sur les marchés du travail urbain : correspondance entre éducation et emploi**

Pour analyser « l'équilibre qualitatif » sur le marché du travail, nous estimons un modèle de logit multinomial afin de mesurer l'influence nette de l'éducation sur la répartition entre les secteurs (tableau 1). Les résultats montrent qu'indépendamment de la ville et du niveau d'études considérés, une année de scolarité supplémentaire a toujours tendance à produire son impact le plus fort pour l'intégration dans le secteur public, puis dans le secteur privé formel, comparativement à la participation au secteur informel, qui constitue la catégorie de référence. Outre ce tableau général, nous observons que dans trois villes (Ouagadougou, Bamako, Lomé) sur sept, les années d'études supérieures (soit plus de 13 ans de scolarité) supplémentaires n'exercent aucune influence sur la probabilité d'intégrer le secteur privé formel plutôt que le secteur informel. Ce résultat peut refléter l'incapacité des entreprises du secteur privé formel des pays en question à créer des emplois très qualifiés pour les jeunes diplômés de l'enseignement supérieur.

Bien que le niveau d'instruction joue un rôle important dans l'accès au secteur formel, le type d'études suivies compte aussi beaucoup<sup>7</sup>. Par exemple, seuls 37 % des individus qui ont bénéficié d'une formation professionnelle<sup>8</sup> travaillent dans le secteur informel, contre près de 50 % de ceux qui ont atteint un niveau équivalent dans l'enseignement secondaire général (ayant terminé au moins le collège, mais sans être entrés au lycée). Lorsque l'on considère les villes au cas par cas, on observe qu'à Niamey, Dakar, Bamako, Cotonou et Lomé la formation professionnelle constitue un instrument d'intégration dans le secteur formel plus efficace que l'enseignement général. En effet, environ 82 % des travailleurs ayant un emploi dans la capitale nigérienne et ayant suivi une formation professionnelle relèvent du secteur formel. Ils sont 71 % dans ce cas à Dakar et à Bamako, 58 % à Cotonou et 50 % à Lomé. À titre de comparaison, la proportion des personnes ayant achevé le cycle d'études générales au collège et occupant un emploi dans le secteur formel s'établit à 68 % à Niamey, 55 % à Dakar, 41 % à Bamako, 44 % à Cotonou et 30 % à Lomé. Néanmoins, à Abidjan et à Ouagadougou, la formation professionnelle ne procure aucune chance supplémentaire d'entrer dans le secteur formel par rapport à l'enseignement général.

### **Spécifications des fonctions de gains**

Les régressions des rémunérations se fondent sur les sept échantillons de villes de l'UEMOA. Ces estimations s'appuient sur le logarithme de la rémunération horaire, plutôt que mensuelle, afin de tenir compte de l'hétérogénéité du temps de travail dans les différents secteurs. Outre le niveau d'études, nous tenons compte du statut migratoire, de la situation de famille, de la religion, de l'ancienneté dans l'emploi, de l'expérience potentielle, du sexe et de variables

7. Les résultats de ces modèles ne sont pas reportés dans cet ouvrage pour ne pas alourdir le texte, mais peuvent être obtenus directement auprès des auteurs.

8. Les modèles estimés utilisent les mêmes variables de contrôle que celles retenues pour les modèles de l'insertion sectorielle (tableau 1).

muettes du secteur d'emploi de l'individu dans ces régressions sectorielles empilées (en référence au secteur informel)<sup>9</sup>.

Dans la plupart des études, on suppose que les logarithmes des rémunérations ont une relation linéaire ou quadratique avec le nombre d'années d'études. Ici, nous cherchons à établir la forme de l'ensemble du profil salaire-études, c'est pourquoi nous adoptons une approche plus flexible en spécifiant l'éducation comme une fonction spline linéaire par morceaux, qui fait varier la pente de la relation entre éducation et salaire sur différentes parties de la distribution de l'éducation. Plus précisément, nous opérons une distinction entre quatre niveaux : enseignement primaire, secondaire 1 (collège), secondaire 2 (lycée) et supérieur. Les variables relatives à l'éducation introduites prennent alors la forme  $s_k(e)$  où  $e$  correspond au nombre d'années d'études achevées aux niveaux  $k$  ( $k : 1 \dots 4$ ) :

$$s_1(e) = \begin{cases} e & e \leq 6 \\ 6 & e > 6, \end{cases} \quad s_2(e) = \begin{cases} 0 & e \leq 6 \\ e - 6 & 6 < e \leq 10 \\ 4 & e > 10, \end{cases}$$

$$s_3(e) = \begin{cases} 0 & e \leq 10 \\ e - 10 & 10 < e \leq 13 \\ 3 & e > 13, \end{cases} \quad s_4(e) = \begin{cases} 0 & e \leq 13 \\ e - 13 & e > 13. \end{cases}$$

Le tableau 2 présente les estimations des fonctions de gains sur les différents secteurs, réalisées à l'aide de la méthode d'Heckman en deux étapes. La variable d'éducation endogène est prise en compte à l'aide de la méthode de la fonction de contrôle. Le recours à un modèle unique englobant tous les travailleurs rémunérés permet simplement d'observer l'effet moyen de l'éducation sur la rémunération qui résulte des effets spécifiques constatés dans chaque secteur d'emploi. Dans le cas où ces effets spécifiques diffèrent peu d'un secteur à l'autre, un modèle global suffit à tirer des conclusions applicables à chaque segment du marché du travail. En revanche, lorsque ces effets varient beaucoup, il est essentiel d'estimer les rendements de l'éducation séparément pour chaque secteur. Ces estimations, corrigées du biais potentiel de sélection endogène des secteurs (à l'aide de la méthode de Lee), sont présentées dans les tableaux 3, 4 et 5<sup>10</sup>. Dans un souci de lisibilité, étant donné le nombre de pays étudiés et l'ensemble des autres techniques d'estimation préconisées précédemment, nous présentons également au tableau 6 une synthèse des rendements marginaux moyens de l'éducation obtenus à l'aide des différentes méthodes possibles<sup>11</sup>. Avant de commenter les rendements du capital humain, analysons tout d'abord les résultats obtenus avec les différentes stratégies d'estimation.

9. Voir détails au bas du tableau 3.

10. Nous retirons la variable de l'ancienneté de l'ensemble des covariables dans les estimations sectorielles, car l'ancienneté dans l'emploi actuel est moins pertinente dans le secteur informel.

11. En supposant que le rendement marginal de l'éducation varie suivant les niveaux d'études, mais qu'il est constant à l'intérieur de chaque cycle, le rendement marginal de l'éducation autour de la moyenne de l'échantillon se définit ainsi :

$$R = \sum_{k=1}^4 \alpha_k I(\text{educ} \in C_k) \quad \text{où } \alpha_k \text{ correspond aux coefficients estimés des variables d'éducation } k \text{ correspondant aux 4 cycles, } I(\cdot) \text{ à la fonction de l'indicateur, } \overline{\text{educ}} \text{ au nombre d'années moyen de scolarité et } C_k \text{ aux niveaux d'études.}$$

Tableau 2  
Fonctions de revenu avec éducation endogène et correction de la sélectivité (tous secteurs)  
Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

Variables explicatives	Cotonou (1)	Ouagadougou (2)	Abidjan (3)	Bamako (4)	Niamey (5)	Dakar (6)	Lomé (7)
<b>Éducation</b>							
0-6 ans (primaire)	0,080*** (9,24)	0,103*** (9,66)	0,037*** (3,44)	0,058*** (5,34)	0,052*** (4,23)	0,092*** (9,00)	0,064*** (4,82)
7-9 ans (collège)	0,077*** (5,42)	0,182*** (11,55)	0,112*** (6,92)	0,104*** (4,78)	0,158*** (7,44)	0,106*** (6,92)	0,102*** (5,80)
10-13 ans (lycée)	0,174*** (7,98)	0,201*** (8,76)	0,187*** (7,62)	0,171*** (6,13)	0,182*** (6,21)	0,134*** (5,85)	0,215*** (8,41)
+13 ans (enseignement supérieur)	0,141*** (8,46)	0,157*** (8,42)	0,166*** (7,99)	0,138*** (6,44)	0,103*** (6,23)	0,166*** (8,80)	0,154*** (4,90)
Expérience potentielle	0,011* (1,78)	0,044*** (7,73)	0,014** (2,31)	0,029*** (5,10)	0,028*** (4,47)	0,033*** (5,65)	0,025*** (3,80)
(Expérience potentielle) <sup>2</sup> /100	-0,008 (0,81)	-0,052*** (6,34)	-0,002 (0,22)	-0,036*** (4,33)	-0,030*** (3,44)	-0,040*** (4,59)	-0,030*** (2,79)
Ancienneté dans l'emploi actuel	0,024*** (4,87)	0,030*** (5,82)	0,027*** (4,76)	0,025*** (5,03)	0,030*** (5,60)	0,028*** (5,65)	0,032*** (5,76)
(Ancienneté dans l'emploi actuel) <sup>2</sup> /100	-0,040** (2,43)	-0,040** (2,49)	-0,058*** (2,94)	-0,033** (2,23)	-0,047*** (2,88)	-0,041*** (2,96)	-0,053*** (2,83)
Femme	-0,330*** (8,92)	-0,210*** (5,20)	-0,325*** (7,48)	-0,190*** (3,49)	-0,249*** (4,81)	-0,264*** (6,69)	-0,229*** (4,42)
Secteur public	0,383*** (9,13)	0,640*** (15,83)	0,675*** (14,24)	0,281*** (5,75)	0,420*** (9,41)	0,469*** (11,14)	0,610*** (10,99)
Secteur privé formel	0,229*** (5,64)	0,591*** (13,16)	0,476*** (15,03)	0,229*** (4,59)	0,397*** (8,49)	0,407*** (11,83)	0,418*** (7,39)

Tableau 2 (suite)

Variables explicatives	Cotonou (1)	Ouagadougou (2)	Abidjan (3)	Bamako (4)	Niamey (5)	Dakar (6)	Lomé (7)
<b>Corrections</b>							
Variable de contrôle (résidus de la régression de l'éducation)	-0,028*** (3,81)	-0,038*** (4,79)	-0,007 (0,74)	-0,030*** (3,70)	-0,015 (1,60)	-0,037*** (4,02)	-0,023* (1,90)
Inverse du ratio de Mills	-0,092 (1,49)	0,055 (1,03)	-0,240*** (3,86)	0,058 (1,06)	0,035 (0,58)	0,004 (0,07)	-0,026 (0,36)
Constante	-2,296*** (21,30)	-3,214*** (28,63)	-2,023*** (19,41)	-2,480*** (23,18)	-2,759*** (20,51)	-2,506*** (20,02)	-2,967*** (24,76)
Observations	4 184	3 665	4 011	3 821	3 069	4 364	3 496
Pseudo R <sup>2</sup>	0,41	0,55	0,51	0,38	0,46	0,42	0,38

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont le statut migratoire (variables muettes pour les migrants ruraux, urbains ou étrangers), la situation de famille (variables muettes pour les individus célibataires, mariés monogames, mariés polygames, veufs, en union libre, divorcés) et des variables muettes pour la religion (musulman, chrétien). L'inverse du ratio de Mills est tiré d'une estimation des probits de la participation au marché du travail pour chaque ville (avec, pour variable dépendante, une variable muette pour un revenu strictement positif) comportant l'âge et son carré, le sexe, le nombre d'années de scolarité, le statut migratoire, la situation de famille, la religion et une variable indicatrice, à savoir le ratio de dépendance. Le t de Student est donné entre parenthèses. Les erreurs types sont estimées par la méthode du bootstrap avec 500 répliquions. \*, \*\* et \*\*\* indiquent que le coefficient est significatif respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %. La catégorie de référence est celles des hommes travaillant dans le secteur informel.

Tableau 3  
Fonctions de revenu avec éducation endogène et correction de la sélectivité dans le secteur public  
Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

Variables explicatives	Cotonou (1)	Ouagadougou (2)	Abidjan (3)	Bamako (4)	Niamey (5)	Dakar (6)	Lomé (7)
<b>Éducation</b>							
0-6 ans (primaire)	0,063 (1,44)	0,095*** (3,08)	0,090** (1,97)	0,085** (2,32)	0,031 (1,10)	0,069* (1,72)	-0,016 (0,21)
7-9 ans (collège)	0,125** (2,28)	0,139*** (3,51)	-0,048 (0,81)	0,131*** (2,58)	0,127*** (3,42)	0,034 (0,74)	-0,024 (0,35)
10-13 ans (lycée)	0,182*** (3,56)	0,141*** (3,86)	0,138** (2,43)	0,157*** (3,50)	0,148*** (3,91)	0,112** (2,41)	0,094 (1,21)
+13 ans (enseignement supérieur)	0,141*** (3,76)	0,124*** (5,75)	0,099*** (2,80)	0,135*** (5,33)	0,094*** (4,37)	0,127*** (3,89)	0,075* (1,82)
Expérience potentielle	0,041 (1,33)	0,058*** (3,50)	-0,012 (0,45)	0,069*** (3,59)	0,058*** (5,36)	0,015 (0,59)	-0,022 (0,62)
(Expérience potentielle) <sup>2</sup> /100	-0,017 (0,31)	-0,063** (2,25)	0,064 (1,25)	-0,091*** (2,76)	-0,078*** (4,39)	0,007 (0,18)	0,062 (1,04)
Femme	-0,003 (0,03)	-0,058 (0,97)	-0,017 (0,20)	-0,072 (1,07)	-0,081 (1,37)	-0,105 (1,19)	0,281* (1,88)
<b>Corrections</b>							
Variable de contrôle (résidus de la régression de l'éducation)	-0,008 (0,51)	-0,007 (0,59)	-0,006 (0,26)	-0,015 (1,04)	0,011 (0,86)	-0,015 (0,97)	0,033 (1,13)
Inverse du ratio de Mills	-0,100 (0,29)	0,003 (0,01)	0,493** (2,42)	-0,184 (1,03)	0,016 (0,12)	0,249 (0,92)	0,711* (1,88)
Constante	-2,679** (2,00)	-2,716*** (3,95)	-0,176 (0,21)	-3,235*** (4,77)	-2,427*** (5,79)	-1,089 (1,09)	0,253 (0,18)
Observations	411	595	306	459	597	483	313
Pseudo R <sup>2</sup>	0,46	0,53	0,44	0,38	0,47	0,38	0,45

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont le statut migratoire, la situation de famille et la religion. Le ratio de Lee est tiré d'un modèle de logit multinomial des choix de secteur (avec, pour catégorie de référence, la participation au travail non rémunéré) comportant l'âge et son carré, le sexe, le nombre d'années de scolarité, le statut migratoire, la situation de famille, la religion et des variables identifiantes, à savoir des variables muettes indiquant quelle est la place de l'individu par rapport au chef de ménage et le ratio de dépendance. Le t de Student est donné entre parenthèses. Les erreurs types sont estimées par la méthode du bootstrap avec 500 répliquions. \*, \*\* et \*\*\* indiquent que le coefficient est significatif respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

Tableau 4  
Fonctions de revenu avec éducation endogène et correction de la sélectivité dans le secteur privé formel  
Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

Variables explicatives	Cotonou (1)	Ouagadougou (2)	Abidjan (3)	Bamako (4)	Niamey (5)	Dakar (6)	Lomé (7)
<b>Éducation</b>							
0-6 ans (primaire)	0,057 (1,57)	0,127*** (3,86)	0,040* (1,72)	0,101*** (2,88)	0,094*** (2,61)	0,084*** (3,58)	0,070 (1,17)
7-9 ans (collège)	0,139*** (3,93)	0,114*** (2,66)	0,116*** (4,32)	0,184*** (3,38)	0,182*** (3,51)	0,089*** (3,39)	0,050 (0,91)
10-13 ans (lycée)	0,124** (2,54)	0,247*** (4,79)	0,218*** (5,84)	0,113 (1,45)	0,171** (2,52)	0,141*** (4,18)	0,260*** (3,55)
+13 ans (enseignement supérieur)	0,175*** (6,06)	0,205*** (3,66)	0,214*** (6,83)	0,261*** (5,44)	0,115** (2,41)	0,169*** (5,94)	0,184*** (3,17)
Expérience potentielle	0,019 (1,51)	0,042** (1,97)	0,040*** (3,26)	0,020 (0,98)	0,053*** (3,05)	0,032** (2,39)	0,041* (1,76)
(Expérience potentielle) <sup>2</sup> /100	0,011 (0,50)	-0,036 (1,06)	-0,027 (1,26)	0,012 (0,34)	-0,045 (1,48)	-0,022 (1,04)	-0,026 (0,62)
Femme	-0,039 (0,057)	-0,016 (0,127***)	-0,083 (0,040*)	0,036 (0,101***)	-0,422** (0,094***)	-0,058 (0,084***)	0,031 (0,070)
<b>Corrections</b>							
Variable de contrôle (résidus de la régression de l'éducation)	-0,021 (1,31)	-0,042** (2,07)	-0,008 (0,53)	-0,068*** (2,98)	0,009 (0,39)	-0,029* (1,88)	0,015 (0,39)
Inverse du ratio de Mills	-0,093 (0,56)	0,050 (0,21)	0,070 (0,62)	0,345 (1,18)	-0,328 (1,38)	0,203 (1,04)	-0,122 (0,44)
Constante	-2,362*** (4,64)	-2,708*** (3,30)	-1,930*** (5,77)	-2,081*** (3,02)	-3,491*** (5,48)	-1,778*** (3,39)	-3,186*** (3,75)
Observations	529	346	854	455	414	957	307
Pseudo R <sup>2</sup>	0,36	0,48	0,46	0,32	0,46	0,32	0,35

Sources : enquêtes I-2-3, phases I (voir tableau I) ; nos propres calculs.

Note : les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont le statut migratoire, la situation de famille et la religion. Le ratio de Lee est tiré d'un modèle de logit multinomial des choix de secteur (avec, pour catégorie de référence, la participation au travail non rémunéré) comportant l'âge et son carré, le sexe, le nombre d'années de scolarité, le statut migratoire, la situation de famille, la religion et des variables identifiantes, à savoir des variables muettes indiquant quelle est la place de l'individu par rapport au chef de ménage et le ratio de dépendance. Le t de Student est donné entre parenthèses. Les erreurs types sont estimées par la méthode du bootstrap avec 500 répliques. \*, \*\* et \*\*\* indiquent que le coefficient est significatif respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

Tableau 5  
Fonctions de revenu avec éducation endogène et correction de la sélectivité dans le secteur informel  
Variable dépendante : logarithme des rémunérations horaires

Variables explicatives	Cotonou (1)	Ouagadougou (2)	Abidjan (3)	Bamako (4)	Niamey (5)	Dakar (6)	Lomé (7)
<b>Éducation</b>							
0-6 ans (primaire)	0,081*** (7,66)	0,093*** (6,26)	0,029* (1,88)	0,050*** (3,92)	0,059*** (3,36)	0,090*** (7,26)	0,060*** (3,96)
7-9 ans (collège)	0,073*** (4,54)	0,167*** (6,67)	0,122*** (4,64)	0,067** (2,55)	0,138*** (4,07)	0,093*** (3,99)	0,110*** (5,49)
10-13 ans (lycée)	0,205*** (5,43)	0,231*** (4,63)	0,122*** (2,74)	0,184*** (3,75)	0,208*** (3,44)	0,130*** (2,88)	0,196*** (5,13)
+13 ans (enseignement supérieur)	0,144*** (3,40)	0,194*** (3,54)	0,225*** (4,10)	0,036 (0,49)	0,141** (2,44)	0,151** (2,31)	0,144** (2,39)
Expérience potentielle	0,012* (1,93)	0,046*** (7,47)	0,022*** (3,00)	0,031*** (5,32)	0,023*** (3,15)	0,044*** (7,78)	0,030*** (4,80)
(Expérience potentielle) <sup>2</sup> /100	-0,008 (0,89)	-0,048*** (5,69)	-0,011 (1,01)	-0,034*** (4,24)	-0,015 (1,49)	-0,051*** (6,43)	-0,031*** (3,24)
Femme	-0,442*** (10,09)	-0,310*** (5,49)	-0,491*** (8,57)	-0,254*** (4,34)	-0,269*** (4,27)	-0,320*** (7,82)	-0,331*** (5,86)
<b>Corrections</b>							
Variable de contrôle (résidus de la régression de l'éducation)	-0,031*** (3,43)	-0,032** (2,38)	0,006 (0,39)	-0,020* (1,74)	-0,029* (1,80)	-0,033*** (2,67)	-0,027** (2,01)
Inverse du ratio de Mills	0,125* (1,77)	-0,049 (0,72)	0,233*** (3,08)	-0,062 (1,06)	0,054 (0,78)	-0,018 (0,29)	0,047 (0,59)
Constante	-2,101*** (17,60)	-2,995*** (21,99)	-1,778*** (13,61)	-2,256*** (17,81)	-2,483*** (13,96)	-2,386*** (19,14)	-2,811*** (20,07)
Observations	3 250	2 771	2 859	2 929	2 233	3 423	2 930
Pseudo R <sup>2</sup>	0,26	0,31	0,25	0,24	0,17	0,20	0,22

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : les variables explicatives supplémentaires utilisées dans les modèles sont le statut migratoire, la situation de famille, la place de l'individu par rapport au chef de ménage (variables muettes pour le chef de ménage, l'époux/l'épouse, le fils/la fille, le père/la mère, et les autres parents) et la religion. Le ratio de Lee est tiré d'un modèle de logit multinomial des choix de secteur (avec, pour catégorie de référence, la participation au travail non rémunéré) comportant l'âge et son carré, le sexe, le nombre d'années de scolarité, le statut migratoire, la situation de famille, la situation par rapport au chef de ménage, la religion et une variable identifiatrice, à savoir le ratio de dépendance. Le t de Student est donné entre parenthèses. Les erreurs types sont estimées par la méthode du bootstrap avec 500 répliquations. \*, \*\* et \*\*\* indiquent que le coefficient est significatif respectivement au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

**Tableau 6**  
**Rendements marginaux de l'éducation obtenus avec d'autres méthodes d'estimation**  
*(calculés à la moyenne de l'échantillon en utilisant la fonction de revenu spline linéaire par morceaux présente dans les tableaux 2 à 5)*

<b>Méthodes d'estimation</b>	<b>Cotonou</b>	<b>Ouagadougou</b>	<b>Abidjan</b>	<b>Bamako</b>	<b>Niamey</b>	<b>Dakar</b>	<b>Lomé</b>
<b>Tous secteurs</b>							
MCO	0,058***	0,069***	0,033***	0,033***	0,038***	0,059***	0,044***
Sélectivité corrigée (méthode de Lee)	0,059***	0,070***	0,031***	0,033***	0,039***	0,059***	0,045***
Sélectivité corrigée + caractéristiques du père	0,053***	0,065***	0,031***	0,029***	0,035***	0,056***	0,041***
Sélectivité corrigée + fonction de contrôle (FC)	0,080***	0,103***	0,037***	0,058***	0,052***	0,092***	0,064***
<i>Observations</i>	4 184	3 665	4 011	3 821	3 069	4 364	3 496
<b>Secteur public</b>							
MCO	0,163***	0,136***	0,206***	0,114***	0,142***	0,118***	0,245***
Sélectivité corrigée (méthode de Lee)	0,175***	0,136***	0,133**	0,145***	0,140***	0,094**	0,129*
Sélectivité corrigée + caractéristiques du père	0,178***	0,137***	0,144***	0,154***	0,139***	0,093**	0,120*
Sélectivité corrigée + fonction de contrôle (FC)	0,182***	0,141***	0,138**	0,157***	0,127***	0,112**	0,094
<i>Observations</i>	411	595	306	459	597	483	313
<b>Secteur privé formel</b>							
MCO	0,104**	0,075**	0,112***	0,143***	0,181***	0,077***	0,056
Sélectivité corrigée (méthode de Lee)	0,111**	0,065*	0,108***	0,138***	0,191***	0,065***	0,063
Sélectivité corrigée + caractéristiques du père	0,099**	0,069*	0,107***	0,115**	0,195***	0,063***	0,064
Sélectivité corrigée + fonction de contrôle (FC)	0,124***	0,114***	0,116***	0,184***	0,182***	0,089***	0,050
<i>Observations</i>	529	346	854	455	414	957	307
<b>Secteur informel</b>							
MCO	0,054***	0,067***	0,030***	0,035***	0,034***	0,062***	0,035***
Sélectivité corrigée (méthode de Lee)	0,057***	0,066***	0,033***	0,034***	0,035***	0,061***	0,037***
Sélectivité corrigée + caractéristiques du père	0,052***	0,061***	0,034***	0,030***	0,032***	0,059***	0,033***
Sélectivité corrigée + fonction de contrôle (FC)	0,081***	0,093***	0,029*	0,050***	0,059***	0,090***	0,060***
<i>Observations</i>	3 250	2 771	2 859	2 931	2 233	3 423	2 930

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : les fonctions de revenu incluent l'ensemble des caractéristiques présentées dans les tableaux 2 à 5. \*, \*\* et \*\*\* indiquent respectivement que les coefficients de l'éducation sont significatifs au niveau de 10 %, 5 % et 1 %.

### *MCO contre fonctions de revenu corrigées de la sélectivité*

En se fondant sur la population totale de travailleurs rémunérés relevant des trois secteurs, le tableau 2 indique que les termes de correction du biais de sélection résultant d'une équation probit de la participation à l'emploi rémunéré à la première étape ne sont en général pas significatifs, à l'exception d'Abidjan au niveau de 1 %. Pour la capitale économique ivoirienne, cela signifie que le mécanisme d'allocation dans les deux catégories (participants au travail rémunéré et non-participants) n'est pas aléatoire et affecte significativement la rémunération. La participation à l'emploi rémunéré est associée à des caractéristiques non observées qui présentent une corrélation négative avec la rémunération. Si l'on ne tient pas compte de la sélectivité de l'échantillon, la méthode des MCO déboucherait sur des estimations biaisées des rendements des caractéristiques observées, et notamment du capital humain. Le même tableau ressort des estimations sectorielles, dont les résultats ne font que rarement état de termes de sélectivité significatifs (Abidjan et Lomé pour le secteur public, Cotonou et Abidjan pour le secteur informel ; voir tableaux 3 à 5).

### *Éducation exogène ou éducation endogène*

Nous utilisons les caractéristiques du père comme instruments dans la méthode de la fonction de contrôle. Sur la base des régressions de la première étape, dans lesquelles on effectue une régression de l'éducation par rapport à toutes les variables exogènes, nous testons la significativité conjointe des coefficients des caractéristiques du père, condition nécessaire à la cohérence des estimations. Pour toutes les villes, nous pouvons avec certitude rejeter l'hypothèse selon laquelle ces coefficients sont conjointement égaux à zéro<sup>12</sup>. Les estimations des rendements de la scolarité d'après la méthode de la fonction de contrôle révèlent plusieurs schémas intéressants (tableaux 2 à 5 en annexe).

Avec la méthode de la fonction de contrôle, nous pouvons directement identifier la corrélation entre la variable endogène (éducation) et ses déterminants inobservés. Si l'estimation du paramètre de la variable de contrôle (résidus de la régression de l'éducation) est significative, cela signifie que la variation non expliquée de la variable d'éducation affecte aussi la variation de la rémunération. En revanche, si le paramètre se révèle non significatif, alors nous ne pouvons pas accepter l'hypothèse de l'endogénéité.

Pour toutes les villes, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse de l'exogénéité de l'éducation dans le secteur public<sup>13</sup>. En revanche, les tests rejettent l'exogénéité dans le secteur informel pour toutes les villes sauf Abidjan. Dans le secteur privé formel, nous obtenons des résultats mitigés, l'exogénéité ayant été rejetée

12. Les tests de Sargan de suridentification des restrictions ne peuvent pas non plus rejeter l'hypothèse nulle au niveau de 10 % : les instruments sont valides dans 18 cas sur 21. Les trois cas où la validité n'est pas confirmée concernent les secteurs privés formel et informel de Bamako et le secteur public de Niamey, ce qui suggère plutôt de tenir compte des rendements non corrigés de l'éducation dans ces cas-là. Ces tests ne sont pas présentés pour des raisons de place mais sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

13. Par manque de place, nous ne présentons pas le tableau correspondant. Mais il est disponible dans la version complète de ce chapitre (voir le site qui accompagne cet ouvrage : <http://www.dial.ird.fr/publications>).

dans les cas de Ouagadougou, Bamako et Dakar<sup>14</sup>. Notons qu'Abidjan, où la variation inexplicquée de la scolarité n'affecte jamais la variation de la rémunération de façon significative, constitue un cas à part.

Dans ce chapitre, lorsque l'exogénéité de l'éducation est rejetée, nous accordons davantage de confiance aux estimations IV, du moins à celles qui utilisent la méthode de la fonction de contrôle. Les raisons de ce choix sont discutées dans la version longue de ce chapitre (voir le site associé à cet ouvrage : <http://www.dial.ird.fr/publications>).

## Comparaison des secteurs entre les pays

### *Constats généraux*

Les tests de Chow d'égalité conjointe des coefficients dans tous les secteurs montrent que la décomposition par secteur d'emploi se justifie. D'ailleurs, nous observons des configurations très contrastées. Comme attendu, la puissance explicative des modèles va en décroissant de l'emploi public à l'emploi privé formel puis à l'emploi dans le secteur informel, le pseudo  $R^2$  tombant en moyenne de 0,44 à 0,39 puis à 0,23 respectivement. Cette hiérarchie cadre avec les prévisions du modèle de capital humain standard, qui rend mieux compte de l'hétérogénéité des rémunérations dans le secteur public, où les salaires sont fondés sur une grille prédéterminée tenant explicitement compte de ces critères (éducation, expérience). D'un autre côté, dans le secteur informel, outre la probabilité d'erreurs de mesure plus importante, d'autres facteurs qui ne sont pas intégrés à notre équation, comme le niveau de capital physique, exercent aussi probablement un impact significatif sur la rémunération.

Afin de synthétiser les résultats pour l'éducation, la figure 1 représente des histogrammes des rendements marginaux de l'éducation par secteur et par ville à la moyenne du niveau d'instruction de l'échantillon. Dans six villes sur sept, les estimations montrent que le secteur public est celui qui accorde la plus grande importance à l'éducation, avec un rendement marginal compris entre 9,4 % (à Dakar) et 17,5 % (à Cotonou). Cette situation reflète, dans une large mesure, la grille des salaires des fonctionnaires, qui sont déterminés en fonction des diplômes et de l'ancienneté. Vient ensuite le secteur privé formel (sauf à Niamey, où il s'agit du secteur le plus rémunérateur) et enfin le secteur informel, à l'exception de Lomé, où ce secteur semble attacher plus d'importance aux avantages procurés par l'éducation que le secteur privé formel (6 % contre 5 %) et de Dakar, où les rendements marginaux sont à peu près homogènes entre les secteurs.

### *Convexité des rendements*

Comme indiqué précédemment, les résultats montrent clairement que la rémunération entretient une relation non linéaire avec l'éducation, avec un profil

14. Rappelons que l'instrumentation pour le secteur privé à Bamako est toutefois apparue sujette à caution.

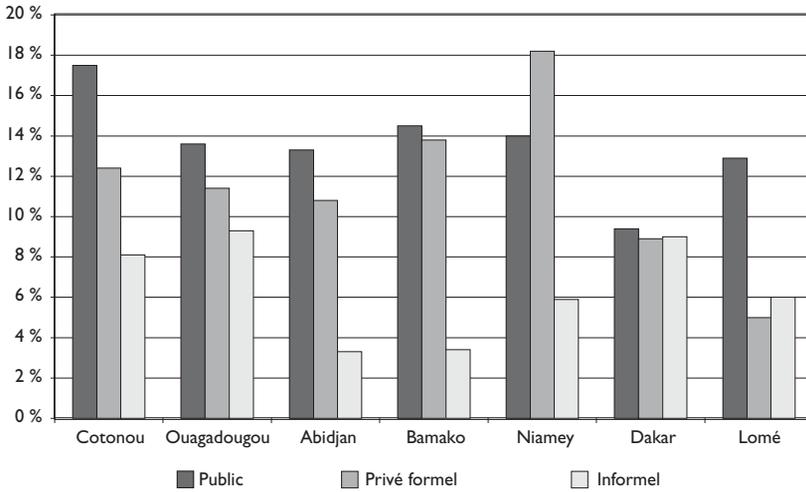


Figure 1  
 Rendements marginaux de l'éducation par secteur d'activité  
 (calculés à la moyenne de l'échantillon).

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; nos propres calculs.

Note : les estimations s'appuient sur les résultats rapportés aux tableaux 3 à 5. Les rendements correspondent à une variable d'éducation exogène pour le secteur public de toutes les villes et pour les secteurs privés d'Abidjan et de Bamako.

convexe. Pour toutes les régressions présentées dans les tableaux 2 à 5, nous pouvons rejeter le modèle linéaire au niveau de 10 % ou moins<sup>15</sup>. Ces rendements marginaux convexes indiquent que l'éducation exerce un impact croissant sur les rémunérations. Ainsi, dans la quasi-totalité des cas, une année d'études supplémentaire achevée au lycée (10-13 ans) apporte un rendement supérieur à une année de scolarité au collège (7-9 ans). Cette observation vaut pour les années de collège comparées au cycle d'enseignement primaire, surtout dans le secteur privé. Dans la figure 2, nous représentons les rémunérations prédites dans les différents secteurs, suivant le nombre d'années de scolarité achevées. Pour tous les secteurs, nous observons que la rémunération est globalement constante jusqu'aux environs de la 8<sup>e</sup> année de scolarité, puis fait un bond autour de la 11<sup>e</sup> année, avec de légères différences selon la ville considérée. Cette progression de la rémunération intervient légèrement plus tôt pour les travailleurs du secteur informel (aux alentours de la 8<sup>e</sup> année de scolarité). Ces constats indiquent que le profil convexe est, dans une large mesure, dû à la forte augmentation de la rémunération observée dans les secteurs formels (public et privé) lorsque les individus passent de l'enseignement secondaire à l'enseignement supérieur et, principalement, à l'achèvement de la scolarité au collège pour les travailleurs du secteur informel.

15. Nous avons cherché à savoir si nos conclusions sont sensibles à la forme de la fonction, en étudiant les effets de la modélisation du profil rémunération-éducation sous la forme de polynômes de deuxième et de troisième degré. La fonction quadratique a produit systématiquement des coefficients significatifs de l'éducation au carré, tandis que la forme cubique paraît moins adaptée aux données dans la majorité des cas.

Ces résultats vont à l'encontre du modèle traditionnel d'accumulation de capital humain, dans lequel on suppose que le rendement marginal de l'éducation est constant, voire décroissant. Cette convexité a déjà été observée par SCHULTZ (2004), qui s'est fondé sur des enquêtes auprès des ménages dans six pays d'Afrique (Afrique du Sud, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Ghana, Kenya, Nigeria), et par SÖDERBOM *et al.* (2006), qui se sont appuyés sur des échantillons de salariés d'entreprises manufacturières au Kenya et en Tanzanie. À notre connaissance, jusqu'ici, cette caractéristique des marchés africains du travail n'avait jamais été étudiée au niveau sectoriel à l'aide d'échantillons représentatifs de l'Afrique urbaine. Ce résultat est d'importance. En effet, certains ont avancé qu'en ne prenant pas en compte la forte proportion des travailleurs du secteur informel, on risquait de surestimer le rendement de l'école primaire et de sous-estimer parallèlement les rendements des études supérieures (BENNELL, 1996). Ici, la convexité est mise en évidence pour tous les secteurs, y compris pour les activités informelles. Dans nos estimations, non seulement le rendement marginal de la scolarité dans le primaire est inférieur à ceux de l'enseignement secondaire et des études supérieures dans tous les secteurs, mais le rendement de l'école primaire est également plus faible dans le secteur informel que dans le secteur privé formel (6,6 % contre 7,2 % respectivement, en moyenne pour toutes les villes). De même, le rendement moyen d'une année de lycée est plus élevé dans le secteur informel (18,3 %) que dans les secteurs formels, public et privé (15,5 % en moyenne). Donc, comme le présupposait BENNELL (1996), ne pas tenir compte de la rémunération dans le secteur informel aboutirait bel et bien à surestimer les rendements du primaire, mais aussi peut-être à sous-estimer les rendements des niveaux d'éducation supérieurs<sup>16</sup>.

Observer des rendements croissants pour l'éducation à mesure que l'on passe d'un niveau d'éducation au suivant a son importance, car l'idée que l'enseignement primaire constitue un instrument efficace pour lutter contre la pauvreté repose en partie sur l'hypothèse de la concavité de la fonction de revenu, selon laquelle l'éducation serait plus rentable pour les premières années de scolarité. Les recommandations visant à promouvoir l'enseignement primaire en Afrique subsaharienne partaient en partie de ce principe (PSACHAROPOULOS et PATRINOS, 2004). Cependant, la littérature explique de plusieurs manières l'émergence de la convexité dans les rendements de l'éducation (BENNELL, 1996, 2002 ; SCHULTZ, 2004). On cite l'expansion plus forte de l'enseignement primaire, qui peut avoir abaissé les rendements du primaire par rapport aux cycles suivants. On évoque également la dégradation de la qualité de l'enseignement primaire au fil du temps, susceptible de peser sur les estimations de rendements (BEHRMAN *et al.*, 2008). Certains mentionnent également le ralentissement de la croissance du secteur formel, qui a peut-être comprimé la demande de main-d'œuvre instruite et frappé plus durement les individus moins instruits.

16. Notons toutefois que ces moyennes sur tous les pays masquent des spécificités nationales.

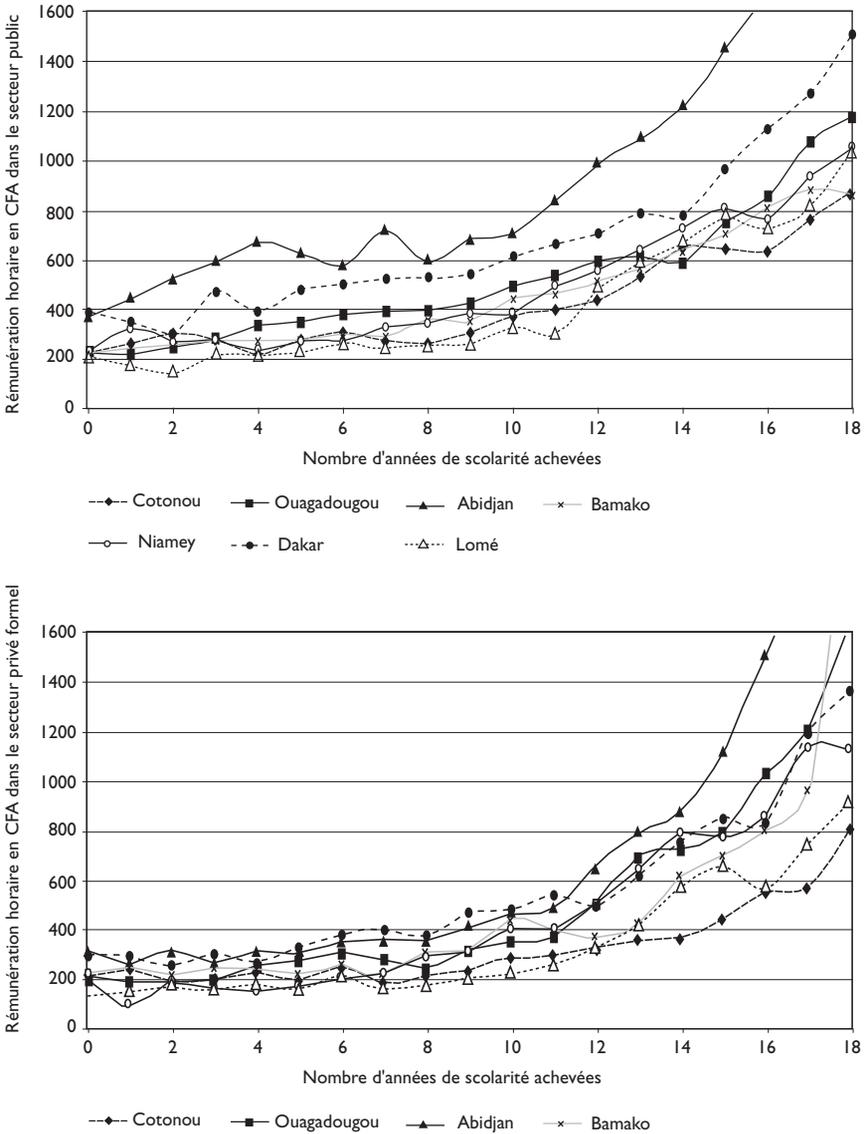


Figure 2

Niveaux de rémunérations prédites en fonction du nombre d'années d'études par secteur.

### Rendements des qualifications

La convexité de la fonction de revenu incite à effectuer des analyses plus détaillées et à mesurer les rendements à différents niveaux de qualification, et non pas seulement pour un nombre d'années moyen. À cette fin, nous estimons les rendements marginaux de la possession d'un diplôme, c'est-à-dire en

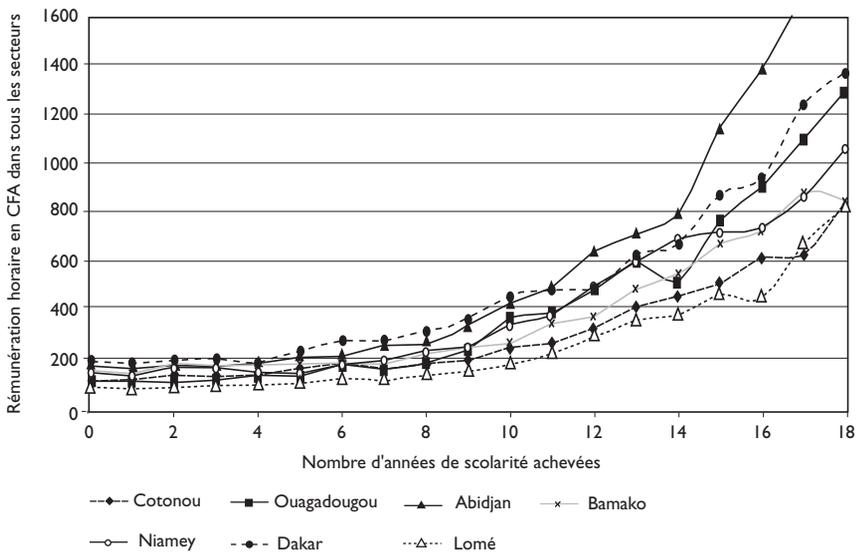
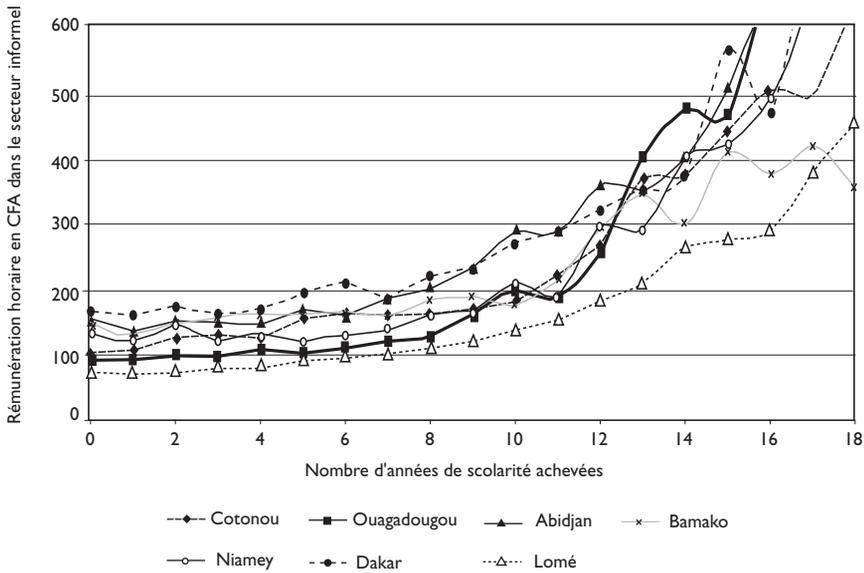


Figure 2 (suite)

considérant la qualité du parcours scolaire. Dans le secteur privé, nous tenons compte de l'endogénéité de l'éducation (sauf pour Abidjan et Bamako) à l'aide de l'approche par la fonction de contrôle.

Dans cette étude, les rendements marginaux des qualifications correspondent aux accroissements des gains qui découlent de l'acquisition des qualifications successives. KUEPIÉ *et al.* (2009) présentent les résultats de cet exercice sous la

forme d'histogrammes illustrant les rendements marginaux des différentes qualifications pour chaque secteur. Comme prévu, l'effet de chaque qualification sur la rémunération est globalement positif, avec un saut quantitatif important pour l'enseignement secondaire et l'enseignement supérieur, ainsi que le montraient déjà les variables continues de la scolarité. En fonction de la capitale considérée, un certain nombre de diplômés n'ont pas de rendements marginaux positifs intrinsèques. C'est le constat le plus frappant. Ce phénomène traduit soit l'inadéquation de la formation par rapport au marché du travail, soit le fait que certains diplômés ne ciblent pas ce marché mais sont uniquement destinés à donner accès à des niveaux d'enseignement supérieurs. Cette dernière hypothèse pourrait expliquer, dans le secteur public, la faible rentabilité marginale de quelques diplômés. Mais, dans le secteur privé formel, le surcroît de rémunération nul ou négatif associé à de nombreux diplômés indique, comme nous le soulignons dans notre introduction, que bien des dispositifs de formation ne correspondent pas aux besoins du marché du travail dans ce secteur.

Aucune des capitales n'échappe à ce manque de relation dans le secteur privé formel entre le niveau de formation révélé par le diplôme et la rémunération obtenue. Dans le secteur informel, il semble que les gains marginaux soient plus conformes au niveau de formation acquis (mais moins que dans le secteur public). Ce résultat va à l'encontre de l'idée selon laquelle le secteur informel ne valorise pas le capital éducatif. En outre, la rentabilité de l'éducation dans le secteur informel est illustrée spectaculairement par la prime de revenu que permet d'obtenir un diplôme professionnel (en particulier le BEP), dans un secteur où les rendements de la formation professionnelle sont très souvent supérieurs à ceux obtenus dans le secteur privé formel à diplôme égal. De plus, on constate fréquemment que les qualifications apportées par l'enseignement professionnel sont plus rentables que celles de l'enseignement général, compte tenu du nombre d'années nécessaires pour les obtenir. Ainsi, par exemple, entre le brevet d'études professionnelles et le baccalauréat (respectivement, en moyenne, 11,6 et 13,0 années nécessaires pour leur obtention), le BEP est le plus souvent plus rentable que le baccalauréat, surtout dans le secteur informel. On observe même que les rendements du BEP sont significativement supérieurs de 40 % à ceux du baccalauréat dans le secteur privé formel à Cotonou, ainsi que dans le secteur informel à Ouagadougou, Bamako, Niamey et Lomé. Ce résultat reste valide si nous comparons la prime d'obtention du CAP (certificat professionnel équivalent à l'achèvement de la scolarité dans le premier cycle du secondaire) et celle du BEPC (certificat généraliste, correspondant à l'achèvement de la scolarité au collège).

## Conclusion

À partir d'une série d'enquêtes comparables sur la population active dans les zones urbaines en Afrique de l'Ouest, nous avons estimé l'impact de l'éducation

sur le marché du travail, pour des échantillons représentatifs de travailleurs, dans sept capitales économiques. Les données que nous avons utilisées ont permis une comparaison inter-pays unique en son genre, qui recourt strictement aux mêmes variables et à la même méthodologie pour chaque ville.

Notre étude s'attaque à deux problèmes économétriques récurrents lorsque l'on cherche à évaluer l'effet de l'éducation sur la rémunération individuelle. Premièrement, nous traitons la question de l'allocation endogène du secteur (secteurs public, privé formel et informel) dans les estimations des fonctions de revenu, et nous montrons qu'en corrigeant cette sélectivité des échantillons, il est possible d'affiner les rendements de l'éducation dans toutes les villes et tous les secteurs considérés. Deuxièmement, dans la plupart des villes, l'hypothèse d'exogénéité de la variable d'éducation peut être rejetée, sauf pour le secteur public. Par la suite, en prenant le contexte familial comme variable instrumentale pour l'éducation, nous constatons que les rendements de la scolarité sont le plus souvent améliorés si l'endogénéité est prise en compte. C'est particulièrement vrai dans le secteur informel.

Il ressort de ces analyses que, même si l'éducation ne constitue pas toujours un rempart contre le chômage, elle accroît effectivement la rémunération individuelle sur le marché du travail en permettant aux plus instruits d'accéder aux secteurs privé et public formels. Dans la majorité des villes d'Afrique de l'Ouest, c'est avant tout le secteur public qui valorise l'éducation. Vient ensuite le secteur privé formel et enfin le secteur informel. Il existe toutefois des exceptions notables : ainsi, à Lomé, le secteur informel rémunère la scolarité au moins aussi bien que le secteur privé formel et, à Dakar, les rendements moyens de l'éducation sont relativement homogènes entre les secteurs d'emploi.

Pourtant, alors que les théories traditionnelles présument que les rendements marginaux de l'éducation sont constants ou concaves, laissant supposer une forte rentabilité immédiate dès les premières années de scolarité, les données issues des enquêtes 1-2-3 en Afrique de l'Ouest révèlent que les rendements de l'éducation sont en réalité convexes dans tous les secteurs. Ce constat remet en question l'adéquation de la méthode consistant à estimer les rendements marginaux moyens et appelle à des estimations désagrégées à chaque niveau du parcours scolaire. Nous montrons que la convexité est largement due à l'accroissement important du revenu observé dans le secteur formel lorsque les individus passent de l'enseignement secondaire au supérieur, mais qu'elle résulte principalement, dans le cas des travailleurs du secteur informel, de l'achèvement du premier cycle du secondaire. De plus, à Abidjan, Bamako, Dakar et Lomé, la convexité du profil rémunération-éducation est davantage prononcée pour les travailleurs jeunes que pour les travailleurs plus âgés, tout particulièrement dans le secteur informel. Plus généralement, l'un des grands apports de cette étude est de souligner que le capital éducatif, y compris aux niveaux élevés, se traduit par une croissance substantielle de la rémunération dans le secteur informel de la plupart des villes considérées<sup>17</sup>. À notre

17. À cet égard, l'hétérogénéité du secteur informel mérite, bien sûr, d'être examinée, notamment la coexistence éventuelle de différents segments d'emploi au sein de ce secteur, avec des caractéristiques qui leur seraient propres. Nous laissons cette réflexion à de futurs travaux de recherche.

connaissance, ces caractéristiques des marchés du travail en Afrique subsaharienne n'avaient jamais encore été documentées secteur par secteur sur la base d'échantillons représentatifs des zones urbaines.

Les implications possibles de nos constats pour les politiques publiques méritent d'être explorées. La convexité des rendements de la scolarité signifie que l'encouragement de l'accès à l'éducation primaire ne fera reculer la pauvreté que si les individus concernés par ce type de mesures poursuivent leur scolarité, afin de tirer pleinement parti des rendements marginaux élevés qui sont associés à des études longues. Cela pose néanmoins un problème délicat : comment gérer les flux d'élèves sortant des cycles d'enseignement secondaire et d'enseignement supérieur général ? Le contenu (trop) général des programmes scolaires les rend peu adaptés aux besoins du marché du travail ; une révision approfondie des programmes des filières générales serait nécessaire. En attendant, pour que progressent les rendements des niveaux de scolarité faibles, il faut certainement que l'amélioration de la qualité de l'enseignement primaire reste l'une des priorités de toute politique de l'éducation.

Comme nous l'avons indiqué dans notre introduction, les villes d'Afrique de l'Ouest se caractérisent par une montée du chômage, surtout chez les travailleurs instruits. Ce décalage entre un investissement (en hausse) dans la scolarité et les opportunités réelles offertes sur le marché du travail est un grave problème auquel se heurtent les autorités. Si l'effort éducatif était accru, pourrait-il générer sa propre demande ? Ou bien les individus plus instruits viendraient-ils simplement grossir les rangs des travailleurs insatisfaits, dont le seul espoir est de migrer pour trouver un emploi ailleurs ? Si nos constats permettent de mieux comprendre où se produisent les goulets d'étranglement spécifiques dans la demande de travail, ils confirment également que les rendements de l'éducation sont significatifs dans le secteur informel et susceptibles de contrebalancer l'incitation à se placer dans la file d'attente à l'entrée du secteur formel. Plus précisément, si l'éducation aide les travailleurs du secteur informel à être plus productifs (probablement grâce à l'innovation et à la capacité d'adaptation), les investissements que les ménages et l'État consacrent à l'éducation ne sont pas vains. Le secteur informel ayant créé ces dernières années plus de 80 % des emplois urbains en Afrique de l'Ouest, une concentration des investissements publics sur l'emploi dans ce secteur, accompagnés de mesures réellement attractives pour les plus qualifiés, pourrait pallier, du moins à court terme, le manque d'emplois dans le secteur formel. Une telle politique, couplée à un soutien continu à l'éducation primaire et post-primaire, pourrait également se révéler fructueuse à moyen et long terme, en suscitant le phénomène d'accumulation nécessaire au décollage et à la modernisation dans les villes d'Afrique.

# Segmentation des marchés du travail

## Une approche par les distributions

Muriel BARLET

### Introduction

L'existence d'une économie informelle importante est une caractéristique des économies en développement. Selon une étude de SCHNEIDER (2004), la richesse créée par le secteur informel représente 39,1 % du PIB dans les pays en développement, 40,1 % dans les pays en transition et 16,3 % dans les pays de l'OCDE. Étudier ce secteur est donc indispensable pour mieux comprendre l'économie de ces pays. Ce chapitre s'intéresse au secteur informel sous l'angle du marché du travail, dans les sept capitales francophones de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA). L'objectif est d'étudier la nature de la segmentation entre les secteurs formels et informels.

Le secteur informel est abordé de deux manières opposées par la littérature (FIELDS, 2005). Il est considéré soit comme un secteur sans coût d'entrée et de dernier recours pour les individus qui ne trouvent pas d'emploi stable (TOKMAN, 2007), soit comme un secteur désirable présentant des avantages (évasion fiscale, travail indépendant). La première thèse est soutenue par la précarité et les faibles salaires du secteur informel considérés comme une preuve que les individus n'y travaillent que par nécessité. La seconde thèse est largement soutenue par des auteurs comme MALONEY (1999 et 2004) et de Soto (BROMLEY, 1990) qui affirment que les protections sociales du secteur formel ne compensent pas les opportunités permises par la flexibilité du secteur informel. Cette opposition met en avant l'hétérogénéité du secteur informel. Il regroupe d'un côté des travailleurs embauchés dans des micro-entreprises sans protection et pour des salaires faibles

voire nuls (aides familiaux ou apprentis) et, d'un autre côté, des entrepreneurs qui profitent de la flexibilité offerte par ce secteur. Un des principaux apports de cette étude est de proposer une subdivision du secteur informel entre ces deux catégories. Nous tentons de savoir, pour chacune de ces catégories, si travailler dans le secteur informel est un choix ou résulte d'une contrainte du marché. On parle alors, dans ce dernier cas, de segmentation du marché du travail. Nos résultats suggèrent que tous les marchés du travail étudiés sont segmentés.

Reconnaître l'hétérogénéité du secteur informel permet une compréhension plus fine de ses mécanismes. En effet, si l'on part du postulat d'homogénéité, la prédiction des gains moyens pour les actifs du secteur informel étant plutôt faible, on peut conclure à la faible attractivité du secteur informel dans son ensemble comparé au secteur formel. L'importance prépondérante du secteur informel ne peut alors s'expliquer que par le rationnement des emplois dans le secteur formel<sup>1</sup>. Si, au contraire, on distingue au sein du secteur informel les entrepreneurs, d'une part, et les travailleurs salariés ou indépendants, d'autre part, les gains prédits pour la partie « supérieure » du secteur informel sont relativement élevés. Deux secteurs apparaissent alors attractifs : le secteur formel et celui des entrepreneurs du secteur informel. Le nombre élevé de travailleurs du secteur informel peut alors être expliqué par un accès difficile au statut d'entrepreneur et pas seulement par un rationnement des emplois du secteur formel. Ainsi, reconnaître cette hétérogénéité ne change pas le diagnostic de fond (la segmentation du marché du travail entre secteurs formels et informels), mais a des implications en termes de politiques publiques de l'emploi, notamment en suggérant que favoriser l'accès au statut d'entrepreneur du secteur informel pourrait avoir des effets bénéfiques.

Si l'idée de découper le marché du travail en trois secteurs n'est pas nouvelle dans la littérature, notre apport est de caractériser précisément les deux segments du secteur informel. Le segment « supérieur » regroupe tous les entrepreneurs et travailleurs indépendants qui emploient au moins une personne. Le segment « inférieur » regroupe les travailleurs salariés et les indépendants sans employé<sup>2</sup>. GÜNTHER et LAUNOV (2006) prouvent l'existence de deux segments à l'intérieur du secteur informel mais n'en donnent pas les contours. Par ailleurs, notre division est plus pertinente que celle proposée par ALDERMAN et KOZEL (1989) ou AZEVEDO (2005), laquelle consiste à séparer les salariés du secteur informel des entrepreneurs ou travailleurs indépendants, quel que soit le nombre de leurs employés. Notre choix est justifié par deux articles récents (DE MEL *et al.*, 2008 ; PARGA et MONDRAGN-VLEZ, 2008), qui montrent que les travailleurs indépendants sans employé sont plus proches des salariés que des entrepreneurs. Ce choix est également justifié à posteriori par un de nos tests de robustesse des résultats.

1. Ce rationnement peut être dû aux réglementations du secteur formel qui imposent des salaires minimums et des taxes élevées. Une autre explication est que les employeurs formels sont contraints de verser des salaires élevés s'ils ne veulent pas que leurs employés démissionnent (KREBS et MALONEY, 1999, théorie du salaire d'efficience).

2. Ainsi, un employeur et un employé d'une même unité de production informelle (UPI) n'appartiendront pas au même secteur. Dans l'un des tests de robustesse, la frontière entre les deux segments du secteur informel est déplacée. Par conséquent, le terme de « secteur » utilisé pour qualifier ces « segments » est un peu abusif, mais il permet de simplifier la rédaction. La définition du secteur informel dans ce chapitre est comparable à celle utilisée dans les autres chapitres de cet ouvrage.

La méthode économétrique employée dans ce chapitre pour caractériser la segmentation est assez simple. En résumé, il s'agit de simuler une structure du marché du travail dans laquelle chaque individu est alloué au secteur dans lequel sa rémunération est la plus élevée. On obtient alors la taille prédite de chaque secteur sous l'hypothèse que le marché du travail est concurrentiel, et l'on compare aux tailles effectives. Afin de déterminer les revenus potentiels de chaque individu dans chaque secteur, une série d'équations de gains doit être estimée. Cette estimation est délicate parce qu'un processus d'auto-sélection des individus dans chaque secteur, semblable à celui décrit par ROY (1951), peut conduire à biaiser les coefficients estimés. L'enjeu principal est donc de tenir compte de ces biais de sélection. La stratégie adoptée dans ce chapitre repose sur la méthode proposée par LEE (1983). Nous testons la robustesse des résultats en appliquant également la méthode de DUBIN et MCFADDEN (1984). Une attention particulière est portée aux questions d'identification : plusieurs variables identifiantes (expliquant le choix de secteur, mais pas le niveau des revenus, conditionné à ce choix) sont proposées et testées.

Le chapitre apporte un éclairage sur la segmentation des marchés du travail dans des pays où encore peu de résultats existent. La plupart des études disponibles concernent l'Inde (BANERJEE, 1983), l'Amérique latine (PRATAP et QUINTIN, 2006 ; PAGES et STAMPINI, 2007) ou l'Afrique du Sud (BADAOU *et al.*, 2008), probablement en raison d'un manque de données suffisamment précises sur l'emploi et la rémunération dans le secteur informel. L'exploitation des données du projet Parstat permet de combler cette lacune. Nous montrons que, pour tous les pays étudiés, la taille du segment inférieur du secteur informel est plus importante que la taille prédite lorsque l'on suppose que le marché du travail est concurrentiel. Au contraire, le secteur formel et le segment supérieur du secteur informel sont tous deux plus petits. Nous concluons donc à l'existence d'une segmentation des marchés du travail. Cette conclusion est robuste à des variations dans le choix de la méthode d'analyse économétrique et à des modifications dans la distribution des caractéristiques non observées des individus. Pour finir, nous mettons en avant le rôle des réseaux familiaux pour faciliter l'accès au secteur formel.

La suite de cette étude est organisée en trois parties. La première fournit une description de la méthode utilisée. La deuxième partie présente les statistiques descriptives pertinentes pour ce chapitre. La troisième partie regroupe les résultats pour un modèle sans subdivision du secteur informel et un modèle avec subdivision, ainsi que des tests de robustesse.

## Méthode d'analyse économétrique

Le principe est de comparer les parts observées de chaque secteur/segment dans la population active avec celles prédites par un modèle de fonctionnement

concurrentiel du marché du travail. Pour simuler ces parts, chaque individu est alloué au segment pour lequel sa rémunération prédite est la plus élevée, compte tenu de ses caractéristiques (éducation, âge, sexe, etc.). Si au moins une des parts observées pour les segments supérieurs est en dehors de l'intervalle de confiance prédit par le modèle concurrentiel, on conclut à la segmentation du marché du travail<sup>3</sup>. Le principal défi est alors de tenir compte des biais de sélection. En effet, les individus vont a priori chercher à travailler dans le secteur le plus intéressant pour eux, et leur répartition entre les secteurs n'est donc pas aléatoire. En outre, la décision d'être ou non actif influence également la mesure des salaires dans les différents secteurs. Il est donc nécessaire de tenir compte de ce processus de sélection. Nous employons pour cela les méthodes proposées par LEE (1983) et DUBIN et MCFADDEN (1984).

### **Étape I : modélisation du choix de secteur**

Dans un premier temps, nous estimons une équation de choix de secteur afin de pouvoir tenir compte d'éventuels biais de sélection. Le modèle économétrique est un logit multinomial. Chaque individu a le choix entre quatre possibilités : ne pas travailler, travailler dans le secteur formel, travailler dans le secteur informel avec un statut d'entrepreneur, travailler dans le secteur informel en qualité de salarié ou d'indépendant. L'équation de sélection s'écrit :

$$S_i = \alpha + \beta Z_i + \mu_i$$

avec  $S_i$  le secteur de l'individu  $i$ ,  $Z_i$  un ensemble de variables expliquant le secteur de l'individu  $i$  et  $\mu_i$  un terme résiduel. Les variables explicatives de cette première étape sont l'âge, l'éducation, la capacité à lire et à écrire le français, la capacité à lire et à écrire une autre langue, le secteur d'emploi du père quand l'individu avait 15 ans, le nombre d'années d'éducation du père, le statut migratoire, l'appartenance à la religion dominante du pays, l'appartenance au groupe ethnique dominant, le revenu du ménage hors travail, le nombre d'enfants dans le ménage (pour les femmes uniquement), le nombre de femmes du ménage âgées de 13 ans ou plus (pour les femmes uniquement).

Ces variables sont spécifiques au genre de l'individu, mais pas au pays. L'âge et l'éducation (mesurée par le nombre d'années de scolarisation) sont les déterminants habituels du choix de secteur. L'information sur l'éducation est complétée par les deux variables indiquant la capacité à lire et écrire le français ou une autre langue. Le nombre d'années de scolarisation peut en effet être un mauvais indicateur du niveau d'éducation réel (voir chapitre 5). Par exemple, parmi ceux qui n'ont passé que quelques années à l'école primaire, certains peuvent être en mesure de lire et d'écrire proprement le français et d'autres non. Les données permettent également de tenir compte d'autres dimensions susceptibles d'avoir un impact sur le choix de secteur, telle l'étendue des réseaux

3. À l'inverse, si la taille de tous les secteurs simulée est comprise dans les intervalles de confiance, notre test ne permet pas de conclure. En effet, notre modèle peut reproduire le poids de chaque secteur sans nécessairement allouer les individus à leur véritable secteur. Toutefois, cette situation ne se produit pas dans nos résultats.

social et familial. Les variables portant sur le père de l'individu, le statut migratoire (migrant/non-migrant), le groupe ethnique, l'appartenance religieuse sont des *proxies* du réseau social et familial de l'individu. La prise en compte de cette dimension est ici particulièrement importante, puisque ces réseaux peuvent faciliter l'accès aux segments supérieurs du marché du travail. Le montant des revenus du ménage hors travail est inclus comme déterminant du choix de secteur, car les ménages les plus riches sont mieux en mesure d'accéder au statut d'entrepreneur, compte tenu de l'imperfection des marchés financiers. C'est également un des déterminants de l'inactivité. Enfin, pour les femmes uniquement, nous savons qu'il existe un arbitrage entre le travail rémunéré et l'investissement dans les tâches domestiques (voir chapitres 7 et 12). Le nombre d'enfants peut accroître la lourdeur des tâches à accomplir, alors que le nombre de femmes adultes peut au contraire la réduire. Les estimations sont réalisées séparément pour chaque pays et chaque sexe, sur un échantillon constitué de tous les individus âgés de 15 à 64 ans.

Le modèle logit multinomial repose sur l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes. Cette hypothèse peut ne pas être respectée notamment si les individus effectuent leur choix de façon séquentielle, d'abord en décidant de leur participation au marché du travail puis, pour les actifs, en décidant de leur secteur d'emploi. Cependant BOURGUIGNON *et al.* (2007) montrent, à l'aide de simulations de Monte Carlo, que les résultats de la deuxième étape de l'estimation sont robustes à la violation de cette hypothèse.

## Étape 2 : estimation des équations de gains

La deuxième étape consiste à estimer une équation de gains pour chaque secteur d'emploi, en employant la méthode de LEE (1983) pour corriger les biais liés à l'auto-sélection. L'équation suivante exprime le logarithme du salaire d'un individu  $i$ , appartenant au secteur  $s$ , en fonction d'un ensemble de variables,  $X_i$ , expliquant le salaire et  $m_i$  le terme de sélection estimé par l'équation de choix de secteur :

$$\ln w_{is} = \beta_s \cdot X_i + \gamma_s \cdot m_i + \varepsilon_i$$

où  $\varepsilon_i$  est un terme aléatoire suivant une loi normale de moyenne nulle et de variance  $\sigma_s$ . La liste des variables explicatives de cette équation est sujette à modifications selon le pays et le genre. Les variables explicatives communes à toutes les spécifications sont l'expérience potentielle (âge duquel on retire le nombre d'années de scolarisation augmenté de 7) et son carré, l'éducation (mesurée par le nombre d'années de scolarisation), la capacité à lire et écrire le français ou une autre langue. Pour chaque pays et chaque sexe, nous testons si les autres variables explicatives de la première étape (secteur et éducation du père, revenu du ménage hors travail, nombre d'enfants et de femmes du ménage, etc.) ont des coefficients significativement différents de zéro. Chaque variable est testée séparément. Lorsque le test conduit au rejet de l'hypothèse que le coefficient est nul, nous ajoutons la variable à la liste des variables explicatives de la deuxième étape et recommençons le test pour toutes les autres

variables. Cette procédure est conduite jusqu'à ce que toutes les exogènes exclues aient un coefficient nul dans l'équation de gains<sup>4</sup>. Le modèle est identifié non paramétriquement si cette liste n'est pas vide.

D'autres procédures auraient pu être envisagées pour corriger le biais de sélection (DAHL, 2002 ; DUBIN et MCFADDEN, 1984). Cependant BOURGUIGNON *et al.* (2007) montrent que la méthode de Lee est préférable lorsque l'on travaille avec de petits échantillons, ce qui est notamment le cas pour les échantillons de femmes (environ 200 observations pour le secteur formel et celui des entrepreneurs informels). Ils concluent, plus précisément, que la méthode de Lee est plus efficace lorsque l'on travaille avec des échantillons de 50 observations. La méthode de Dubin et McFadden doit en revanche lui être préférée lorsque l'échantillon est de 500 observations ou au-delà. Comme les échantillons employés dans cette étude ont une taille comprise entre ces deux bornes, il peut être judicieux d'employer les deux méthodes à des fins de comparaison. Ainsi, nous choisissons la méthode de Lee pour produire l'essentiel des résultats de l'étude, mais nous confrontons les résultats obtenus avec celle de Dubin et McFadden afin d'en évaluer la robustesse.

### Étape 3 : prédiction de la part de chaque secteur

La dernière étape consiste à simuler pour chaque individu le salaire potentiel dans chaque secteur d'emploi :  $w_{is}^*$ . À ce revenu prédit moyen, nous ajoutons le résultat d'un tirage aléatoire,  $\hat{u}_{is}$ , réalisé dans la loi normale de moyenne nulle et de variance  $\sigma_s^2$ . Chaque individu est alors alloué au secteur d'emploi qui lui fournit le revenu le plus élevé :

$$S_i^* = \arg \max_s \{ w_{is}^* + \hat{u}_{is} \}.$$

On calcule ensuite la part de chaque secteur dans l'ensemble des choix simulés. De façon à obtenir un intervalle de confiance, nous calculons ces parts avec une série de 20 tirages différents du terme aléatoire  $\hat{u}_{is}$ . Par ailleurs, pour tenir compte du fait que l'estimation des parts est réalisée en trois étapes, les écarts types des estimateurs sont obtenus par une méthode de bootstrap avec 200 répliques. Il ne reste plus ensuite qu'à comparer les parts observées avec les intervalles de confiance simulés. Lorsque la valeur observée est en dehors de l'intervalle de confiance, on peut conclure que le marché est segmenté.

Pour terminer avec cette présentation de la méthode, une dernière remarque doit être faite. La simulation du choix de secteur effectuée au cours de l'étape 3 repose sur l'hypothèse que seul le niveau de revenu détermine le choix de secteur effectué par l'individu. C'est évidemment une hypothèse restrictive, mais elle est habituelle dans cette littérature, car les données ne permettent pas en général de prendre en compte séparément les déterminants non monétaires des préférences individuelles. Par ailleurs, à la différence de l'étape 3 où l'on suppose que

4. Le résultat de cette procédure dépend de l'ordre des variables testées. Néanmoins, comme il n'existe pas d'ordre naturel entre nos variables explicatives, nous ne voyons pas quelle procédure alternative pourrait être utilisée.

l'individu, s'il n'était pas contraint, choisirait de travailler dans le secteur le plus rémunérateur, l'étape 1 analyse les choix de ce même individu sous contraintes, notamment celles qui résultent de la segmentation du marché du travail.

## Statistiques descriptives et hétérogénéité du secteur informel

Les données sont celles de la phase 1 des sept *enquêtes 1-2-3* réalisées dans les capitales francophones de l'UEMOA. Les variables de la phase 1 permettent d'identifier aussi précisément que possible le secteur d'emploi des personnes interrogées. Pour celles travaillant dans le secteur informel, elles permettent également de distinguer entre les salariés, les travailleurs indépendants (sans employé) et les entrepreneurs dirigeants (chef d'UPI avec au moins un employé). Nous expliquons ci-dessous les critères d'identification du secteur informel, puis présentons les principales statistiques descriptives.

### Identification du secteur informel

Distinguer, au sein du secteur informel, ceux qui appartiennent aux segments supérieur et inférieur n'est pas totalement trivial. L'idée sous-jacente à ce travail est que certains de ceux qui exercent leur activité dans le secteur informel tirent bénéfice de l'informalité et donc appartiennent au segment supérieur. Nous supposons que les entrepreneurs qui emploient au moins une personne (et que nous appelons entrepreneurs dirigeants) appartiennent à ce segment, et ce même si la personne employée n'est pas rémunérée. Il est en effet raisonnable de penser qu'ils tirent bénéfice de l'informalité : ils sont exempts de charges sociales, n'ont pas à établir de contrats formels, ne sont pas tenus de respecter le salaire minimum et peuvent embaucher ou licencier leurs employés comme ils l'entendent.

On peut imaginer au moins deux autres façons de définir le segment supérieur du secteur informel. La première est de considérer que seuls ceux qui ont au moins un employé rémunéré appartiennent à ce segment. Il est en vérité fort probable que leurs firmes sont les plus importantes et les plus solidement établies sur le marché. Cependant, cette solution pose un problème pour l'estimation des différentes équations, car le nombre de ces entrepreneurs est très faible (moins de 10 % de la population). À l'opposé, la seconde solution est de considérer que tous les entrepreneurs informels, qu'ils aient ou non un employé, appartiennent au segment supérieur. Cette solution est à priori moins convaincante, car les avantages de l'informalité sont réduits pour ceux qui n'emploient personne. De plus, deux études récentes (DE MEL *et al.*, 2008 ; PARGA et MONDRAGN-VLEZ, 2008) sur les entrepreneurs du secteur informel apportent des

éléments qui justifient d'exclure les entrepreneurs individuels du segment supérieur. Sur des données colombiennes, PARGA et MONDRAGN-VLEZ (2008) trouvent que les entrepreneurs dirigeants diffèrent significativement des entrepreneurs individuels. Leurs revenus sont significativement plus élevés que ceux des salariés, ce qui n'est pas le cas des entrepreneurs individuels. Par ailleurs, leurs résultats suggèrent que les entrepreneurs individuels n'ont pas plus de chance de devenir entrepreneurs dirigeants que les salariés. Ces résultats sont confirmés par DE MEL *et al.* (2008) à partir d'une classification sur données sri-lankaises, qui montre que les entrepreneurs individuels sont plus proches des salariés que des entrepreneurs dirigeants. Enfin, un des tests de robustesse que nous avons réalisés a été de modifier la définition du segment supérieur en y ajoutant les entrepreneurs individuels. Les résultats ont changé de façon importante, ce qui indique que les entrepreneurs dirigeants et individuels sont trop différents pour être réunis dans un même segment.

Au final, notre classification peut être résumée de la façon suivante :

- secteur formel : fonctionnaires et employés des firmes enregistrées ;
- secteur informel : travailleurs au service d'une entreprise non enregistrée ou d'une association :
- segment supérieur (entrepreneurs dirigeants) : entrepreneurs du secteur informel employant au moins une personne, rémunérée ou non ;

Tableau 1  
Répartition entre les secteurs – Hommes (%)

Secteurs et statuts	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Togo	Sénégal
Inactif	30	33	31	30	37	30	36
Formel	20	22	24	22	21	19	19
<b>Informel</b>							
Travailleurs informels	35	32	34	34	33	37	34
Dirigeants informels	14	13	11	14	9	14	10

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I, 2001-2003, INS, Afristat, Dial ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

Tableau 2  
Répartition entre les secteurs – Femmes (%)

Secteurs et statuts	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Togo	Sénégal
Inactif	31	52	42	49	68	30	60
Formel	7	8	7	5	6	5	6
<b>Informel</b>							
Travailleurs informels	51	34	43	40	21	52	31
Dirigeants informels	11	6	8	5	5	12	4

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

- segment inférieur : entrepreneurs individuels et salariés ;
- inactifs : personnes sans emploi ou en dehors du marché du travail.

Nous obtenons la répartition présentée dans les tableaux 1 et 2 pour les différents pays.

Quels que soient le pays et le sexe, le secteur informel (travailleurs et dirigeants) est largement le premier employeur. Moins de 10 % des femmes et environ 20 % des hommes travaillent dans le secteur formel. Les dirigeants informels sont moins nombreux que les travailleurs informels, cependant ils représentent un groupe non négligeable, de taille comparable à celui du secteur formel pour les femmes et représentant environ 12 % des individus pour les hommes.

### **Le secteur des dirigeants informels : un secteur intermédiaire**

L'examen des statistiques descriptives révèle que le secteur des dirigeants informels est intermédiaire entre le secteur formel et celui des salariés et entrepreneurs individuels du secteur informel<sup>5</sup>. La première base de comparaison est naturellement celle des revenus. Le fait le plus marquant dans les marchés du travail urbain des pays de l'UEMOA est l'écart entre les salaires moyens des secteurs formels et informels, particulièrement pour les femmes. À titre illustratif, les densités des salaires pour les femmes et les hommes sont présentés dans la figure 1 pour le Bénin. La distribution des revenus horaires des dirigeants informels est clairement située entre celle du secteur formel et celle du segment inférieur du secteur informel. Cette constatation peut être faite pour tous les pays étudiés.

Le tableau 3 présente les principales caractéristiques des individus d'âge actif au Bénin. Les statistiques sont produites séparément pour les hommes et les femmes et pour chaque secteur. Sans surprise, on constate qu'une large part de l'écart de salaire peut être expliquée par les caractéristiques des individus. Les travailleurs du secteur formel sont en particulier plus âgés, nettement plus éduqués que leurs homologues du secteur informel et, au sein du secteur informel, les entrepreneurs sont légèrement plus éduqués que les travailleurs. On note également une plus forte proportion d'individus pratiquant la religion dominante, ayant un père éduqué ou exerçant lui-même dans le secteur formel parmi les actifs du secteur formel. Ces écarts sont constatés pour les deux sexes mais ont une amplitude plus importante pour les femmes, ce qui résulte probablement de leur moindre participation au marché du travail et de la plus forte sélection de celles qui intègrent le secteur formel. On note enfin que les femmes du secteur formel ont, dans leur ménage, un nombre plus faible d'enfants âgés de moins de 9 ans. Des résultats similaires sont constatés pour les autres capitales. Nous choisissons de ne pas les reproduire ici afin de ne pas surcharger inutilement l'exposé (voir note 5).

5. Certaines illustrations ne sont présentées que pour le Bénin. Les résultats pour les autres pays sont relativement similaires mais non présentés dans un but de concision. Il peuvent cependant être trouvés dans la version longue de ce chapitre à l'adresse : <http://www.dial.ird.fr/publications>.

Tableau 3  
Statistiques descriptives – Bénin

Caractéristiques	Hommes			
	Inactifs	Formel	Informel	
			Entrepreneurs	Travailleurs
Salaire horaire (milliers FCFA)	-	2,08	1,46	1,16
Âge (années)	26	38	36	30
Éducation (années)	9,43	11,29	6,65	5,78
Lit et écrit le français (%)	94	94	78	70
Lit et écrit une autre langue (%)	48	47	24	22
Pratique la religion dominante (%)	69	71	59	58
Appartient au groupe ethnique majoritaire (%)	59	61	55	57
Père inactif (%)	23	26	26	25
Père dans le secteur informel (%)	34	35	48	47
Père dans le secteur formel (%)	42	40	27	28
Éducation du père (années)	6,77	4,84	3,05	3,33
Revenu hors travail du ménage (milliers FCFA mensuels)	63,1	34,2	12,2	11,8
	Femmes			
	Inactifs	Formel	Informel	
			Entrepreneurs	Travailleurs
Salaire horaire (milliers FCFA)	-	1,87	0,81	0,52
Âge (années)	28	37	39	31
Éducation (années)	6,61	11,54	3,99	3,32
Lit et écrit le français (%)	72	95	51	44
Lit et écrit une autre langue (%)	33	60	13	10
Pratique la religion dominante (%)	68	78	66	64
Appartient au groupe ethnique majoritaire (%)	58	68	55	59
Père inactif (%)	21	21	25	25
Père dans le secteur informel (%)	40	23	43	51
Père dans le secteur formel (%)	40	56	32	23
Éducation du père (années)	5,69	7,27	3,43	2,93
Revenu hors travail du ménage (milliers FCFA mensuels)	62,400	12,400	30,800	26,500
Femmes âgées de 13 ans ou plus dans le ménage	2,57	2,21	2,31	2,32
Enfants âgés de 0 à moins de 1 an	0,15	0,15	0,13	0,18
Enfants âgés de 1 à 3 ans	0,14	0,12	0,16	0,17
Enfants âgés de 4 à 9 ans	0,51	0,48	0,55	0,62

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

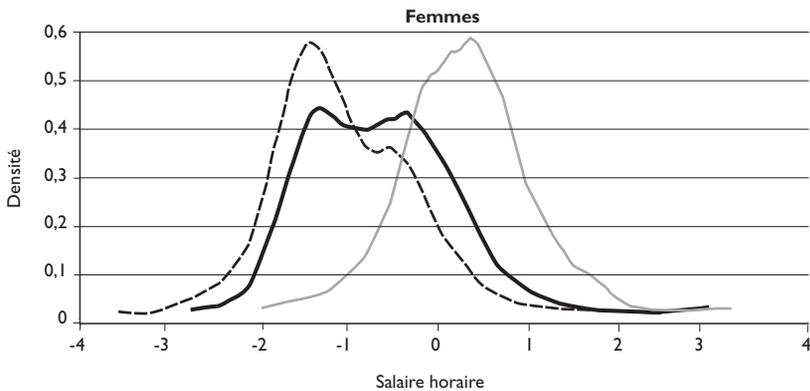
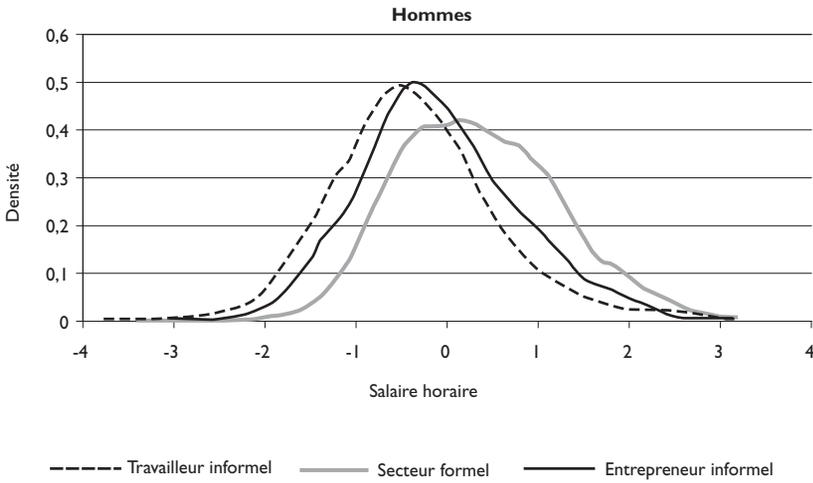


Figure 1

*Densité des salaires horaires (logarithme), Bénin.*

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

## Résultats économétriques

Nous appliquons tout d'abord notre méthodologie en répartissant les individus entre trois secteurs (formel, informel et inactifs). Nous présentons simplement le résultat final, c'est-à-dire la proportion d'individus prédits dans le secteur formel parmi les individus effectivement actifs. Les différentes étapes de l'estimation (estimation d'une équation de choix de secteur, estimation d'équations de salaire) sont développées uniquement pour le modèle à quatre secteurs puisque, d'une certaine façon, celui-ci englobe le modèle à trois secteurs.

## Le modèle à trois secteurs

Les individus sont affectés au secteur dans lequel leur salaire prédit est le plus élevé ; on calcule ensuite la proportion d'individus qui se trouvent dans le secteur formel. Nous résumons dans le tableau 4 les proportions trouvées dans les différentes simulations pour les hommes et les femmes. On calcule la moyenne, la médiane, le 2,5<sup>e</sup> et le 97,5<sup>e</sup> percentile. Nous obtenons ainsi un intervalle de confiance à 95 % de la proportion estimée. Nous vérifions si la proportion observée<sup>6</sup> est incluse dans cet intervalle de confiance.

Tableau 4  
Proportions observées et prédites de l'emploi dans chaque secteur – Modèle à trois secteurs

Secteur	Hommes						
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Formel	29 (43-51)	32 (66-74)	35 (60-67)	32 (54-62)	33 (56-66)	30 (57-66)	28 (48-60)
Informel	71 (49-57)	68 (26-34)	65 (33-40)	68 (38-46)	67 (34-44)	70 (34-42)	72 (40-52)
Secteur	Femmes						
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Formel	10 (66-88)	16 (78-92)	12 (52-80)	11 (24-79)	19 (47-85)	14 (47-77)	8 (48-83)
Informel	90 (12-34)	84 (8-22)	88 (20-48)	89 (21-76)	81 (15-53)	86 (23-53)	92 (17-52)

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

Note : les valeurs entre parenthèses sont les bornes de l'intervalle de confiance à 95 % des valeurs prédites par le modèle.

Pour les femmes, les résultats sont clairs et similaires pour tous les pays. Si les femmes actives travaillaient avec le salaire horaire le plus élevé qu'elles puissent obtenir, elles seraient beaucoup plus nombreuses dans le secteur formel. La proportion observée est toujours inférieure au 2,5<sup>e</sup> percentile de la proportion prédite par notre modèle. Des résultats identiques sont trouvés pour les hommes. On peut noter que les intervalles de confiance pour les femmes sont toujours nettement plus larges que pour les hommes, témoignant de la plus grande difficulté à identifier les déterminants de l'allocation entre les secteurs et ceux du salaire pour les femmes que pour les hommes. Les estimations pour les hommes sont de ce fait plus précises. Quoi qu'il en soit, ces premiers résultats indiquent une segmentation du marché du travail dans chacun des pays étudiés, l'accès au secteur formel apparaissant rationné.

## Le modèle à quatre secteurs

Pourquoi subdiviser le secteur informel ? Comme nous l'avons souligné précédemment, certains auteurs pensent que le secteur informel recoupe deux réalités

6. Ces chiffres sont différents de ceux donnés dans les tableaux 1 et 2, car c'est la moyenne sur la population active et non la moyenne sur toute la population comme précédemment.

différentes : des travailleurs défavorisés et d'autres qui profitent de la flexibilité liée à l'absence de législation. Si cette vision est juste, mélanger ces deux segments dans un même secteur, comme précédemment, conduit à des conclusions fausses puisque l'on modélise de manière identique les deux segments. Si le segment des dirigeants informels est effectivement un segment attractif en termes de revenu, le modèle à trois secteurs prédit une proportion plus faible d'individus dans le secteur formel, et la conclusion sur la segmentation sera moins directe. Dans les paragraphes qui suivent, nous donnons le détail des résultats obtenus au cours de chacune des trois étapes de la simulation pour le modèle à quatre secteurs. Nous présentons tout d'abord les résultats de l'estimation du modèle de choix de secteur, puis ceux des équations de gains, enfin les simulations d'allocation entre les secteurs sous l'hypothèse d'un fonctionnement concurrentiel du marché du travail.

### *Choix de secteur*

Les équations de choix de secteur sont données dans les tableaux 5 a pour les hommes et 5 b pour les femmes (voir annexe 1). Le secteur de référence est le secteur des travailleurs informels. Sans rentrer dans les détails, nous donnons ici les principales conclusions. Pour ce qui concerne l'âge et l'éducation, nos résultats rejoignent ceux habituellement trouvés dans la littérature. Plus un individu est âgé, plus sa probabilité d'être dans le secteur formel ou dans le secteur des dirigeants informels est grande. Les jeunes ont une probabilité plus forte d'être inactifs, ce qui peut résulter de la forte proportion d'étudiants et de jeunes actifs en recherche de leur premier emploi. Une fois entrés sur le marché du travail, les jeunes ont une plus forte probabilité de travailler dans le segment inférieur du secteur informel que dans le segment supérieur ou que dans le secteur formel. Le nombre d'années d'éducation augmente la probabilité de se trouver dans le secteur formel ou d'être inactif. En revanche, cela ne semble pas influencer la probabilité d'être dirigeant informel (plutôt que travailleur informel). Ceci peut s'expliquer de la façon suivante : les individus éduqués trouvent un emploi dans le secteur formel ou bien préfèrent rester inactifs, plutôt que de rejoindre le secteur informel. Lire et écrire le français ou une autre langue peut renforcer l'effet de l'éducation, mais ce n'est pas un effet commun à tous les pays. Pour les hommes, on peut noter que soit l'éducation (Bénin et Togo), soit la capacité de lire et écrire le français (Burkina Faso et Mali), soit celle de lire et écrire une autre langue (Côte d'Ivoire, Niger, Sénégal) accroissent la probabilité d'être un entrepreneur dirigeant plutôt qu'un salarié ou un travailleur indépendant du secteur informel. L'éducation au sens large semble donc avoir un impact pour l'accès au segment supérieur du secteur informel, mais pas de façon aussi tranchée que pour l'accès au secteur formel.

Les autres variables explicatives de l'allocation entre les secteurs sont le revenu du ménage hors travail (*proxy* de la richesse du ménage), la composition du ménage (uniquement pour les femmes), ainsi que l'éducation et le secteur d'emploi du père, l'appartenance religieuse et ethnique et le statut migratoire (*proxies* du réseau social de l'individu). Ces variables peuvent influencer le

secteur d'appartenance de l'individu sans déterminer directement son revenu. De telles variables permettent ainsi de mettre en évidence l'existence de la segmentation. En effet, supposons par exemple que l'éducation du père modifie significativement la probabilité d'accéder au secteur formel sans influencer le revenu potentiel. Alors, même s'il a financièrement intérêt à travailler dans le secteur formel, un individu avec un père peu éduqué ne pourra pas sortir du secteur informel. Ces variables permettent également de mieux comprendre les mécanismes de rationnement. En outre, elles sont nécessaires pour l'identification non paramétrique du modèle.

Notons que, contrairement à ce qui se fait dans d'autres études, nous n'imposons pas de condition d'exclusion sur la liste des variables. Pour chaque pays et chaque genre, nous testons si les variables potentiellement exclues ont un coefficient non nul dans l'équation de gains. Si c'est le cas, la variable est retirée de la liste des variables exclues et employée comme explicative. Afin de faciliter la lecture des résultats, dans les tableaux 5 a et 5 b, les coefficients des variables potentiellement exclues qui n'impactent pas directement les gains apparaissent en caractères gras et en italiques.

### *Un aperçu du processus de segmentation*

Les résultats indiquent que les hommes avec un père employé dans le secteur formel ont plus de probabilités d'y accéder (relativement à celles d'accéder au segment inférieur du secteur informel) dans quatre pays sur sept, sans avoir d'impact significatif sur les revenus dans ce secteur (voir également les résultats au bas du tableau 6 a en annexe). De plus, l'éducation du père a également un effet positif sur l'accès au secteur formel dans trois pays sur sept. La même remarque peut-être faite pour les hommes appartenant à la communauté religieuse dominante. Cependant, cette variable n'est pas très discriminante puisque, dans la plupart des pays, ce groupe représente plus de 90 % de la population. L'effet du statut migratoire est intéressant puisqu'il impacte positivement la probabilité d'accéder au secteur formel, mais négativement celle d'accéder au segment supérieur du secteur informel. Ceci peut recouvrir deux phénomènes différents. D'une part, les migrants internes peuvent avoir été mutés dans la capitale, ce qui est plus probablement le cas s'ils sont employés d'une entreprise du secteur formel ou d'une administration, ou alors ils peuvent être venus pour étudier et ensuite avoir trouvé un emploi dans le secteur formel. D'autre part, certains migrants peuvent avoir été empêchés d'accéder au segment supérieur du secteur informel en raison d'une faiblesse relative de leur réseau social. Ils se retrouvent alors cantonnés au secteur des travailleurs informels. Enfin, le revenu du ménage hors travail a un effet positif sur la probabilité d'être inactif, mais pas sur celle d'être un entrepreneur dirigeant, sauf au Sénégal où l'effet est marginal.

Pour les femmes, les résultats sont moins nets. L'appartenance au groupe ethnique ou religieux dominant semble favoriser l'accès au secteur formel dans certains pays, alors que le nombre d'enfants dans le ménage accroît plutôt la

probabilité de rester dans le segment inférieur du secteur informel. Le revenu du ménage hors travail tend plutôt à augmenter celle d'être inactive, mais moins fortement que pour les hommes.

### *Identification*

Notre modèle est toujours identifié, du fait de la non-linéarité du terme correctif de Lee. Cependant, ce type d'identification repose sur une hypothèse relative à la forme supposée de la distribution des termes stochastiques dans le modèle. Une identification non paramétrique reposant sur l'exclusion d'au moins une variable identifiante de l'équation de gains, mais explicative de l'allocation entre les secteurs, est cependant plus convaincante. Pour les hommes, une telle variable existe toujours, quel que soit le secteur. Pour les femmes, l'identification est plus fragile. Cela peut résulter de la taille restreinte des échantillons, la participation des femmes étant faible dans certains pays et leur présence dans le secteur formel parfois anecdotique. Cependant, nous pensons qu'il est pertinent de séparer les hommes et les femmes dans nos estimations, le choix de secteur et la formation des revenus ne répondant pas forcément aux mêmes déterminants selon le sexe considéré.

### *Équations de gains*

Les estimations des équations de salaire par la méthode de Lee sont présentées dans les tableaux 6 a et 6 b (voir annexe). Au bas de chaque tableau, on trouve les résultats des tests réalisés pour déterminer la liste des variables identifiantes, c'est-à-dire exclues de l'équation de gains, mais incluses dans l'équation de choix de secteur. La probabilité de rejet sous l'hypothèse nulle est également reportée (p-value). Lorsque cette probabilité est trouvée plus grande que 0,05, la variable est incluse dans la liste des déterminants du revenu horaire. Une telle procédure est appliquée pour chaque couple (pays, genre) de sorte que la liste des variables explicatives est spécifique à ce couple.

Pour ce qui concerne les variables habituellement incluses dans les équations de gains de Mincer (éducation et expérience), leurs rendements ne sont pas identiques d'un pays à l'autre. Cependant, le sens général des résultats est partout le même et conforme aux résultats de la littérature. Le rendement de l'expérience est positif et décroissant dans le secteur formel et dans le segment inférieur du secteur informel. Pour ce qui concerne les entrepreneurs dirigeants, le rendement est le plus souvent non significatif. Les rendements de l'éducation sont presque toujours trouvés positifs et significatifs. Notons que les rendements sont presque toujours plus élevés dans le secteur formel que dans le secteur informel et souvent plus faibles dans le secteur des dirigeants informels que dans celui des salariés ou des travailleurs indépendants. De plus, ils diffèrent entre les hommes et les femmes, avec un avantage en faveur des hommes dans le secteur informel. Enfin, lorsque le coefficient est significatif, la migration a un impact négatif sur les revenus du secteur informel.

### Les marchés du travail sont-ils segmentés ?

Nous sommes maintenant en mesure de simuler l'allocation de chaque individu entre les secteurs, sous l'hypothèse d'un fonctionnement concurrentiel du marché du travail et en supposant que seules les différences de revenus déterminent les choix. Le revenu potentiel de chaque individu dans chaque secteur d'emploi est déterminé à partir d'une valeur prédite du revenu moyen, issue de l'estimation des équations de gains, à laquelle on ajoute un terme aléatoire tiré dans la loi normale. Chaque individu est ensuite alloué au secteur où ses gains sont les plus élevés. Cette procédure est répétée 4 000 fois pour tenir compte du fait que l'estimation est réalisée en plusieurs étapes et pour ne pas rendre le résultat contingent à un tirage aléatoire particulier. Pour chaque exécution de la procédure, la part de chaque secteur est calculée. On obtient alors la part prédite et un intervalle de confiance à 95 %. Pour finir, nous examinons si l'intervalle de confiance recouvre la valeur observée. Lorsque cela n'est pas le cas, l'hypothèse d'un fonctionnement compétitif du marché est rejetée.

Pour les hommes (tableau 7), les résultats sont assez nets : les marchés du travail sont segmentés. Le secteur formel et celui des dirigeants informels apparaissent comme des secteurs supérieurs, alors que le secteur des travailleurs indépendants et des salariés informels semble choisi en dernier ressort. À l'exception du Bénin, les parts observées de l'emploi dans le secteur

Tableau 7  
Résultats de la simulation – Modèle à quatre secteurs

Secteur et statut	Hommes						
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Secteur formel	<b>29 (25,34)</b>	32 (42,55)	35 (43,48)	32 (33,44)	33 (38,48)	30 (36,44)	28 (31,41)
Travailleurs informels	51 (29,36)	49 (14,19)	49 (22,27)	48 (22,29)	52 (22,30)	54 (16,21)	53 (24,31)
Entrepreneurs dirigeants	21 (36,41)	19 (28,44)	15 (27,32)	20 (32,39)	14 (28,37)	16 (37,44)	19 (33,40)
Secteur et statut	Femmes						
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Secteur formel	10 (46,78)	16 (53,84)	12 (32,64)	11 (15,66)	19 (30,74)	14 (29,59)	8 (34,74)
Travailleurs informels	74 (7,19)	72 (5,15)	74 (13,28)	79 (14,35)	66 (11,28)	76 (15,29)	75 (10,29)
Entrepreneurs dirigeants	<b>16 (15,37)</b>	<b>12 (10,33)</b>	14 (22,43)	10 (20,52)	<b>16 (14,44)</b>	10 (26,45)	<b>18 (16,38)</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

Note : Dans chaque case sont indiqués la part observée de chaque secteur, ainsi que l'intervalle de confiance à 95 % de la part prédite par le modèle concurrentiel (entre parenthèses). Les résultats apparaissent en caractères gras lorsque la part observée est comprise dans l'intervalle de confiance.

formel et dans celui des dirigeants informels sont toujours plus petites que celles prédites par le modèle et en dehors de l'intervalle de confiance. Au contraire, la part du segment inférieur du secteur informel est environ deux fois plus élevée que celle prédite et strictement supérieure à la borne supérieure de l'intervalle de confiance. En d'autres termes, si les individus étaient libres de choisir le secteur qui leur rapporte le revenu le plus élevé, la taille du secteur des travailleurs indépendants et des salariés du secteur informel serait plus petite.

Pour les femmes (tableau 7), la part observée de l'emploi dans le segment inférieur du secteur informel est toujours plus grande que celle prédite et en dehors de l'intervalle de confiance. De plus, la part observée de l'emploi formel est plus faible que celle prédite par le modèle. Contrairement aux hommes, la taille observée du secteur des entrepreneurs dirigeants est à l'intérieur de l'intervalle de confiance de la prédiction du modèle dans trois pays sur sept. Il faut noter que les intervalles de confiance sont très grands pour les femmes. Ceci résulte du manque de précision des estimations des équations de gains, basées sur de petits échantillons. Une solution à ce problème pourrait être de réunir hommes et femmes dans un seul échantillon, cependant les écarts constatés dans les rendements de l'éducation et de l'expérience invalident cette solution.

Pour résumer, tous les marchés du travail étudiés dans cette étude apparaissent segmentés. Le secteur des travailleurs indépendants et des salariés de l'informel apparaît comme un secteur inférieur, dont la taille est plus élevée que celle qu'il aurait si le marché fonctionnait de façon compétitive. Ceci est dû au rationnement des emplois à la fois dans le secteur formel et dans celui des dirigeants informels. Pour les femmes, dans certains pays (Côte d'Ivoire, Sénégal, Togo), seuls les emplois du secteur formel semblent rationnés.

## Tests de robustesse

Nous avons confronté nos résultats à ceux obtenus à la suite de trois modifications de la stratégie d'estimation : emploi d'une méthode différente pour corriger la sélection endogène des individus dans les secteurs ; modification d'une hypothèse sur la distribution des termes d'hétérogénéité non observée dans les équations de gains ; modification de la définition du segment supérieur du secteur informel.

### *Changer la façon de corriger les biais de sélection*

Plutôt que d'employer la méthode de LEE (1983) pour corriger les biais de sélection, nous pouvons employer celle proposée par DUBIN et MCFADDEN (1984). Selon BOURGUIGNON *et al.* (2007), la méthode de Lee est préférable pour de petits échantillons, alors que celle de Dubin et McFadden est préférable pour des échantillons de taille 500 à 5 000. Comme beaucoup des échantillons utilisés dans cette étude ont une taille comprise entre 50 et 500, et que certains

Tableau 8  
Résultats de la simulation – Méthode de Dubin et McFadden

Hommes - Modèle à quatre secteurs							
Secteur et statut	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Secteur formel	<b>29 (23,32)</b>	32 (41,55)	<b>35 (33,46)</b>	<b>32 (28,42)</b>	<b>33 (33,48)</b>	30 (32,45)	28 (30,39)
Travailleurs informels	51 (31,40)	49 (13,23)	49 (24,34)	48 (24,32)	52 (21,30)	54 (16,24)	53 (24,30)
Entrepreneurs dirigeants	21 (32,42)	19 (29,40)	15 (26,37)	20 (33,43)	14 (25,40)	16 (36,46)	19 (35,41)
Hommes – Modèle à trois secteurs							
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Formel	29 (41,53)	32 (63,75)	35 (55,68)	32 (43,60)	33 (51,66)	30 (54,67)	28 (46,59)
Informel	71 (47,59)	68 (25,37)	65 (32,45)	68 (39,57)	67 (34,48)	70 (33,46)	72 (41,54)
Femmes – Modèle à quatre secteurs							
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Secteur formel	10 (38,83)	16 (46,86)	12 (28,62)	11 (12,53)	19 (33,79)	14 (23,65)	8 (28,73)
Travailleurs informels	74 (6,24)	72 (5,20)	74 (13,30)	79 (17,38)	66 (10,28)	76 (13,34)	75 (11,32)
Entrepreneurs dirigeants	<b>16 (10,40)</b>	<b>12 (8,34)</b>	14 (25,48)	10 (28,57)	<b>16 (10,41)</b>	10 (21,46)	

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

Note : voir note tableau 7.

ont une taille nettement supérieure (cas du segment inférieur du secteur informel), nous avons reproduit nos résultats en employant la méthode de Dubin et McFadden. Les résultats sont reproduits dans le tableau 8.

Concernant les hommes, le schéma de la segmentation reste globalement identique. Pour chaque pays, la part observée du secteur des travailleurs indépendants et des salariés informels est au-dessus de la borne supérieure de l'intervalle de confiance, alors que celle des entrepreneurs dirigeants est en dessous de la borne inférieure pour ce secteur. Toutefois, le secteur formel semble relativement moins attractif que l'image obtenue avec la méthode de Lee. Pour quatre pays sur sept, la valeur observée est compatible avec celle prédite par le modèle. La comparaison avec les résultats du modèle à trois secteurs est instructive : le fait de prendre en compte correctement la dualité du secteur informel réduit l'attractivité du secteur formel. Ce secteur est en effet toujours clairement plus petit que ce qu'il devrait être avec un marché compétitif, mais la conclusion diffère dans le modèle à quatre secteurs. Le secteur formel n'apparaît plus aussi attractif et le secteur des dirigeants informels semble le plus rationné.

Pour les femmes, les résultats restent identiques aux précédents et sont robustes à cette modification de méthode.

### *Modification des hypothèses sur la distribution de l'hétérogénéité non observée*

La deuxième hypothèse que nous voulons mettre à l'épreuve est celle de l'indépendance entre les termes aléatoires lorsque l'on prédit les revenus à l'issue de la deuxième étape. Ces termes aléatoires, entre autres choses, représentent les aptitudes non observées des individus pour chaque secteur d'emploi. Nous avons jusqu'à présent fait l'hypothèse que ces termes sont indépendants entre les secteurs. Cela semble une hypothèse forte, puisque les aptitudes requises peuvent être, au moins en partie, identiques d'un secteur à l'autre. Pour tester la sensibilité de nos résultats à cette hypothèse, nous supposons maintenant qu'il existe une corrélation parfaite entre ces termes aléatoires : si une aptitude accroît les revenus potentiels dans un secteur, elle devrait avoir le même impact dans les autres secteurs. Les résultats sont présentés dans le tableau 9. Ils n'apparaissent pas modifiés en profondeur. Pour les hommes, la taille du secteur formel reste significativement plus faible que celle prédite par le modèle, tandis que le secteur des employés et des travailleurs indépendants de l'informel est plus grand. Le secteur des dirigeants informels est plus petit que celui prédit dans trois pays sur sept. Pour les quatre autres, la taille observée appartient à l'intervalle de confiance. En conséquence, le schéma général de segmentation

Tableau 9  
Résultats de la simulation – Modèle à quatre secteurs –  
Corrélation parfaite entre le terme d'erreur des équations de gains

Secteur et statut	Hommes						
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Secteur formel	29 (9,36)	32 (61,96)	35 (60,83)	32 (38,73)	33 (41,82)	30 (39,72)	28 (37,77)
Travailleurs informels	51 (0,35)	49 (0,4)	49 (0,10)	48 (0,19)	52 (1,19)	54 (0,2)	53 (0,17)
Entrepreneurs dirigeants	21 (53,70)	19 (3,38)	15 (14,37)	20 (20,55)	14 (6,48)	16 (28,60)	19 (23,54)
Secteur et statut	Femmes						
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Secteur formel	10 (55,100)	16 (66,100)	12 (36,96)	11 (13,97)	19 (29,97)	14 (25,90)	8 (40,100)
Travailleurs informels	74 (0,7)	72 (0,2)	74 (0,10)	79 (0,18)	66 (0,17)	76 (0,17)	75 (0,19)
Entrepreneurs dirigeants	16 (0,43)	12 (0,33)	14 (4,59)	10 (2,74)	16 (0,52)	10 (10,63)	18 (0,51)

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

Note : voir note tableau 7.

est confirmé, mais le rationnement de l'accès au segment des dirigeants informels est remis en question pour quatre pays (Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Niger). Toutefois, l'hypothèse d'une corrélation parfaite est extrême, et le fait que les résultats sont maintenus pour certains pays est remarquable.

Pour les femmes et pour tous les pays, le segment inférieur du secteur informel demeure surdimensionné. De plus, la taille du secteur formel demeure plus petite que celle prédite par le modèle. Cependant, pour tous les pays, la taille observée du secteur des dirigeants informels est à l'intérieur de l'intervalle de confiance. Le problème de précision des résultats est aggravé. L'intervalle de confiance le plus large est [13,97] pour le secteur formel au Mali. Cela souligne de nouveau le fait que les résultats obtenus pour les femmes sont moins robustes.

En résumé, pour les femmes, tous nos tests conduisent à conclure que le marché du travail est segmenté. La part du segment inférieur du secteur informel est plus grande que celle que l'on devrait observer si le marché était compétitif et celle du secteur formel plus petite. Toutefois, la fiabilité des résultats peut être mise en doute du fait de la faiblesse de certains échantillons. Pour les hommes, tous les marchés étudiés sont également segmentés. La taille surdimensionnée du secteur des travailleurs indépendants et des salariés informels est robuste à toutes les spécifications. Toutefois, à l'exception du Sénégal et du Togo, tous nos tests ne conduisent pas aux mêmes conclusions, et il n'est pas toujours vrai qu'à la fois le secteur formel et celui des entrepreneurs dirigeants soient trop

Tableau 10  
Résultats de la simulation –  
Définition alternative du secteur des entrepreneurs informels

	Hommes						
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Secteur formel	29 (27,34)	32 (49,59)	35 (42,50)	32 (36,45)	33 (39,50)	28 (34,45)	30 (40,50)
Travailleurs informels	23 (29,34)	29 (16,21)	30 (22,28)	19 (24,31)	28 (21,28)	25 (24,31)	34 (19,24)
Entrepreneurs dirigeants	48 (35,40)	39 (23,32)	35 (26,32)	49 (29,36)	39 (26,36)	48 (30,37)	36 (30,38)
	Femmes						
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Secteur formel	10 (49,81)	16 (66,88)	12 (37,71)	11 (18,73)	19 (33,78)	14 (32,63)	8 (36,72)
Travailleurs informels	21 (9,25)	22 (6,17)	31 (12,28)	15 (12,38)	20 (12,32)	31 (16,30)	20 (13,30)
Entrepreneurs dirigeants	68 (10,27)	62 (5,18)	57 (16,35)	74 (14,45)	62 (10,35)	55 (21,39)	73 (14,34)

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

Note : voir note tableau 7.

petits. Néanmoins, pour les hommes, du fait de la taille des échantillons et suivant BOURGUIGNON *et al.* (2007), nos résultats préférés sont ceux obtenus avec la méthode de Dubin et McFadden, sous l'hypothèse d'absence de corrélation entre les termes d'erreur. Ils conduisent à la conclusion que le secteur des dirigeants informels est plus petit que ce qu'il devrait être dans un marché compétitif, mais rejette l'hypothèse que l'accès au secteur formel est rationné dans certains pays.

### *Modifier la définition du secteur des entrepreneurs dirigeants*

Notre dernier test consiste à modifier la définition du secteur des entrepreneurs dirigeants informels. Nous avons précédemment défendu le point de vue selon lequel les entrepreneurs individuels sans employé devraient être exclus de ce secteur, puisqu'ils bénéficient moins que les autres de l'informalité. Cependant, cette exclusion peut être mieux justifiée. Nous proposons de modifier la définition du secteur des dirigeants informels en y ajoutant les entrepreneurs individuels. Ils sont donc retirés du segment inférieur du secteur informel. Les résultats apparaissent dans le tableau 10. Les résultats sont frappants. Pour tous les couples (pays, genre), à l'exception des hommes au Togo, la taille observée du nouveau secteur des dirigeants informels est supérieure à la borne supérieure de l'intervalle de confiance. Le secteur des dirigeants informels apparaît donc comme nettement moins attractif qu'avec la définition précédente. Il est intéressant de noter que les travailleurs indépendants représentent la majorité des travailleurs employés dans ce secteur. Ainsi, les résultats confirment que les entrepreneurs indépendants sans employé devraient être réunis avec les travailleurs salariés. Si le statut d'entrepreneur indépendant sans salarié était aussi attractif que celui d'entrepreneur dirigeant, le fait de changer de définition n'aurait pas affecté les résultats.

## Conclusion

Nous proposons ici un test de segmentation du marché du travail qui repose sur l'idée que le secteur informel devrait être divisé en deux sous-secteurs. Une telle division n'a pratiquement jamais été tentée dans un test de segmentation, alors qu'elle est susceptible d'en modifier les résultats de façon importante. Le segment inférieur du secteur informel regroupe ici les salariés et les entrepreneurs individuels sans employé. Les entrepreneurs du secteur informel avec au moins un employé appartiennent au segment supérieur. L'application du test pour chacun des sept pays francophones de l'UEMOA, séparément pour les hommes et les femmes, conduit à la conclusion que le marché du travail est segmenté pour chacun des 14 couples (pays, genre) étudiés. Le segment inférieur du secteur informel est toujours trouvé plus grand que ce qu'il devrait être si le marché du travail était compétitif. Cette conclusion est remarquablement robuste à des modifications de spécification.

Pour les pays d'Afrique de l'Ouest, les études sur le marché du travail sont plutôt rares, et ce travail contribue à en améliorer la connaissance. C'est particulièrement important en ce qu'elles diffèrent des économies d'Amérique latine et d'Asie, sur lesquelles de nombreuses études ont été réalisées. Notre seconde contribution est de prouver que notre division du secteur informel est porteuse d'enseignements. Il est en effet pertinent de réunir les entrepreneurs individuels sans employé avec les salariés plutôt qu'avec les entrepreneurs dirigeants ayant au moins un employé. Seul ce dernier statut semble offrir une situation relativement profitable. En d'autres termes, les politiques de lutte contre la pauvreté devraient cibler à la fois les salariés et les indépendants du secteur informel, mais pas les entrepreneurs dirigeants.

Pour conclure, nous avons mis en avant trois cas différents de rationnement des emplois. Dans le schéma habituel de dualité, où le secteur informel n'est pas divisé, le marché du travail est segmenté si l'accès au secteur formel est rationné. Dans ce chapitre, la segmentation intervient lorsque l'accès au secteur formel est rationné, mais également lorsque l'accès au secteur des dirigeants informels l'est, ou les deux. De toute évidence, la situation qui prévaut devrait conduire à des politiques différentes. Si les emplois du secteur formel sont rationnés, une politique de réduction du coût du travail sera probablement efficace. Mais si l'accès au secteur des dirigeants informels est rationné, fournir un accès facilité au capital sera plus approprié.

## Annexe I

Tableau 5 a  
Équation de choix de secteur – Hommes

Variables explicatives	5 a I : Inactifs versus Travailleurs informels (hommes)						
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Âge (années)	-,557***	-,241***	-,356***	-,370***	-,311***	-,235***	-,407***
Âge <sup>2</sup>	0,007***	0,003***	0,005***	0,005***	0,004***	0,003***	0,006***
Éducation (années)	0,234***	0,169***	0,188***	0,143***	0,143***	0,127***	0,148***
Lit et écrit le français	0,374**	-,034	-,168	0,216	-,261*	0,196	0,211
Lit et écrit une autre langue	0,295**	0,485***	0,342***	0,132	0,416***	0,407***	0,192
Père secteur informel	<b>0,118</b>	-,300***	<b>-,087</b>	<b>-,091</b>	<b>-,267**</b>	<b>-,334***</b>	<b>-,394***</b>
Père secteur formel	<b>-,078</b>	-,071	<b>0,124</b>	<b>0,081</b>	<b>0,364**</b>	<b>0,218</b>	<b>-,015</b>
Éducation du père (années)	<b>0,062***</b>	<b>0,018</b>	<b>0,044***</b>	0,032**	<b>-,002</b>	<b>0,026***</b>	<b>0,011</b>
Pratique la religion dominante	<b>0,002</b>	-,060	-,391***	<b>0,423</b>	<b>0,249</b>	<b>-,639***</b>	<b>0,108</b>
Appartient au principal groupe ethnique	<b>-,042</b>	<b>-,112</b>	0,195	<b>-,215</b>	0,004	0,019	<b>-,018</b>
Migrant	<b>-,127</b>	<b>-,082</b>	-,271**	<b>-,160</b>	-,227**	-,275**	-,301***
Revenus du ménage hors travail	0,079***	0,04***	0,085***	<b>0,057***</b>	0,053***	<b>0,049***</b>	0,053***
Constante	5,768***	2,904***	4,191***	4,429***	4,233***	3,053***	4,728***
# Obs.	3 438	3 787	3 606	3 013	3 428	3 179	2 763

Sources : enquêtes I-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

Note : \*\*\*significatif à 1 % ; \*\*significatif à 5 % ; \*significatif à 10 %.

Tableau 5 a (suite)

5 a2 : Employés secteur formel versus Travailleurs informels (hommes)							
Variabiles explicatives	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Âge (années)	0,296***	0,384***	0,303***	0,275***	0,292***	0,309***	0,227***
Âge <sup>2</sup>	-,003***	-,004***	-,003***	-,003***	-,003***	-,003***	-,002***
Éducation (années)	0,229***	0,22***	0,169***	0,169***	0,176***	0,163***	0,169***
Lit et écrit le français	0,21	0,179	0,314*	0,037	0,385**	0,522***	0,165
Lit et écrit une autre langue	-,018	0,334**	-,009	0,315**	0,26*	0,081	0,163
Père secteur informel	<b>-,089</b>	<b>-,347***</b>	<b>0,403***</b>	<b>0,089</b>	<b>-,059</b>	<b>-,123</b>	<b>-,054</b>
Père secteur formel	<b>-,004</b>	<b>-,168</b>	<b>0,398**</b>	<b>0,376**</b>	<b>0,326*</b>	<b>0,441***</b>	<b>0,049</b>
Éducation du père (années)	<b>0,038***</b>	<b>-,002</b>	<b>0,024*</b>	0,013	<b>0,008</b>	<b>0,028***</b>	<b>-,002</b>
Pratique la religion dominante	<b>0,34***</b>	<b>-,256**</b>	<b>-,301**</b>	<b>0,166</b>	<b>1,464***</b>	<b>-,239</b>	<b>0,326***</b>
Appartient au principal groupe ethnique	<b>-3,0</b>	<b>-,142</b>	0,213	<b>0,021</b>	0,138	-,090	<b>-,129</b>
Migrant	<b>0,405***</b>	<b>0,297**</b>	0,025	<b>-,041</b>	<b>-,032</b>	<b>0,033</b>	0,393***
Revenus du ménage hors travail	<b>-,017</b>	0,006	<b>0,017</b>	<b>-,026</b>	-,002	<b>0,002</b>	-,022
Constante	<b>-9,708***</b>	<b>-9,222***</b>	<b>-8,359***</b>	<b>-7,581***</b>	<b>-9,504***</b>	<b>-8,557***</b>	<b>-7,842***</b>
# Obs.	3 438	3 787	3 606	3 013	3 428	3 179	2 763
5 a3 : Entrepreneurs informels versus Travailleurs informels (hommes)							
Variabiles explicatives	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Âge (années)	0,261***	0,302***	0,211***	0,207***	0,116***	0,247***	0,113***
Âge <sup>2</sup>	-,003***	-,003***	-,002***	-,002***	<b>-7*</b>	-,003***	-,001*
Éducation (années)	0,032*	-,030	0,009	-,033	-,007	-,027	0,034*
Lit et écrit le français	0,229	0,547***	0,279	0,449**	0,252	0,235	0,132
Lit et écrit une autre langue	-,054	0,247	0,333**	0,216	0,339**	0,289*	0,201
Père secteur informel	<b>0,028</b>	<b>-,457***</b>	<b>0,139</b>	<b>-,094</b>	<b>0,125</b>	<b>-,106</b>	<b>0,271*</b>
Père secteur formel	<b>-,100</b>	<b>-,564***</b>	<b>0,457**</b>	<b>-,217</b>	<b>-,090</b>	<b>-,078</b>	<b>0,058</b>
Éducation du père (années)	<b>0,008</b>	<b>0,04**</b>	<b>-,012</b>	0,042***	<b>0,09</b>	<b>0,006</b>	<b>-,004</b>
Pratique la religion dominante	<b>0,071</b>	0,21*	0,043	<b>0,057</b>	<b>0,361</b>	<b>-,017</b>	<b>-,220*</b>
Appartient au principal groupe ethnique	<b>-,089</b>	<b>0,443***</b>	-,138	<b>0,053</b>	-,178	0,161	<b>-,075</b>
Migrant	<b>0,174</b>	<b>-,045</b>	-,080	<b>-,309**</b>	<b>-,445***</b>	<b>-,548***</b>	-,157
Revenus du ménage hors travail	<b>-,005</b>	<b>-,049**</b>	<b>-,024</b>	<b>0,009</b>	-,028	<b>0,032*</b>	-,016
Constante	<b>-6,569***</b>	<b>-7,420***</b>	<b>-5,948***</b>	<b>-5,140***</b>	<b>-4,677***</b>	<b>-5,981***</b>	<b>-3,831***</b>
#Obs.	3 438	3 787	3 606	3 013	3 428	3 179	2 763

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

Note : \*\*\*significatif à 1 % ; \*\*significatif à 5 % ; \*significatif à 10 %.

Tableau 5 b  
Équation de choix de secteur – Femmes

Variables explicatives	5 b1 : Inactifs versus Travailleurs informels (femmes)						
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Âge (années)	-,240***	-,134***	-,169***	-,142***	-,080***	-,131***	-,267***
Âge <sup>2</sup>	0,311***	0,179***	0,243***	0,196***	0,079***	0,17***	0,372***
Éducation (années)	0,178***	0,135***	0,151***	0,103***	0,111***	0,099***	0,172***
Lit et écrit le français	-,181	-,126	-,354***	-,143	-,355**	-,070	0,036
Lit et écrit une autre langue	0,507***	-,075	0,628***	0,166	0,011	0,126	0,238**
Père secteur informel	0,208*	-,191**	-,091	-,065	-,023	-,201**	-,182
Père secteur formel	0,209*	-,130	-,102	-,100	-,364***	0,069	-,052
Éducation du père (années)	<b>0,032***</b>	<b>0,028**</b>	<b>0,035***</b>	<b>0,041***</b>	<b>0,035**</b>	<b>0,02***</b>	0,004
Pratique la religion dominante	-,138	0,116	0,055	0,092	<b>0,849***</b>	<b>0,221</b>	<b>0,046</b>
Appartient au principal groupe ethnique	-,141	-,304***	-,069	-,044	0,273***	,0005	-,083
Migrant	-,202**	-,087	-,181**	-,201**	-,060	-,242***	-,167*
Revenus du ménage hors travail	<b>0,031***</b>	<b>0,014</b>	<b>0,021**</b>	-,009	<b>0,019</b>	<b>0,014</b>	<b>0,007</b>
Enfants 0 à moins de 1 an	<b>0,071</b>	0,122	0,47***	<b>0,151**</b>	0,287***	<b>0,159</b>	<b>0,393***</b>
Enfants 1 à 3 ans	<b>0,132</b>	-,020	<b>0,122</b>	<b>0,081</b>	0,327***	<b>0,099</b>	<b>0,112</b>
Enfants 4 à 9 ans	<b>0,015</b>	0,052	-,057	<b>0,027</b>	0,075**	<b>0,056</b>	-,137**
Nb femmes 13 ans ou +	-,032	-,027	0,015	-,008	-,027	-,051***	0,091***
Constante	2,416***	2,406***	1,887***	2,037***	1,403***	2,423***	2,451***
# Obs.	3 724	3 754	3 600	3 166	3 757	3 363	3 029

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

Note : \*\*\*significatif à 1 % ; \*\*significatif à 5 % ; \*significatif à 10 %.

Tableau 5 b (suite)

5 b2 : Employés secteur formel versus Travailleurs informels (femmes)							
Variables explicatives	Bénin	Burkina Faso	Cote d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Âge (années)	0,373***	0,464***	0,396***	0,388***	0,486***	0,339***	0,186***
Âge <sup>2</sup>	-,419***	-,510***	-,401***	-,400***	-,551***	-,392***	-,166***
Éducation (années)	0,402***	0,391***	0,319***	0,443***	0,33***	0,316***	0,315***
Lit et écrit le français	-,090	0,547	0,749**	-,114	1,329***	-,322	0,482
Lit et écrit une autre langue	0,663***	0,107	0,637***	-,022	0,407*	0,053	-,007
Père secteur informel	-,016	-,428*	-,110	<b>0,195</b>	<b>-,350</b>	0,079	<b>-,134</b>
Père secteur formel	0,321	-,079	<b>-,160</b>	<b>0,492</b>	<b>-,433</b>	0,278	<b>0,004</b>
Éducation du père (années)	<b>0,016</b>	<b>0,03</b>	<b>0,061***</b>	<b>0,014</b>	<b>0,027</b>	<b>0,016</b>	0,013
Pratique la religion dominante	<b>0,165</b>	-,331*	-,013	0,215	<b>1,319***</b>	<b>-,212</b>	<b>-,173</b>
Appartient au principal groupe ethnique	<b>0,353*</b>	<b>-,116</b>	<b>0,37*</b>	0,062	0,196	-,073	<b>0,007</b>
Migrant	<b>0,193</b>	<b>-,246</b>	-,150	-,068	<b>0,311</b>	0,016	<b>0,17</b>
Revenus du ménage hors travail	<b>0,07</b>	<b>-0,007</b>	<b>-,040**</b>	-,021	<b>-,015</b>	<b>0,004</b>	<b>-,026</b>
Enfants 0 à moins de 1 an	<b>0,172</b>	-,266	<b>0,428</b>	<b>0,1</b>	0,308	<b>0,095</b>	<b>0,217</b>
Enfants 1 à 3 ans	<b>-,154</b>	-,016	<b>-,645**</b>	<b>-,308</b>	-,012	<b>-,254</b>	<b>0,092</b>
Enfants 4 à 9 ans	<b>-,136</b>	-,057	<b>-,356***</b>	<b>-,035</b>	-,075	<b>-,197*</b>	<b>-,224</b>
Nb femmes 13 ans ou +	0,017	<b>0,038</b>	-,024	-,035	<b>-,069</b>	<b>-,048</b>	0,253***
Constante	-13,122***	-12,945***	-12,663***	-13,202***	-15,129***	-9,663***	-9,338***
# Obs.	3 724	3 754	3 600	3 166	3 757	3 363	3 029

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

Note : \*\*\*significatif à 1 % ; \*\*significatif à 5 % ; \*significatif à 10 %.

Tableau 5 b (suite)

5 b3 : Entrepreneurs informels versus Travailleurs informels (femmes)							
Variables explicatives	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Âge (années)	0,239***	0,289***	0,237***	0,241***	0,28***	0,148***	0,122***
Âge <sup>2</sup>	-,238***	-,330***	-,214***	-,280***	-,315***	-,151**	-,104**
Éducation (années)	0,018	0,04	0,03	0,045	-,028	0,053	0,096***
Lit et écrit le français	0,133	0,012	0,243	0,083	0,091	-,195	-,243
Lit et écrit une autre langue	0,092	0,355	0,282	-,543	0,136	-,096	0,074
Père secteur informel	-,122	0,155	<b>0,065</b>	<b>-,118</b>	<b>0,314</b>	0,299	<b>0,224</b>
Père secteur formel	0,285*	0,407	<b>-,125</b>	<b>-,160</b>	<b>0,156</b>	0,454*	<b>-,002</b>
Éducation du père (années)	<b>0,018</b>	<b>0,003</b>	<b>0,029</b>	<b>0,031</b>	<b>-,010</b>	<b>,0005</b>	-,016
Pratique la religion dominante	<b>-,019</b>	0,207	0,169	-,476	<b>-,718**</b>	<b>-,317</b>	<b>-,327***</b>
Appartient au principal groupe ethnique	<b>-,255**</b>	<b>-,206</b>	<b>0,382**</b>	-,042	-,251	-,098	<b>-,053</b>
Migrant	<b>0,19</b>	<b>-,392**</b>	0,089	-,375**	<b>-,268</b>	-,408**	<b>0,01</b>
Revenus du ménage hors travail	<b>0,009</b>	<b>-,004</b>	<b>-,050***</b>	0,0009	<b>-,003</b>	<b>0,021</b>	<b>-,003</b>
Enfants 0 à moins de 1 an	<b>-,044</b>	-,595***	<b>-,046</b>	<b>0,142</b>	0,419**	<b>-,094</b>	<b>0,073</b>
Enfants 1 à 3 ans	<b>0,219</b>	-,046	<b>0,142</b>	<b>-,197</b>	0,315**	<b>0,452**</b>	<b>-,008</b>
Enfants 4 à 9 ans	<b>-,071</b>	0,033	<b>0,01</b>	<b>-,154*</b>	-,010	<b>0,023</b>	<b>0,08</b>
Nb femmes 13 ans ou +	0,065*	0,035	<b>0,035</b>	0,025	<b>-,003</b>	<b>0,029</b>	0,201***
Constante	<b>-6,987***</b>	<b>-7,390***</b>	<b>-7,482***</b>	<b>-5,916***</b>	<b>-6,386***</b>	<b>-5,206***</b>	<b>-4,925***</b>
#Obs.	3 724	3 754	3 600	3 166	3 757	3 363	3 029

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

Note : \*\*\*significatif à 1 % ; \*\*significatif à 5 % ; \*significatif à 10 %.

Tableau 6 a  
Équations de gains – Hommes

Pays	Bénin			Burkina Faso			Côte d'Ivoire			Mali			Niger			Sénégal			Togo		
	F	TI	DI	F	TI	DI	F	TI	DI	F	TI	DI	F	TI	DI	F	TI	DI	F	TI	DI
<b>Variables explicatives</b>																					
Expérience (années)	0,048***	0,035***	0,015	0,029**	0,082***	0,034	0,045***	0,058***	0,108***	0,03*	0,076***	0,069*	0,019	0,061***	0,039	0,022	0,074***	0,023	0,057**	0,035***	0,039
Expérience <sup>2</sup>	-0,37	-0,14	0,015	0,011	-1,12***	-0,19	-0,25	-0,60***	-1,49***	0,006	-0,83***	-0,80	0,015	-0,056**	-0,32	0,013	-0,091***	-0,08	-0,045	-0,18	-0,32
Éducation (années)	0,115***	0,116***	0,066***	0,138***	0,08***	0,095***	0,141***	0,1***	0,072***	0,11***	0,099***	0,02	0,116***	0,168***	0,057**	0,095***	0,088***	0,051***	0,152***	0,135***	0,108***
Lit et écrit le français	-207	-0,44	-0,005	-0,81	-0,95	-1,23	-2,85***	-0,51	-1,89	-0,51	-1,36	0,228	0,083	-4,50***	-1,81	0,091	-1,32	0,098	-0,041	-1,69	-2,76
Lit et écrit une autre langue	0,117**	0,157**	0,12	0,137**	0,063	0,162	0,107**	0,172**	0,075	0,116	0,16	0,465***	0,187***	-0,29	-0,66	0,177**	0,046	0,151	0,021	-0,36	-1,78*
Père informel				-0,051	0,141*	-0,34															
Père formel				0,099*	0,287	0,159															
Éducation du père										0,014**	0,013	0,005									
Religion dominante							0,026	0,147	0,145												
Principal groupe ethnique				0,047	0,117	-1,25	0,059	0,228	0,102				0,018	0,03	0,247**	0,125**	-0,10	-1,168			
Migrant							-0,14	-1,29*	-0,47										-0,035	-1,161**	-0,53
Revenu ménage hors travail				0,016**	-0,007	0,027*							0,02**	0,031**	-0,004***				0,029	0,019	0,01
Correction de Lee	0,086	0,282	0,103	-5,34***	-5,73*	-2,36	-1,26	0,117	0,371	-3,78**	0,146	0,185	-5,17***	0,277	0,191	-2,44	-0,37	-1,118	-1,103	0,504*	-2,34
Test secteur père	0,312	0,543	0,284				1	0,382	0,431	0,981	0,316	0,053	0,133	0,962	0,676	0,925	0,703	0,473	0,704	0,409	0,34
Test éducation père	0,99	0,787	0,999	0,464	0,893	1	0,21	0,908	0,747				0,556	0,979	1	0,618	0,89	0,95	0,758	0,779	0,656
Test revenu ménage hors travail	0,673	0,292	0,451				0,783	0,46	0,235	0,145	0,07	0,81				0,232	0,499	0,337			
Test religion	0,149	0,699	0,118							0,524	0,646	0,092	0,416	0,162	0,532	0,157	0,3	0,929	0,316	0,466	0,366
Test groupe ethnique	0,256	0,361	0,582	0,175	0,127	0,829				0,116	0,802	0,337							0,642	0,455	0,792
Test migrant	0,984	0,573	0,47	0,466	0,295	0,891				0,333	0,636	0,311	0,204	0,328	0,577	0,444	0,355	0,735			
# Obs.	679	925	487	808	1 003	478	864	1 061	378	673	947	429	727	976	312	590	791	314	534	844	375

Légende des colonnes : F = Secteur formel ; TI = Travailleurs informels ; DI = Dirigeants informels

Tableau 6 b  
Équations de gains – Femmes

Pays	Bénin			Burkina Faso			Côte d'Ivoire			Mali			Niger			Sénégal			Togo		
	F	TI	DI	F	TI	DI	F	TI	DI	F	TI	DI	F	TI	DI	F	TI	DI	F	TI	DI
<b>Variables explicatives</b>																					
Expérience (années)	-0,10	0,037***	0,041	0,043**	0,075***	0,13**	0,022	0,045***	0,003	0,108***	0,063***	0,016	0,055**	0,05***	-0,062	0,055**	0,067***	0,101**	0,035	0,03***	0,042
Expérience <sup>2</sup>	0,083**	-0,055***	-0,054	-0,022	-0,106***	-0,220***	0,015	-0,047***	0,021	-0,144**	-0,081***	-0,025	-0,044	-0,052**	0,078	-0,084	-0,085***	-0,116	0,012	-0,026	-0,040
Éducation (année)	0,096***	0,027	0,04**	0,107***	0,096***	0,112**	0,176***	0,093***	0,034	0,172***	0,042**	0,051*	0,13***	0,144***	-0,014	0,103***	0,048***	0,059*	0,147***	0,054***	0,099***
Lit et écrit le français	0,213	0,025	-0,058	0,534**	-0,159	-0,582**	-0,302	-0,115	0,114	-0,345	0,291**	-0,202	0,352	-0,416**	-0,050	-0,035	0,099	0,141	0,292	-0,007	-0,006
Lit et écrit une autre langue	0,142	-0,143	-0,130	0,144	0,123	0,267	0,24**	0,324***	0,172	0,026	0,236*	0,167	0,004	0,2	-0,301	-0,008	0,013	-0,685**	0,167	0,054	0,016
Père informel	-0,113	-0,047	-0,028	0,041	0,178***	0,351**										0,178	0,016	0,13			
Père formel	-0,035	-0,078	0,24*	0,017	0,213**	-0,001										0,318	-0,031	0,053			
Éducation du père (années)																			0,015	0,018	-0,020
Femmes âgées 13 ans et +	-0,007	-0,031**	0,074**				0,013	-0,035***	-0,055*	-0,021	-0,035**	0,037							-0,087***	-0,012	0,008
Enfants âgés de 0 à 1 an				0,238**	-0,117**	-0,008							0,012	-0,086	-0,182						
Enfants de 1 à 3 ans				0,076	-0,0007	0,117							0,189**	0,079	0,192						
Enfants de 3 à 9 ans				0,086*	-0,025	-0,031							0,009	-0,057*	-0,126						
Religion dominante				0,076	0,124**	-0,319*	0,047	0,039	-0,244**	-0,098	0,077	0,138**									
Principal groupe ethnique										0,021	-0,120**	-0,124	0,011	-0,043	0,363**	0,127	0,132	0,228			
Migrant							-0,055	-0,112**	-0,017	-0,005	-0,266***	-0,048				0,319**	-0,134*	-0,108			
Revenu ménage hors travail										-0,006	-0,005	-0,038**									
Terme correction de Lee	-0,297	-0,605***	0,16	-0,490**	-0,745***	2,082***	-0,302	0,191	0,003	0,387	0,097	-0,531	0,149	-0,044	-0,421	0,089	-0,289	1,145	-0,299	0,134	-0,035
Test secteur père							0,904	0,872	0,604	0,278	0,36	0,996	0,985	0,675	0,976				0,512	0,554	0,616
Test éducation père	0,176	0,442	0,891	0,616	0,997	0,981	0,787	0,983	1	1	0,712	0,874	0,64	0,131	0,92	0,967	0,78	0,996			
Test enfants	0,152	0,807	0,41				0,575	0,47	0,629	0,709	0,447	0,881				0,867	0,449	0,638	0,155	0,716	0,114
Test femmes				0,874	0,974	0,886							0,88	0,084	0,12	0,8	0,285	0,446			
Test revenu ménage hors travail	0,697	0,688	0,13	0,947	0,327	0,861	0,676	0,486	0,755				0,06	0,295	0,984	0,996	0,668	0,309	0,442	0,849	0,588
Test religion	0,708	0,636	0,548										0,066	0,13	0,612	0,576	0,458	0,667	0,461	0,919	0,297
Test groupe ethnique	0,147	0,356	0,617	0,155	0,171	0,22	0,915	0,89	0,69										0,67	0,309	0,74
Test migrant	0,39	0,78	0,274	0,875	0,17	0,945							0,154	0,624	0,23				0,441	0,317	0,351
# Obs.	254	1 493	396	278	1 115	215	1 299	252	271	174	1 232	156	224	686	186	177	939	134	160	1 344	376

Légende des colonnes : F = Secteur formel ; TI = Travailleurs informels ; DI = Dirigeants informels

Sources : enquêtes I-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs de l'auteur. Individus âgés de 15 à 65 ans.

Note : \*\*\*significatif à 1 % ; \*\*significatif à 5 % ; \*significatif à 10 %.



# Travail domestique et emploi : quel arbitrage pour les femmes ?

Javier HERRERA

Constance TORELLI

## Introduction

Les études réalisées à partir des enquêtes-emploi du temps ont généralement porté sur la question du partage de temps domestique/marché du travail selon le genre, dans la perspective de rendre « visible » le temps de travail domestique quasi exclusivement féminin et de signaler les déficiences de la comptabilité nationale sur ce point. Plus important, les mesures sur le niveau de bien-être des ménages sont sous-estimées si l'on ne prend pas en compte la production des biens et services produits et consommés par le ménage. Avec le développement des villes et l'accroissement des revenus, ces biens et services sont de plus en plus intégrés dans la sphère marchande de sorte que la croissance du PIB se trouverait ainsi surestimée (STIGLITZ *et al.*, 2009).

Si le travail (marchand et non marchand) est la principale source de revenus des ménages et donc du bien-être à travers les biens et services qu'ils permettent d'acquérir, un temps excessivement consacré au travail ira au détriment des loisirs, du repos, de la vie en famille, des études. Certains auteurs ont ainsi défini une nouvelle forme de pauvreté touchant les ménages qui consacrent un nombre excessif d'heures au travail (« *time poverty* », voir BLACKDEN et WODON, 2006).

En dehors de cet aspect de la « non-visibilité » du temps de travail domestique, l'étude du partage du temps de travail au sein du ménage est une manière

d'approcher la question des inégalités intra-ménage, aspect rarement étudié faute de données adéquates. Quel est le niveau d'inégalité au sein du ménage dans le partage du temps de travail total ? Quel est le degré de spécialisation dans les tâches domestiques, le travail pour le marché et l'autoconsommation selon le genre, la classe d'âge, la position dans le ménage ? Quel est le poids des normes culturelles et des facteurs socio-économiques dans les inégalités intra-ménage ? La comparaison entre individus ayant différentes caractéristiques et entre pays nous permettra d'apporter quelques éléments de réponse à cette question.

Une des clés pour mieux comprendre le faible taux d'activité des femmes et leur faible attache au marché du travail se trouve dans la répartition entre le travail domestique et le travail lié au marché selon le genre<sup>1</sup>. On peut se demander dans quelle mesure les inégalités dans le partage du travail domestique ont aussi une incidence sur le type d'insertion des femmes (dans le secteur informel) et sur l'intensité de leur participation (nombre d'heures travaillées) sur le marché du travail. Quels sont donc les liens entre inégalités de partage du temps de travail domestique et insertion dans le secteur informel ?

La première section passe en revue la littérature, mettant l'accent sur les liens entre la répartition du temps de travail (domestique/marché) selon le genre dans les pays en développement (PED). La deuxième section décrit les bases de données utilisées pour l'étude portant sur dix pays d'Afrique subsaharienne (ASS). La troisième section présente les principaux faits caractéristiques à partir des résultats comparatifs, ainsi que l'analyse des déterminants de l'allocation du temps entre activités domestiques et travail lié au marché, dans le cadre du ménage. La quatrième section étudie, de manière très sommaire, les conséquences des inégalités dans la répartition du travail domestique, notamment sur la participation au marché du travail et sur les revenus des ménages. On y énonce les hypothèses et la stratégie empirique pour les tester au moyen des modèles économétriques. La dernière section commente les résultats des estimations et, enfin, nous tirons conclusions, implications et perspectives de recherche future.

À notre connaissance, aucune étude existante ne permet d'assurer la comparabilité des résultats sur un grand nombre de pays d'ASS. Les liens entre inégalités de partage du temps de travail domestique et insertion sur le marché du travail (en particulier dans le secteur informel) n'ont pas, non plus, été étudiés auparavant.

1. Le taux d'activité selon les normes du BIT ne prend en compte que le travail lié à la production des biens et services au sens du Système de comptabilité nationale (SCN). Le travail domestique en vue de la production de services consommés par le ménage n'est pas pris en compte, de sorte qu'un individu qui s'y consacre à plein temps est considéré comme « inactif ». Le temps consacré à la production de biens de consommation domestique, tels que la collecte de bois de chauffe, de l'eau, la garde des malades, le travail communautaire, n'est pas non plus généralement considéré comme du « travail ». Les taux d'activité, en particulier celui des femmes, serait ainsi sous-estimé.

## Revue de littérature

Les travaux empiriques sur l'emploi du temps au sein des ménages ont été inspirés par les travaux de BECKER (1965 et 1981) et de GRONAU (1977) ; ces auteurs postulent alors un modèle unitaire du ménage dans lequel la spécialisation dans les activités domestiques ou de marché est dictée par la productivité relative au salaire espéré de chaque membre. Les variables à considérer porteraient donc essentiellement sur le capital humain des individus et le coût d'opportunité des activités domestiques (mesuré généralement par des *proxies* tels que le nombre d'enfants, le niveau de richesse du ménage, le niveau d'éducation du conjoint, etc.). Les travaux empiriques ont porté principalement sur les pays développés et ont été axés sur la division du travail intra-ménage et son lien avec les déterminants de l'offre du travail (des femmes mariées notamment). L'un des points focaux de la discussion a été le test de l'hypothèse du ménage unitaire<sup>2</sup>, postulant que l'effet d'une hausse compensée du revenu du salaire de l'épouse sur l'offre de travail du mari doit être identique à l'effet d'une augmentation du salaire du mari sur l'offre du travail de l'épouse (effets croisés).

Ces résultats ont attiré l'attention sur les inégalités dans l'allocation des ressources intra-ménage. Les travaux empiriques concluent au rejet de l'hypothèse des « préférences partagées ou communes » à la base du modèle unitaire du ménage (ILAHİ, 2000). Ainsi, QUISUMBING et MALUCCIO (2000) montrent l'importance (à différents degrés) du pouvoir de négociation des femmes dans l'allocation des dépenses du ménage dans le cas de quatre PED (Bangladesh, Indonésie, Éthiopie et Afrique du Sud). Cependant, comme le souligne ILAHİ (2000), en dehors des inégalités dans l'allocation des dépenses, très peu d'études ont porté sur l'allocation intra-ménage du temps.

Dans les PED, un versant important des travaux réalisés à partir des enquêtes combinant l'emploi du temps et la participation au marché du travail a été l'exploration des liens entre travail des enfants (domestique et pour le marché) et scolarité (voir chapitre 12 dans cet ouvrage). Ces travaux ont permis de nuancer l'idée selon laquelle travail et scolarité étaient deux activités incompatibles. Dans leurs estimations économétriques (modèle probit bivarié) expliquant la probabilité des enfants de travailler ou d'étudier, CANAGARAJAH et COULOMBE (1998) ignorent le temps de travail domestique des enfants. Or, comme le montre ILAHİ (2001) dans son étude en panel des ménages péruviens, ceci conduit à sous-estimer le temps de travail des enfants, en particulier des filles. L'auteur montre que les changements dans le niveau de richesse du ménage (possession d'actifs), l'emploi des adultes femmes et les chocs de santé d'un membre du ménage ont un plus fort impact sur le temps consacré à la scolarité et le travail des filles que sur celui des garçons. Inversant la question, RITCHIE *et al.* (2004) s'interrogent sur l'impact de la scolarité des adolescents

2. Voir par exemple BROWNING *et al.* (1994) ; ALDERMAN *et al.* (1995) ; BROWNING et CHIAPPORI (1998) ; BOURGUIGNON et CHIURI (2005).

sur la division du travail selon le genre, dans les quatre pays qui ont fait l'objet des enquêtes réalisées à l'initiative du Population Council (Inde, Kenya, Pakistan et Afrique du Sud).

Du point de vue de la « visibilité » de la contribution économique des femmes, différents auteurs insistent sur le fait qu'une partie de la production réalisée par le ménage (principalement par les femmes) n'est pas comptabilisée. Ces discussions cherchent donc à intégrer le travail domestique dans le système de comptabilité nationale (SCN) et à prendre en compte la participation féminine à la production domestique dans la mesure du taux d'activité, afin de prendre l'exacte mesure de la contribution économique des femmes. La question des concepts et des indicateurs occupe une place importante dans les débats. Plusieurs classifications et décompositions du temps de travail ont été proposées, mais la distinction centrale entre travail et non-travail demeure relativement confuse. Ainsi, selon KES et SWAMINATHAN (2006), l'emploi du temps d'un individu peut être classé en travail pour le marché et travail hors marché (*non-market work*). Ce dernier inclut la production de subsistance, le travail « reproductif » et le travail dans le cadre du volontariat. Dans le travail reproductif, les auteurs incluent le travail domestique et l'attention portée aux enfants, malades et membres âgés du ménage (*care work*). Parmi les activités domestiques sont inclus la préparation des aliments, le nettoyage du linge, l'entretien de la maison et les soins personnels. Une confusion portant sur une distinction centrale entre travail et non-travail est donc manifeste car les soins personnels, tout comme les loisirs, le sommeil, etc., bien qu'étant des activités essentielles, ne constituent pas du travail au sens de la comptabilité nationale<sup>3</sup>.

Si les travaux empiriques sur l'emploi du temps des ménages abondent dans les pays développés, ils sont bien moins nombreux dans le cas des PED. Plus encore, dans le cas de l'Afrique subsaharienne, KES et SWAMINATHAN (2006) notent que les enquêtes existantes ne collectent pas suffisamment d'informations économiques et démographiques pour une analyse approfondie de l'emploi du temps des hommes et des femmes. Ils mettent à jour le bilan dressé par BROWN et HADDAD (1995) à partir des résultats de 17 études sur l'emploi du temps selon le genre. Les conclusions ne sont guère plus favorables : différents instruments sont employés pour collecter l'information (journal simplifié, liste préétablie des 77 activités classées dans le SCN et hors SCN, observation participante, rappel sur les sept derniers jours, rappel sur deux jours, journal sur 24 heures, etc.). Les tailles d'échantillon vont de 44 femmes à 5 938 ménages et portent sur différentes populations (6-65 ans, 7 ans et plus, 10 ans et plus, etc.).

Visant à combler ces manques, le Pnud a entrepris de promouvoir 4 enquêtes sur l'emploi du temps en ASS : Bénin (1998), Afrique du Sud (2000), Madagascar (2001) et Maurice (2003). Une synthèse des résultats a fait l'objet

3. "The United Nations Statistics Division defines 'non-work', as time spent in 'personal care and free time', which 'includes bathing, sleeping, eating, time related to personal medical attention, resting, organizational participation, sports and games, socializing and media related activities (reading, television)' (United Nations Statistics Division). All other activities are classified as 'work'. This classification attempts to make visible the economic value of unpaid work in society and to capture the relative work burdens of men and women" (WHITEHEAD, 1999).

d'un rapport intitulé *Gender, Time Use and Poverty in Sub-Saharan Africa* publié par la Banque mondiale (BLACKDEN et WODON, 2006). Cependant, ce rapport se limite à présenter de façon descriptive le temps de travail pris en compte et non pris en compte par le SCN. En dehors des variables genre et pays, on ne présente pas de résultats ventilés selon la classe d'âge, le niveau d'éducation, la structure démographique du ménage, la situation de pauvreté du ménage, le niveau des revenus, le statut d'occupation, le type d'emploi, etc.

L'approche de ce rapport reste résolument descriptive. Et on n'y trouve pas d'analyse sur le partage du temps de travail domestique vs marché, selon le genre, le type d'insertion sur le marché du travail, notamment dans le secteur informel, pas plus que l'on n'y explore les déterminants du partage du temps marché/domestique selon le genre.

Les différents travaux empiriques concordent sur trois résultats que l'on peut qualifier de faits caractéristiques :

- a) les femmes travaillent plus que les hommes dans presque toutes les régions<sup>4</sup> ;
- b) la répartition des tâches entre hommes et femmes est très différente : tandis que les femmes accomplissent la quasi-totalité des tâches domestiques, les hommes se spécialisent dans les activités qui procurent des revenus (ILAHI, 2000) ;
- c) le degré de spécialisation absolue est faible. FAFCHAMPS et QUISUMBING (2003) montrent, dans le cas du Pakistan, que moins de 2 % des individus accomplissent tout le travail domestique de leur ménage et moins de 8 % ne travaillent pas du tout.

## Description des données

Les données utilisées dans ce chapitre réunissent les échantillons des enquêtes Parstat réalisées dans les sept pays francophones de l'UEMOA et des enquêtes 1-2-3 réalisées à Madagascar (Antananarivo), au Congo (Kinshasa) et au Cameroun (Douala et Yaoundé). Dans ces enquêtes, il est demandé aux membres du ménage de se rappeler le temps consacré à chacune des activités au cours de la période de référence. Évidemment, les informations obtenues sont moins précises (car davantage dépendantes de problèmes de mémoire) que celles obtenues à partir des cahiers remplis par les membres du ménage. Cependant, outre l'intérêt d'un plus faible coût, la période de référence d'une semaine permet de prendre en compte des activités dont la fréquence n'est pas journalière et d'éviter ainsi de sous-estimer l'importance de ces activités.

4. Le temps de travail est ici défini comme le complément du temps consacré aux loisirs (on ne considère pas les différences dans les productivités, aspect qui devrait être pris en compte si l'optique était d'étudier les disparités des revenus hommes-femmes). Ici ce qui nous intéresse est la répartition du temps domestique et de marché entre les différents membres du ménage et ses implications sur le taux de participation au marché du travail.

Tableau 1  
Caractéristiques de l'échantillon et statistiques descriptives

Échantillon	Total	UEMOA		Total	UEMOA
<b>Genre</b>			<b>Lien avec le chef de ménage</b>		
Femme	50,8	50,8	Chef de ménage	19,3	19,2
Homme	49,2	49,2	Conjoint	12,4	12,3
Nombre de personnes (milliers)	18 880,8	9 216,0	Enfants	47,5	45,3
Nombre de personnes (échantillon, milliers)	127,4	91,8	Père/mère	0,6	0,5
<b>Classe d'âge</b>			Autre parent apparenté	18,5	19,9
< = 6 ans	15,1	14,4	Autre membre non apparenté	1,1	1,7
6 à 9 ans	10,7	10,6	Domestique	0,6	1,1
10 à 14 ans	11,6	11,8	<i>Total</i>	<i>100 %</i>	<i>100 %</i>
15 à 24 ans	23,0	24,2			
25 à 64 ans	37,5	37,3	<b>Secteur institutionnel (&gt; = 10 ans)</b>		
> = 65 ans	2,1	1,8	Administration	8,3	6,7
Total	<i>100 %</i>	<i>100 %</i>	Entreprise publique	2,6	1,8
<b>Taille du ménage</b>			Privé formel	16,4	14,1
Nombre de personnes > = 10 ans (milliers)	14 009,1	6 920,3	Privé informel	71,0	76,2
Nombre de personnes (échantillon) > = 10 ans (milliers)	95,2	68,4	Association, ONG	1,7	1,2
<b>Type de ménage</b>			<i>Total</i>	<i>100 %</i>	<i>100 %</i>
Unipersonnel	12,4	14,4	<b>Religion</b>		
Couple sans enfant	4,3	4,4	Musulman	28,7	58,7
Couple avec enfant	32,6	27,5	Catholique	32,4	24,4
Monoparental strict	8,4	7,9	Protestant	16,8	5,0
Monoparental élargi	9,9	10,7	Sans religion	2,7	3,6
Ménage élargi	32,4	35,1	Autres religions	19,4	8,3
<i>Total</i>	<i>100 %</i>	<i>100 %</i>	<i>Total</i>	<i>100 %</i>	<i>100 %</i>
Nombre de ménages (milliers)	3 635,0	1 770,0	<b>Nombre d'années d'études &gt; = 10 ans</b>		
Nombre de ménages (échantillon)	25 539	17 841	Femmes	6,3	4,3
% ménages dirigés par une femme	20,5	20,5	Hommes	7,8	6,3
Taille moyenne du ménage	5,1	5,1	Ensemble	7,0	5,3

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I : UEMOA, 2001-2002, INS, Afristat, Dial ; Madagascar, 2004, Instat, Dial ; Cameroun, 2005, INS, Dial ; RDC : 2005, INS, Dial ; calculs des auteurs.

Six types d'activités ont été distingués : 1) études ; 2) travaux domestiques dans sa propre maison, garde d'enfants, de personnes âgées, de malades, sans rémunération ; 3) chercher de l'eau ou du bois, faire le marché ; 4) construction de sa propre maison ; 5) prestation de services gratuits à sa communauté ; 6) temps consacré à l'emploi (dans l'activité principale et dans l'activité secondaire). Il est à noter que le temps consacré aux loisirs, à la vie familiale et au sommeil n'a pas été recueilli de manière directe mais peut être estimé de manière résiduelle.

Notre échantillon, portant exclusivement sur les ménages urbains, échappe en grande partie à l'aspect saisonnier des activités. L'autre problème récurrent dans les études empiriques sur l'emploi du temps est que la somme du temps consacré aux différentes activités dépasse dans certains cas le maximum d'heures disponibles dans la journée. Ceci est particulièrement vrai lorsque deux activités peuvent être réalisées de manière simultanée (par exemple garde d'enfants et tâches domestiques, voire activités orientées vers le marché). Dans le cas présent, ce risque a été limité (mais non éliminé) dans la mesure où la garde des enfants, des personnes âgées ou des malades a été regroupée avec les activités domestiques. Afin de corriger la surestimation du temps consacré aux différentes activités et par la même occasion « résoudre » le problème de double comptabilité, on a imposé aux individus un plafond de temps maximum pouvant être consacré aux diverses activités, de sorte que la somme de temps d'activité hebdomadaire ne dépasse pas 112 heures  $((24-8)*7)$ . Lorsque le temps total que les individus déclaraient avoir consacré aux diverses activités dépassait le maximum, nous avons appliqué un facteur de correction (temps total/112) à chacune des composantes, afin que la somme ne dépasse pas les 112 heures maximales (en réduisant de manière équi-proportionnelle chacune des composantes du temps total des ménages)<sup>5</sup>.

Notre échantillon porte sur 95 220 individus âgés de 10 ans et plus (dont 68 428 pour les pays de l'UEMOA), ce qui permet d'effectuer des désagrégations fines afin de préciser les facteurs déterminant la division du travail selon le genre. Le tableau 1 présente les principales caractéristiques de l'échantillon utilisé dans ce chapitre.

## Faits caractéristiques de l'emploi du temps selon le genre

On portera d'abord un regard d'ensemble sur la répartition du temps de travail domestique afin, d'une part, d'examiner les liens entre répartition du temps domestique et de marché sur le taux d'activité féminine et, d'autre part, de

5. Cette correction concerne moins de 1 % des individus.

préciser l'importance relative des activités non comptabilisées par les comptes nationaux. À travers une approche plus micro-économique, on mettra ensuite l'accent sur l'importance et les déterminants des inégalités intra-ménage (aspect rarement étudié dans les pays en développement).

### Répartition du temps domestique/marché et taux d'activité féminine

Une des clés pour comprendre la moindre participation des femmes au marché du travail et leur insertion principalement dans le secteur informel se trouve dans les déterminants de l'allocation entre travail domestique et travail pour le marché. Dans la figure 1, on constate que plus les femmes sont absorbées par les tâches domestiques, moins elles sont présentes sur le marché du travail (voir également l'annexe 1 pour le temps de travail domestique détaillé par type d'activités). Une vue d'ensemble suggère un *trade-off* entre travail domestique et travail orienté vers le marché. On verra par la suite que ceci est moins le cas lorsqu'on examine en détail le cas des pays individuellement considérés.

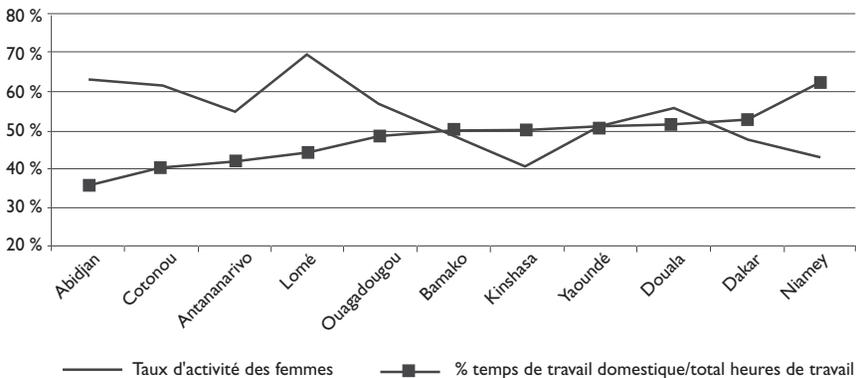


Figure 1

Taux de participation au marché du travail des femmes et proportion du temps de travail consacré au travail domestique.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

### Quelle est l'importance du travail domestique dans le temps de travail total des ménages ?

Du point de vue de l'ensemble des 10 pays considérés, la figure 2 montre que près d'un tiers (31,4 %) du temps de travail total est consacré aux activités domestiques, dont la production correspondante de biens et services n'est pas prise en compte par la comptabilité nationale (27,9 % si l'on considère les pays appartenant à l'UEMOA). Les chiffres officiels du PIB par individu sous-

## Travail domestique et emploi : quel arbitrage pour les femmes ?

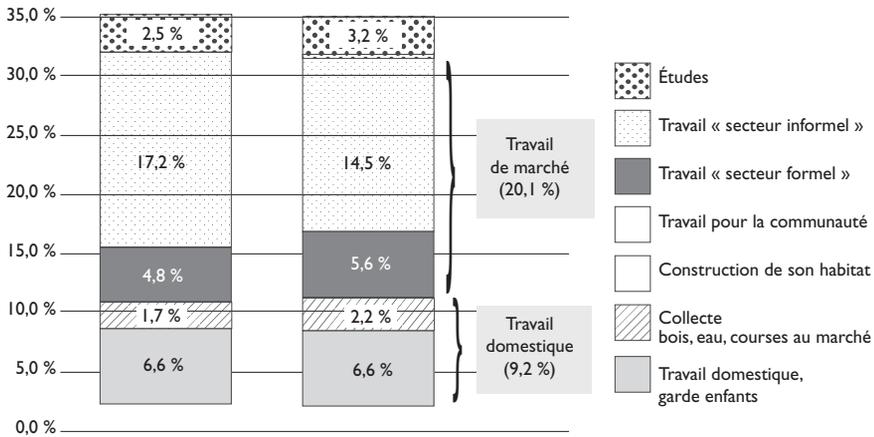


Figure 2

Répartition du temps total (hors loisirs et sommeil) en UEMOA et dans l'ensemble des dix pays.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

estiment donc de fait le niveau de vie réel des populations. Il est difficile de préciser dans quelle proportion le PIB est sous-estimé, en raison de l'absence d'une valeur monétaire assignée au temps de travail domestique. Le faible développement, voire l'inexistence, d'un marché de services aux ménages en ASS rend hasardeuse une imputation. Selon toute vraisemblance, sachant que la productivité pour les tâches de production domestique est certainement inférieure à celle du travail pour le marché, la sous-estimation du PIB ne peut pas dépasser 30 %. Ceci peut donc être considéré comme le plafond du degré de sous-estimation du PIB.

Il est intéressant aussi de noter que le temps de travail formel (souvent le seul « visible » dans les statistiques du marché du travail) ne représente qu'un quart du travail « orienté vers le marché »<sup>6</sup>, aussi bien dans le cas des pays de l'UEMOA que pour l'ensemble des dix pays considérés dans notre étude, les trois quarts restants étant dédiés au travail dans le secteur informel. Plus encore, davantage de temps est consacré, en moyenne, aux activités domestiques qu'aux activités liées à la production dans le secteur formel. L'approche à travers les enquêtes-emploi du temps constitue donc une autre manière d'apprécier l'importance du sous-enregistrement tant dans les indicateurs du PIB que dans les indicateurs du marché du travail. Soulignons également, dans la perspective de « pauvreté en temps », que les loisirs, le sommeil, les études et autres activités relevant du non-travail représentent en moyenne près de 70 % du temps des populations étudiées (le complément au temps de travail). Le temps consacré aux études dans les pays de l'UEMOA est inférieur à la moyenne de l'ensemble des 10 pays étudiés (Antananarivo, Yaoundé et Douala consacrent respectivement

6. Ce terme recouvre en réalité la production destinée au marché ainsi que celle autoconsommée (en produits agricoles). Il serait plus adéquat de parler d'activités prises en compte par le système de comptabilité nationale.

7,9 %, 4,2 % et 3,3 % du temps aux études ; proportion très supérieure aux 2,5 % consacrés en moyenne par les ressortissants des pays membres de l'UEMOA).

### Des fortes disparités entre pays sur le temps total de travail et sa distribution domestique/marché

Les données harmonisées provenant des *enquêtes 1-2-3*, menées dans dix pays et partageant la même approche méthodologique dans la mesure du temps de travail hebdomadaire de la population âgée de 10 ans et plus, nous permettent de dresser pour la première fois un bilan rigoureusement comparable. On constate de fortes variations d'un pays à l'autre autour d'une moyenne hebdomadaire de travail de 34,2 heures pour l'UEMOA et de 32,8 heures pour l'ensemble des onze villes considérées. Les capitales béninoise, togolaise, ivoirienne, les deux principales villes camerounaises et la capitale malgache forment un premier groupe au sein duquel on trouve les individus qui consacrent, en moyenne, le plus de temps au travail, qu'il soit domestique ou orienté vers le marché. Le second groupe est composé de capitales de pays principalement sahéliens enclavés (Mali, Niger), et/ou ayant une forte proportion d'individus de confession musulmane (Sénégal), auxquels s'ajoute la RDC (figure 3).

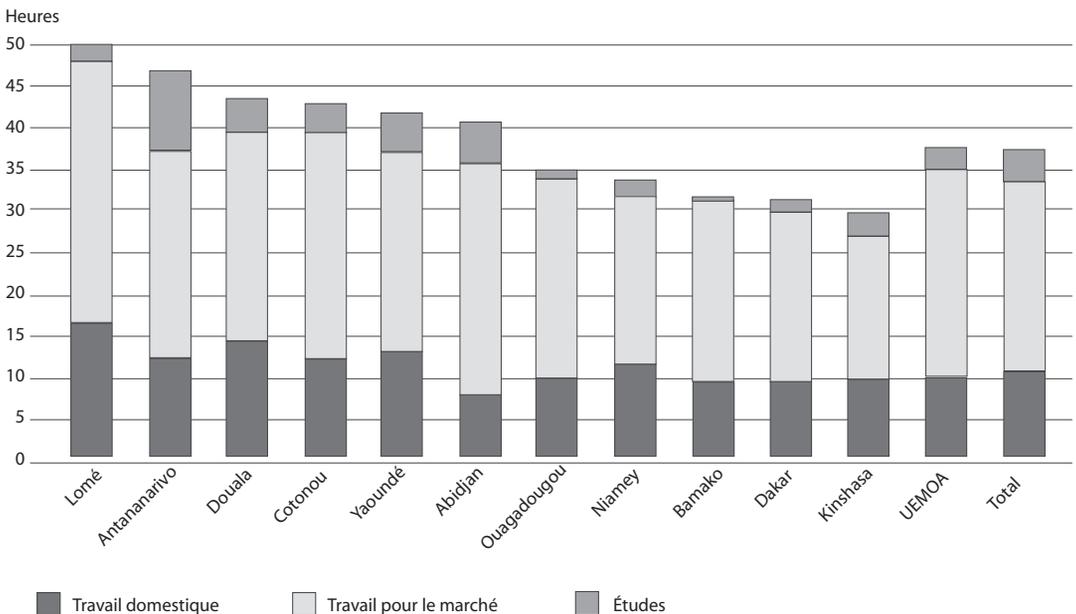
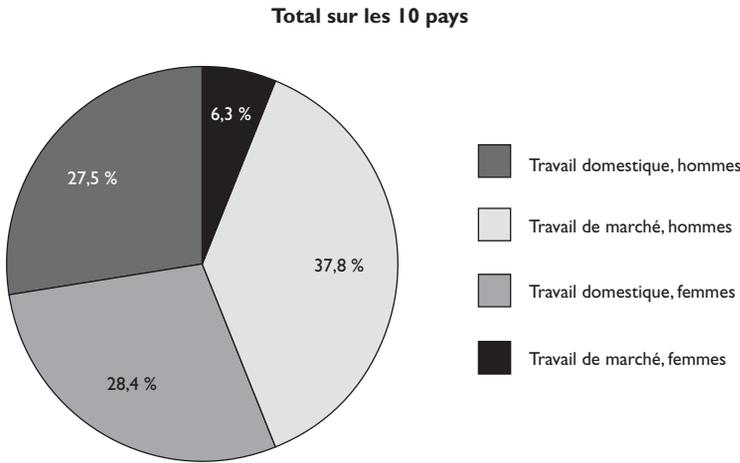


Figure 3

Temps de travail domestique, temps orienté vers le marché et temps total de travail.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.



**Figure 4**  
*Division du travail selon le genre, total sur les dix pays.*  
 Sources : voir enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

Une première explication de ces disparités entre pays pourrait provenir des différences dans les structures démographiques et les types de ménages. La présence de ménages étendus<sup>7</sup>, la polygamie et l'importance relative du travail infantile sont des facteurs susceptibles d'avoir un impact sur l'hétérogénéité observée des heures de travail dans les pays de notre échantillon.

La figure 4 montre que, en moyenne pour l'ensemble des pays étudiés, les femmes assument une part plus importante du temps total de travail du ménage (56 % contre 44 % pour les hommes). On constate également que le temps de travail domestique est plus inégalement réparti selon le genre que le travail orienté vers le marché. En effet, tandis que les femmes effectuent la quasi-totalité (81,8 %) du travail domestique, elles rendent compte aussi de près de la moitié (42,1 %) du temps de travail du ménage orienté vers le marché.

Lorsqu'on examine la situation individuelle des pays, le constat antérieur est corroboré : dans tous les pays considérés, les femmes effectuent plus de la moitié du temps de travail du ménage. Cependant ici encore, de fortes disparités entre pays sont observées. Le Bénin et le Togo apparaissent comme les plus inégalitaires concernant le temps de travail total, alors que les taux de spécialisation des femmes dans les activités domestiques figurent parmi les plus bas. En d'autres termes, les inégalités hommes-femmes ne sont pas le résultat de la spécialisation des femmes dans le travail domestique mais elles résultent plutôt du cumul du travail domestique et du travail orienté vers le marché : la double journée du travail des femmes en somme (figure 5).

7. Ce sont des ménages qui incluent, outre le père, la mère et les enfants, les parents, les cousins, les oncles et tantes, etc. Un ménage nucléaire se réfère aux ménages composés uniquement des enfants avec leurs parents.

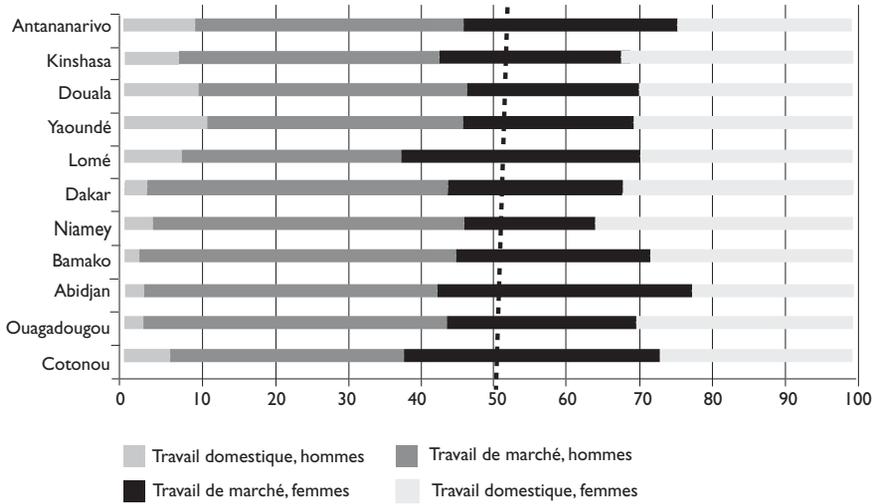


Figure 5

Division du travail domestique/marché selon le genre dans les capitales africaines.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

Compte tenu de la faible contribution des hommes au travail domestique et de la participation significative des femmes dans le travail orienté vers le marché, il n'est pas surprenant de constater que les inégalités (mesurées par le coefficient de Gini) sont les plus élevées s'agissant du travail domestique que dans le cas du travail pour le marché, même si toutes les deux sont assez significatives (tableau 2). Si l'on exclut de nos calculs les individus ne participant pas aux tâches domestiques ou de marché, le constat est le même. Cependant, pour les femmes, les inégalités sont davantage prononcées dans la distribution du travail pour le marché alors que, chez les hommes, elles sont plus fortes dans le travail domestique. En ignorant les valeurs nulles, les inégalités dans la répartition du temps de travail domestique deviennent les plus importantes aussi bien pour les femmes que pour les hommes. Finalement, il est important de noter que lorsqu'on décompose l'indice de Theil, les inégalités intra-groupe (femmes/hommes) rendent compte de la quasi-totalité des inégalités dans la

Tableau 2

Inégalités dans le temps de travail (coefficients de Gini des individus âgés de 10 ans et plus)

Temps de travail	Considérant les individus qui ont 0 heure			Ignorant les individus qui ont 0 heure		
	Total	Femmes	Hommes	Total	Femmes	Hommes
Total heures travail	0,520	0,500	0,539	0,389	0,413	0,356
Heures travail domestique	0,701	0,571	0,809	0,483	0,444	0,496
Heures travail marché	0,642	0,696	0,586	0,223	0,240	0,206

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

répartition du temps de travail (88,7 % dans le cas du travail domestique ; 98,3 % dans le cas du travail pour le marché et 99,9 % dans le cas du temps de travail total).

### La double journée des femmes

Compte tenu de la forte inégalité dans la répartition du travail domestique entre les femmes, on pourrait supposer que cette inégalité résulte en bonne partie d'une sorte de spécialisation des femmes actives dans le travail orienté vers le marché, laissant la charge du travail domestique aux femmes inactives au sens du BIT. Or, le tableau 3 apporte un démenti à cette hypothèse. Bien au contraire, les femmes actives consacrent, en moyenne, 16,6 heures hebdomadaires au travail domestique, contre 14,9 heures pour les femmes inactives, soit 11 % de temps en plus. Ce temps de travail domestique vient donc s'ajouter au temps de travail pour le marché. C'est dans ce sens que l'on peut considérer que les femmes africaines ont une « double journée » de travail et que leur implication dans le travail domestique n'apparaît pas comme un obstacle à leur participation au marché du travail. La moyenne occulte cependant une forte hétérogénéité entre pays. C'est dans les capitales béninoise, togolaise, malienne, malgache et ivoirienne que le phénomène de la « double journée » prend une ampleur significative tandis que, dans le reste des capitales africaines de notre échantillon, le temps de travail domestique des femmes actives ne diffère pas de façon très marquée de celui des femmes inactives.

Tableau 3  
Nombre d'heures de travail domestique des femmes selon les conditions d'activité

Ville	Actif	Chômeur BIT	Chômeur (définition large)*	Inactif	Total
Cotonou	20,4	18,1	27,7	13,6	17,8
Ouagadougou	16,6	21,8	24,6	16,1	17,5
Abidjan	13,4	16,6	21,7	11,6	13,3
Bamako	18,2	20,8	18,5	15,1	16,7
Niamey	19,7	18,7	23,2	18,7	19,4
Dakar	13,5	20,5	23,8	15,8	15,9
Lomé	25,1	26,3	27,9	20,3	23,7
Yaoundé	18,2	25,5	27,1	16,4	18,3
Douala	20,5	24,6	30,8	19,0	20,6
Kinshasa	14,4	17,5	16,7	13,8	14,3
Antananarivo	16,4	21,2	30,5	14,0	15,6
<b>UEMOA</b>	<b>16,7</b>	<b>18,9</b>	<b>23,2</b>	<b>14,9</b>	<b>16,4</b>
<b>Total</b>	<b>16,6</b>	<b>20,3</b>	<b>22,1</b>	<b>14,9</b>	<b>16,3</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

Note : « chômeur (définition large) » inclut les chômeurs au sens du BIT et les travailleurs « découragés ».

Deux bémols doivent cependant être apportés à ce constat. En premier lieu, les chômeuses (au sens du BIT et au sens large) ont un nombre d'heures de travail domestique supérieur de 3,7 à 5,5 heures, respectivement, à celui des femmes actives. En incluant les chômeuses, l'écart entre actives et inactives se réduit (17,5 vs 14,9 heures par semaine). En second lieu, les écarts constatés entre actives et inactives sont principalement dus aux différences entre les jeunes filles âgées de 10 à 14 ans et essentiellement expliqués par la faible implication des adolescentes actives dans les études par rapport aux inactives du même âge (1,5 et 8,5 heures hebdomadaires consacrées aux études, respectivement). En effet, les jeunes actives font 16,1 heures de travail domestique tandis que les inactives n'en font que 9,4 en moyenne. Pour les femmes âgées de 15 ans et plus, les écarts deviennent non significatifs (0,3 heure). En tout état de cause, les femmes actives ont un temps de travail total (marché/domestique) en moyenne de 5 heures plus élevé que celui de leurs homologues masculins.

On a vu que les inégalités hommes-femmes se traduisent par une forte implication des femmes dans les activités domestiques du ménage, tandis que leur contribution au temps de travail pour le marché demeure non négligeable. Le modèle explicatif proposé par BECKER (1965 et 1981) puis par GRONAU (1977) met l'accent sur les facteurs économiques (coût d'opportunité lié aux différentes dotations de capital humain). Dans cette approche, le ménage est considéré comme une unité où les membres partagent les mêmes préférences ou bien comme un ensemble sous l'égide d'un « dictateur bienveillant » (ILAHI, 2000).

Cependant, l'importance des normes et des rôles sociaux, ignorés par l'approche Becker-Gronau, a été soulignée par divers auteurs. Si les femmes se spécialisent dans les activités domestiques et les hommes dans les activités orientées vers le marché, c'est en raison des normes sociales et des rôles culturellement déterminés et non en raison des facteurs économiques. Ces normes sociales varient selon la religion, le groupe ethnique, la position dans la hiérarchie du ménage, etc. Ainsi, dans leur étude sur le Pakistan, FAFCHAMPS et QUISUMBING (2003) soulignent l'importance de la position occupée dans la hiérarchie du ménage. Ces auteurs trouvent que l'épouse rend compte de la plus grosse part du travail domestique et que, par ailleurs, les brues supportent une plus lourde charge dans les activités domestiques que les filles du chef de ménage. Si les normes sociales prédominent, alors les différences dans le capital humain devraient avoir une influence mineure sur la division du travail selon le genre.

Dans le tableau 4, on constate alors qu'un niveau d'éducation plus élevé est associé à une plus forte contribution des hommes au travail domestique. Quant aux femmes, leur contribution demeure pratiquement la même aussi bien dans les tâches domestiques que dans le travail pour le marché, quel que soit le niveau d'éducation atteint. Ce résultat tend à conforter l'hypothèse du faible rôle des facteurs économiques dans la division du travail domestique/marché selon le genre.

Tableau 4  
Répartition des heures de travail domestique/marché selon les niveaux d'éducation (%)

Éducation	Heures domestiques/ heures de travail du ménage			Heures marché/ heures de travail du ménage		
	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total
Aucun niveau scolaire	2,8	27,5	30,3	42,3	27,4	69,7
I à 5 années d'études	5,8	27,5	33,3	37,6	29,1	66,7
6 à 10 années d'études	7,4	28,1	35,5	36,9	27,5	64,5
11 années d'études et plus	8,9	27,4	36,4	37,0	26,7	63,6
<b>Total</b>	<b>6,7</b>	<b>27,7</b>	<b>34,4</b>	<b>37,9</b>	<b>27,7</b>	<b>65,6</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

Un des facteurs qui différencie les pays retenus dans l'échantillon est la prédominance de la religion, musulmane pour certains et chrétienne (catholique ou protestante) pour d'autres. Bien entendu, la religion est aussi associée à la composition démographique des ménages (relative prédominance de ménages polygames) et, dans certains pays, à un rôle plus traditionnel de la femme. Dans le tableau 5, on peut constater que la religion musulmane est associée à une plus forte spécialisation des tâches selon le genre, mais ce facteur ne rend pas compte de la forte spécialisation dans les activités domestiques des femmes des autres religions. La part des heures de travail orienté vers le marché est ainsi légèrement inférieure pour les femmes musulmanes que pour celles se déclarant d'autres religions, mais les inégalités proviennent essentiellement de la très faible contribution des hommes musulmans aux activités domestiques qui restent un domaine « réservé » des femmes musulmanes. Les estimations économétriques confirmeront ou non si la religion, toutes choses égales par ailleurs, a un effet sur la division du travail au sein du ménage (voir plus bas).

Tableau 5  
Religion déclarée et division du travail selon le genre (%)

Religion	Heures domestiques/heures de travail du ménage			Heures marché/heures de travail du ménage		
	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total
Ménage musulman	3,1	28,0	31,1	43,7	25,2	68,9
Ménage catholique	8,3	28,0	36,3	34,7	29,1	63,7
Ménage protestant	9,0	27,2	36,2	35,5	28,4	63,8
Sans religion	5,9	20,8	26,7	44,0	29,4	73,3
Autres	7,3	28,5	35,7	35,4	28,8	64,3
<b>UEMOA</b>	<b>3,7</b>	<b>26,6</b>	<b>30,3</b>	<b>39,9</b>	<b>29,8</b>	<b>69,7</b>
<b>Total</b>	<b>6,7</b>	<b>27,8</b>	<b>34,5</b>	<b>37,7</b>	<b>27,8</b>	<b>65,5</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

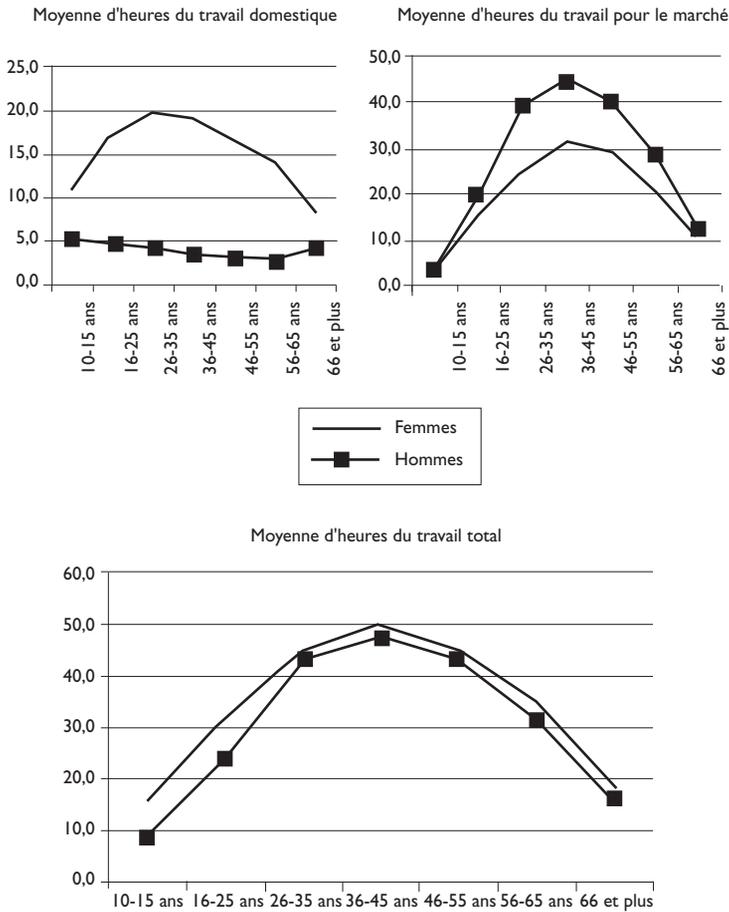


Figure 6  
Heures travaillées (domestiques/marché) suivant le genre et l'âge.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

Les normes sociales s'expriment également à travers les rôles dévolus aux individus suivant les étapes du cycle de vie. Pendant l'âge scolaire (10-14 ans), les enfants se consacrent principalement à leurs études tout en apportant un soutien non négligeable dans les tâches domestiques et, de manière plus marginale, dans le travail pour le marché. Notons également que la division du travail selon le genre se forge depuis le plus jeune âge, car les jeunes filles consacrent deux fois plus de temps aux activités domestiques que les garçons. Alors que le profil du temps dédié aux activités domestiques est relativement plat pour les hommes au cours du cycle de vie (il diminue légèrement lors de l'entrée en union puis se stabilise à ce niveau plus faible), chez les femmes il prend la forme d'une cloche atteignant le sommet dans la tranche 26-35 ans pour diminuer ensuite progressivement lorsque le ménage s'agrandit et que les enfants sont en mesure d'apporter leur contribution (figure 6).

En ce qui concerne le travail orienté vers le marché, la courbe est plus concave pour les hommes que pour les femmes : les différences hommes-femmes se creusent dès l'adolescence et atteignent un maximum lors de l'âge adulte, la période la plus productive (36-45 ans). Le retrait de la vie active est donc plus progressif pour les femmes que pour les hommes. L'entrée dans le marché du travail pour les jeunes (16-25 ans) est problématique à en juger par le faible nombre d'heures de travail pour le marché. Ceci ne s'explique que marginalement par la prolongation des études au-delà du secondaire (le nombre moyen d'années d'études pour cette tranche d'âge est en effet de 8 et 6 ans seulement pour l'ensemble des dix pays et l'UEMOA, respectivement). Deux facteurs jouant avec des intensités différentes pour les hommes et les femmes sont vraisemblablement à l'œuvre : dans le cas des hommes, il s'agit du manque d'opportunités d'emploi salarié compte tenu du faible niveau de recrutement des secteurs privé et public et des faibles qualifications des travailleurs entrant sur le marché ; dans le cas des femmes, cette faiblesse s'explique par l'importance du temps consacré aux tâches domestiques elle-même liée à l'arrivée des enfants en bas âge, exclusivement à leur charge. Lorsqu'on additionne le temps de travail domestique au temps de travail orienté vers le marché, les inégalités s'amenuisent pour la population âgée de plus de 25 ans. Les inégalités selon le genre dans la répartition du temps de travail total sont donc plus fortes dans le cas des jeunes et des enfants. Au total, à tous les âges de la vie, les femmes travaillent plus que les hommes.

La figure 7 suggère qu'en moyenne la position dans le ménage joue un rôle mineur dans la spécialisation des femmes dans les activités domestiques. En

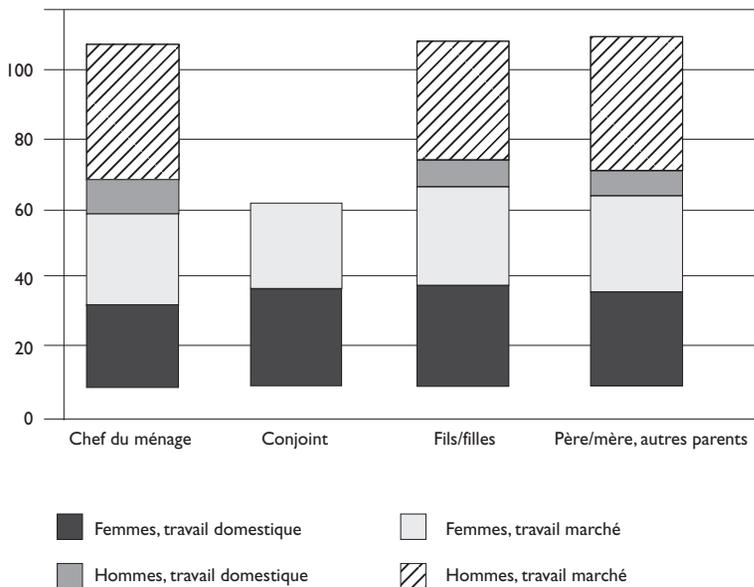


Figure 7

Position dans le ménage et division du travail domestique/marché.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

effet, tant les chefs de ménage femmes que les épouses ou les filles consacrent une part plus importante que leurs homologues masculins aux activités domestiques. La position dans le ménage pour les femmes joue seulement à la marge sur la répartition du temps de travail domestique ou de marché. Il est cependant intéressant d'examiner de plus près le rôle des autres parents car ils apportent une contribution significative aussi bien au travail de marché que domestique réalisé par le ménage (ils rendent compte respectivement de 16,3 %, 14,5 % et 15,1 % du temps de travail domestique, de marché et total du ménage). Il est probable que cette catégorie recouvre des formes déguisées de travail forcé (enfants confiés faisant office de domestiques au service des ménages).

Le taux de participation ou d'activité est le pourcentage d'individus en âge de travailler qui ont un emploi ou qui sont en recherche active d'emploi. Le tableau 6 synthétise les différences induites lorsque l'on étend cette définition de façon à prendre en compte le travail domestique dans le taux de participation des femmes, leur contribution au temps de travail total et aux revenus du ménage. Tandis que les deux premiers indicateurs ont été construits à partir des données collectées par les enquêtes 1-2-3, dans le cas de la contribution du travail domestique aux revenus du ménage il est nécessaire de faire une imputation. L'inexistence en Afrique d'un marché développé de biens et services pouvant se substituer au travail domestique nous incite ainsi à imputer au travail domestique la rémunération horaire correspondant au smic dans chacun des pays.

Tableau 6  
Contribution économique des femmes à l'activité économique  
en considérant ou non le travail domestique (%)

Ville	Participation		Temps de travail		Revenus	
	Sans travail domestique	Avec travail domestique	Sans travail domestique	Avec travail domestique	Sans travail domestique	Avec travail domestique
Cotonou	61,1	89,4	51,0	59,8	30,9	42,9
Ouagadougou	57,2	84,6	37,6	52,8	25,7	42,1
Abidjan	62,1	84,4	43,7	53,7	26,7	35,2
Bamako	49,0	79,7	35,2	51,7	23,0	34,1
Niamey	43,7	83,2	30,1	51,6	22,5	38,1
Dakar	48,0	82,8	35,5	52,7	26,9	42,6
Lomé	69,1	95,3	49,8	59,3	32,1	43,2
Yaoundé	51,2	95,7	37,2	49,0	30,6	37,1
Douala	57,6	96,2	37,2	49,5	26,7	34,7
Kinshasa	41,0	86,5	43,1	55,9	33,1	45,3
Antananarivo	54,5	94,6	44,2	52,3	35,9	41,9
<b>UEMOA</b>	<b>56,4</b>	<b>84,9</b>	<b>41,5</b>	<b>54,4</b>	<b>26,7</b>	<b>38,2</b>
<b>Total</b>	<b>51,5</b>	<b>88,0</b>	<b>41,2</b>	<b>53,5</b>	<b>27,9</b>	<b>38,1</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

Le taux d'activité féminine augmenterait de 70 % (passant de 51,5 % à 88 %) en moyenne, pour l'ensemble des pays considérés, si les heures de travail dans la production de biens et services domestiques par les membres du ménage étaient prises en compte. Par la même occasion, les fortes disparités entre pays du taux de participation féminine se verraient considérablement réduites. Il convient également de souligner que la participation des femmes serait supérieure à celle des hommes sans exception dans tous les pays de notre échantillon (de 13 % en UEMOA et de 11 % pour l'ensemble des pays). On retrouve ce même résultat si l'on considère la contribution des femmes au temps de travail total : l'inclusion du temps de travail domestique dans le total du temps de travail des ménages fait apparaître l'apport prépondérant des femmes dans les heures de travail.

Si l'on ne considère que le revenu total du travail (activités principale et secondaire), 28 % du revenu total des ménages est assuré par les femmes. Cependant, si l'on tient compte des revenus imputés au travail domestique (en fonction du revenu horaire minimum) selon les heures déclarées dans ces activités, alors la contribution des femmes au revenu total des ménages passe de 28 % à 38 %. Lorsqu'on regarde les montants absolus, on constate que le revenu potentiel provenant de l'activité domestique dépasse le revenu provenant de l'activité marché dans l'UEMOA (sauf dans le cas du Cameroun et de Madagascar).

## Modèle et estimation économétrique sur les déterminants de l'allocation du temps

Dans cette section, on cherche à expliquer la division du temps de travail selon le genre au sein de chaque ménage. On examine aussi bien la répartition du travail domestique que celle du travail pour le marché. Nous postulons que, dans les pays africains, ce sont les normes sociales plus que les facteurs économiques qui déterminent la division du travail au sein du ménage (travail domestique/marché). Les facteurs économiques liés au capital humain jouent à la marge, compte tenu du très faible niveau d'instruction et du manque d'opportunités d'emplois formels.

Nous suivons ici l'approche proposée par HERSCH et STRATTON (1994) dans leur étude sur les couples actifs aux États-Unis et utilisée également par ANXO *et al.* (2002) dans leur étude comparative des couples en France et en Suède. Une différence importante par rapport à ces travaux est que nous analysons la division du travail selon le genre pour l'ensemble des membres du ménage car, dans les pays en développement, les enfants accomplissent non seulement une partie du travail domestique mais certains participent aussi au marché du travail. La prévalence des familles élargies (42 % des ménages dans notre échantillon) et

l'existence de la polygamie (3 % des ménages, soit 110 000 ménages) justifie également de considérer l'ensemble des membres âgés de 10 ans et plus dans notre analyse<sup>8</sup>.

Concrètement, la variable dépendante de la première équation est la contribution relative des femmes au travail domestique (travail vers le marché) et, dans les deux équations suivantes, la variable dépendante est le temps total de travail des hommes et celui des femmes dans les activités domestiques (orientées vers le marché).

Les variables dépendantes (part relative hommes/femmes et temps de travail hebdomadaire dans le travail domestique, travail pour le marché) sont des variables dont la valeur est bornée (censurée) à gauche et varie entre 0-100 % dans un cas et entre 0 et 113 heures (le temps de loisir a été obtenu par résidu). Ainsi, les MCO produisent des résultats biaisés<sup>9</sup>. Une estimation de type Tobit censuré à gauche et à droite semble donc plus appropriée. Le modèle Tobit présuppose que les mêmes variables déterminent aussi bien la probabilité qu'une observation soit censurée ou non que les valeurs des observations non censurées. Plus encore, l'effet marginal d'une variable est contraint d'avoir le même signe pour ces deux types d'observations. Dans la mesure où les individus avec une valeur zéro présentent des caractéristiques particulières (leur non-participation n'est pas aléatoire), alors les coefficients estimés présentent des biais, même en tenant compte des valeurs censurées.

Le modèle proposé par Heckman (appelé aussi Heckit) relaxe ces hypothèses en tenant compte, d'une part, du possible biais de sélection (estimant la probabilité d'observer une valeur différente de zéro) et, d'autre part, des déterminants des valeurs supérieures à zéro. Ainsi, par exemple, dans le modèle estimé plus bas, le nombre d'enfants en bas âge dans le ménage peut ne pas avoir d'impact sur le nombre d'heures consacrées aux activités orientées vers le marché tout en ayant une incidence négative sur la participation à ces activités (et positive sur les heures de travail domestique). On apprécie le bien-fondé du modèle Heckit en fonction de la valeur du coefficient du ratio de Mills. Une valeur statistiquement différente de zéro indique la présence d'un biais de sélection invalidant l'estimation Tobit.

Dans un premier temps, pour chaque dimension du travail (domestique, orienté vers le marché), trois équations seront estimées. Dans la 1<sup>re</sup> équation, la variable dépendante est la contribution relative des femmes (hommes) dans le travail domestique. Les deux autres équations cherchent à préciser les déterminants du temps de travail domestique (marché) séparément pour les hommes et pour les femmes. La 1<sup>re</sup> équation explique donc la division du travail selon le genre, tandis que les deux autres sont indispensables pour mieux interpréter la manière dont cette division varie selon les caractéristiques des individus et des ménages

8. C'est l'approche également adoptée par SKOUFIAS (1993) dans son étude sur les déterminants de la division du travail des ménages ruraux en Inde.

9. Près de la moitié des individus (52,2 %) ont 0 heure de travail pour le marché, 44,3 % déclarent également 0 heure de travail domestique et 21,9 % déclarent 0 heure de travail total.

auxquels ils appartiennent. Ainsi, par exemple, un accroissement de la contribution des hommes les plus éduqués au travail domestique peut provenir d'une diminution du temps absolu du travail domestique des femmes éduquées, sans que le temps de travail domestique total augmente.

## Résultats des estimations

Les effets marginaux estimés à travers le modèle Tobit sont présentés dans l'annexe 2. Bien que les tests de normalité et d'hétéroscédasticité<sup>10</sup> des résidus aient rejeté l'hypothèse de normalité des résidus et que les coefficients du ratio de Mills soient significatifs dans la plupart des cas, on ne retiendra dans nos commentaires que les résultats du modèle Tobit. Ceci en raison des difficultés rencontrées dans la spécification de l'équation de sélection et des valeurs des coefficients estimés peu plausibles. Ces résultats doivent donc être considérés comme une première tentative d'estimation. On commentera d'abord les résultats concernant le travail domestique et ensuite le travail orienté vers le marché.

On remarque en premier lieu un fort impact de l'âge sur la division du travail domestique selon le genre. Les femmes accomplissent un plus grand nombre d'heures de travail domestique entre 16 et 25 ans (0,8 heure de plus que les femmes âgées de 26 à 45 ans), période où elles ont quitté l'école, sont en couple et sont susceptibles d'avoir des enfants en bas âge. Le temps consacré au travail domestique se réduit légèrement (-2,4 heures) d'abord entre 46 et 56 ans puis, de façon plus importante, après 55 ans (7,1 heures en moins par rapport aux femmes âgées entre 26-45 ans), période dans laquelle elles se retrouvent souvent à la tête de leur ménage ou font partie des ménages étendus. Si l'on se réfère à la contribution relative des femmes au travail domestique, on constate qu'elle suit une tendance similaire à celle du nombre absolu d'heures de travail domestique féminin. Ce résultat est dû en bonne partie au fait que les hommes réalisent un très faible nombre absolu d'heures de travail domestique et que celui-ci varie peu au long du cycle de vie des hommes. Les hommes effectuent plus de travail domestique lorsqu'ils sont très jeunes, sous l'autorité des aînés (enfants de 10 à 15 ans). Dans le cas des femmes, c'est l'inverse : elles réalisent un moindre nombre d'heures de travail domestique aux deux extrêmes de leur cycle de vie tandis que, pendant leur période la plus productive, elles cumulent travail domestique et travail pour le marché.

La position dans le ménage joue aussi un rôle très important dans la division du travail selon le genre. Ainsi, les femmes apportent leur plus forte contribution au ménage lorsqu'elles sont en situation de conjoint. Inversement, leur contribution relative est plus faible si elles sont filles et mère du chef de ménage. Une hiérarchie semble se dessiner, de sorte que le temps de travail domestique diminue lorsqu'on progresse de la périphérie au cœur du ménage. Ainsi donc, les filles et la mère du chef du ménage effectuent un nombre d'heures de travail

10. On parle d'hétéroscédasticité lorsque l'écart de l'observation à la moyenne estimée par le modèle économétrique a une variance qui n'est pas constante et qui dépend des caractéristiques de l'individu.

domestique plus faible (-2,2 et -5,7 heures, respectivement par rapport au chef de ménage) que les autres parents et femmes non apparentées (-0,64 et +1,9 heures). Les fils contribuent presque autant (0,16 heure) que le chef et, enfin, les autres parents et non-parents hommes consacrent au travail domestique un peu moins d'une demi-heure et une heure, respectivement par rapport au chef du ménage homme. S'agit-il d'une manière de rétribuer l'hébergement ou peut-être s'agit-il d'enfants confiés ? Des études qualitatives sont nécessaires pour répondre à cette question (voir aussi le chapitre 12).

Le type de ménage joue aussi un rôle important dans la division du travail. La contribution individuelle des femmes dans un ménage élargi est moindre par rapport aux autres types de ménages, le travail domestique y étant réparti en un plus grand nombre de personnes et les individus à la périphérie du ménage apportant une contribution plus importante aux tâches domestiques. Les femmes dans les ménages polygames voient réduire leur contribution relative et absolue au temps de travail domestique. Naturellement, la présence de domestiques dans le ménage diminue de manière importante (-2,3 heures) le nombre d'heures de travail domestique effectuées par les femmes et, de façon modérée, celui réalisé par les hommes (-0,65 heure). La diminution de la contribution relative des femmes au travail domestique par rapport à la part des hommes (-0,22 heure) est faible et non significative.

La composition démographique du ménage affecte de manière très nette la contribution relative des femmes au travail domestique. Un plus grand nombre de femmes dans le ménage réduit leur contribution, particulièrement lorsque celles-ci sont jeunes (entre 10 et 25 ans). Un plus grand nombre d'enfants en très bas âge (moins de 10 ans) accroît la part des femmes dans le travail domestique. Ceci résulte du surcroît de temps consacré par les femmes aux petits enfants alors que, pour les hommes, la présence d'enfants en bas âge n'implique nullement un surcroît de travail domestique. La division du travail domestique selon le sexe se modifie très marginalement avec l'arrivée d'hommes adultes dans le ménage.

La religion en général n'a pas d'impact significatif, ni sur la division du travail domestique entre hommes et femmes, ni sur le temps absolu de travail domestique des femmes. Le seul effet décelable concerne les individus se réclamant de confession musulmane, mais cet effet est relativement modeste. En effet, les femmes musulmanes assument une part plus importante du temps total consacré par le ménage aux activités domestiques, et ceci est le résultat du moindre temps consacré aux activités domestiques par les hommes de confession musulmane et non d'un surcroît d'heures de travail domestique pour les femmes. Par ailleurs, rien ne semble distinguer les autres religions entre elles. La religion musulmane apparaît donc comme l'un des canaux – assez secondaire – à travers lequel les normes et pratiques sociales concernant le rôle de l'homme semblent se cristalliser. L'appartenance à l'ethnie dominante n'a pas d'incidence sur la division du travail domestique selon le genre, ni sur le temps de travail domestique des femmes. En revanche, ce facteur contribue à une diminution assez

modeste (-0,21 heure) du temps de travail domestique des hommes. On peut supposer que la variable « appartenance ethnique » est aussi une variable *proxy* des normes sociales, partiellement prise en compte déjà par la religion. Les hommes appartenant à l'ethnie dominante disposeraient donc d'un surcroît de pouvoir au sein du ménage leur permettant de réduire le temps consacré au travail domestique.

Contrairement à ce qui était attendu, l'accès aux services publics n'a aucun effet significatif sur la division du travail domestique selon le genre. Ceci s'explique par le fait que l'accès à l'eau et à l'électricité diminue dans des proportions similaires aussi bien le travail domestique des femmes que celui des hommes. L'impact de cet accès est donc la diminution du temps total de travail domestique pour le ménage dans son ensemble plutôt qu'une réallocation du travail selon le genre. La possession d'appareils électroménagers (cuisinière électrique/gaz) ne modifie pas non plus la division du travail selon le sexe au sein du ménage et n'a également pas d'effet sur le temps absolu de travail des hommes et des femmes. La richesse du ménage, mesurée par la possession de véhicules ou par le nombre de pièces dans le logement, n'a pas d'impact direct sur la division du travail. La taille du logement a une incidence positive sur le temps de travail des hommes à qui revient généralement la tâche d'effectuer les réparations du logement, mais aucun impact sur celui des femmes. En revanche, la possession d'un véhicule (voiture) réduit d'un peu plus d'une heure (-1,5) le temps de travail domestique des femmes et d'une demi-heure (-0,5) celui des hommes. Il en résulte une division du travail légèrement plus favorable (-0,4 heure) pour les femmes, mais cet impact n'est pas statistiquement significatif.

La division sexuelle du travail domestique est plus équitable à mesure que la femme progresse dans l'échelle scolaire. De plus, ce rééquilibrage en faveur des femmes s'améliore de manière plus que proportionnelle à chaque palier du niveau d'études. Cependant, comme pour la religion, la réduction des inégalités procède pratiquement d'un ajustement quasi unilatéral des heures de travail domestique. En effet, tandis que les femmes les plus éduquées (ayant atteint le cycle supérieur) voient leur temps de travail domestique diminuer de 2,4 heures par rapport aux femmes n'ayant pas fréquenté l'école, cette réduction passe, respectivement, à 2,1 et 1,5 heures quand elles ont été scolarisées (1 à 5 ans de scolarité et 6 à 10 ans de scolarité). Pour ce qui est des hommes, la progression va dans le sens opposé : plus ils sont éduqués, plus ils participent au travail domestique. Cependant, les effets marginaux sont assez faibles : les hommes n'ayant aucun niveau d'études font à peine un peu moins d'une demi-heure de travail hebdomadaire de plus par rapport aux hommes ayant plus de 10 années d'études (0,22 et -0,15 heure pour ceux ayant été en primaire et secondaire, respectivement). En somme, l'éducation ne contribue que modérément à l'amélioration de l'équité dans la division du travail selon le genre, et ceci opère davantage à travers la réduction du temps de travail des femmes que par un accroissement de celui des hommes.

Contrairement aux résultats présentés dans le tableau 6, la participation au marché du travail implique une diminution de la part de travail domestique effectué par les femmes. Ceci est le résultat d'un moindre nombre d'heures de travail domestique effectuées par les femmes (-1,61) mais aussi par les hommes (-0,31). Le temps de travail domestique total est donc plus faible dans le cas des ménages où la femme participe au marché du travail. Le niveau de revenu horaire prédit n'a d'impact significatif ni sur la division du travail domestique selon le genre, ni sur le temps de travail domestique des hommes et des femmes.

Concernant maintenant la division selon le genre du travail orienté vers le marché, on retrouve des résultats similaires à ceux concernant la division du travail domestique. On mettra ici l'accent sur les différences observées. Les écarts sont plus forts pour les femmes dans les tranches d'âge 10-15 ans et 56 ans et plus, c'est-à-dire aux deux extrêmes du cycle de vie (quand les rôles sont assignés au sein du ménage et quand les femmes participent plus faiblement au travail orienté vers le marché). Le conjoint, lorsqu'il est une femme, contribue seulement 2 heures de moins au travail pour le marché que le chef de ménage, tandis que les personnes non apparentées arrivent en troisième position et constituent de ce fait un apport précieux à l'économie du ménage. Le gradient concernant le niveau d'études est toujours négatif : plus le niveau d'éducation est élevé, moindres sont les heures de travail pour le marché. Hommes et femmes non qualifiés (sans aucun niveau d'instruction) effectuent 8,5 et 3,2 heures de plus respectivement que leurs homologues ayant 11 ans et plus d'éducation. L'impact du niveau d'éducation est donc relativement fort pour les hommes et assez modéré pour les femmes. Le fait de participer au travail domestique réduit la participation relative des femmes dans le total d'heures travaillées pour le marché mais aussi le nombre absolu d'heures de travail pour le marché des femmes et des hommes (-1,0 et -1,9 heures respectivement).

La religion musulmane est associée de façon assez significative à une moindre contribution des femmes au temps de travail de marché de l'ensemble du ménage, et ceci sous le double impact d'un moindre nombre d'heures qu'elles effectuent par rapport au reste des religions et d'un nombre d'heures plus important pour les hommes. Le fait d'appartenir ou non à l'ethnie dominante n'a pas d'impact significatif sur la division du travail.

La structure démographique du ménage a un impact assez marqué sur la division du travail orienté vers le marché selon le genre. L'accroissement du nombre de membres dépendants en bas âge (enfants âgés de moins de 5 ans) diminue la contribution relative et absolue des femmes, tandis que l'accroissement du nombre des personnes âgées dépendantes (âgés de plus de 55 ans) implique une augmentation des heures de travail pour les hommes dans le cas de personnes âgées de sexe masculin et, inversement, s'agissant des femmes. Le nombre d'heures de travail pour le marché diminue tant pour les hommes que pour les femmes quand le nombre d'adultes hommes s'accroît dans le ménage. L'accroissement du nombre d'adultes femmes et d'adolescentes permet aux

femmes d'accroître le nombre d'heures pour le marché, du fait sans doute de l'allègement de la charge du travail domestique. Elle implique en même temps une très légère diminution des heures de travail pour le marché des adultes hommes (-0,2 et -0,7 heure pour le nombre d'adultes femmes âgées de 18-25 ans et de 26-55 ans respectivement). Finalement, concernant les effets spécifiques géographiques, Cotonou et Lomé se distinguent par la contribution nettement plus importante des femmes au travail pour le marché, acquise grâce à un plus grand nombre d'heures, alors que leurs homologues hommes effectuent un nombre d'heures modérément supérieur à celui des autres pays (à l'exception de Madagascar et du Cameroun).

## Conclusion

Le travail domestique, qui demeure largement invisible dans la comptabilité nationale et dans les indicateurs du marché du travail, représente en moyenne près d'un tiers du temps de travail total pour les dix pays considérés dans cette étude. Plus encore, le temps consacré au travail domestique est supérieur à celui dédié au travail dans le secteur formel. Nous avons constaté de fortes disparités entre pays aussi bien dans le temps de travail total que dans sa composition domestique/marché. Malgré un taux de participation plus faible sur le marché du travail, les femmes rendent compte, en moyenne, de plus de la moitié (56 %) de la totalité du temps de travail du ménage (62 % dans le cas des pays de l'UEMOA). Contrairement aux autres régions, en Afrique subsaharienne, il n'y a pas de « spécialisation » des femmes exclusivement sur les activités domestiques. Les femmes assurent 43 % du temps de travail de marché au sein des ménages (mais 89 % du travail domestique). Les femmes consacrent la plupart de leur temps (60 %) au marché et 40 % restant au travail domestique. Plusieurs facteurs sont corrélés aux inégalités dans la division du travail selon le genre. Les normes sociales, mesurées à travers diverses variables, jouent un rôle déterminant. Ainsi, la position relative dans le ménage, la classe d'âge et, dans une moindre mesure, la religion ont toutes un impact significatif sur la division du travail selon le genre, non seulement sur le travail domestique mais aussi sur celui orienté vers le marché. Les différences de niveaux d'éducation sont des déterminants significatifs de la division du travail domestique/marché selon le genre, mais leur impact est relativement modéré et le gradient selon le niveau d'éducation n'est pas très prononcé. Le type de ménage ainsi que sa structure démographique jouent aussi un rôle important dans la division du travail. Les ménages élargis, polygames, ou comptant un plus grand nombre d'adultes ont une division du travail selon le genre différente de celle des ménages constitués par des couples avec des enfants en bas âge ou monogames. Contrairement à ce qui était attendu, l'accès aux services publics n'a aucun effet discernable sur

la division du travail domestique selon le genre. Enfin, les différences entre pays demeurent significatives une fois pris en compte les caractéristiques observables des individus et de leur ménage.

L'analyse présentée ici peut être étendue dans plusieurs directions. Tout d'abord, elle constitue un premier pas vers la prise en compte du travail domestique dans les estimations du PIB et aussi dans les indicateurs du marché du travail. Cette analyse apporte aussi un éclairage sur la question des inégalités intra-ménage dans une dimension centrale qui touche au rôle et à la place des femmes dans les sociétés africaines. D'autres dimensions des inégalités intra-ménage restent à explorer et à relier entre elles (notamment la scolarité filles/garçons, l'accès à la santé, etc.). Nous n'avons pas pris en compte, faute de données en panel, l'hétérogénéité individuelle. Ceci est possible dans le cas de Madagascar pour lequel il existe un panel de ménages/individus issu des *enquêtes 1-2-3*. Une autre piste intéressante à suivre consisterait à lier la perception du bien-être et les inégalités intra-ménage dans la division du temps de travail. On pourrait ainsi mieux comprendre pourquoi de telles inégalités perdurent.

# Annexe I

Moyenne d'heures hebdomadaires selon le type d'activité et la localité

Ville	Travail domestique, garde d'enfants	Collecte de bois, d'eau, courses au marché	Construction de son habitat	Études	Travail pour la communauté	Travail dans activité principale	Travail dans activité secondaire	Total
Cotonou	8,3	3,1	0,0	3,5	0,1	26,0	1,0	42,1
Ouagadougou	7,3	2,0	0,0	1,1	0,1	23,0	0,7	34,2
Abidjan	5,8	1,6	0,0	5,0	0,1	26,9	0,4	39,8
Bamako	7,3	1,7	0,1	0,4	0,1	21,3	0,7	31,5
Niamey	9,1	1,7	0,1	2,0	0,1	19,3	0,7	33,0
Dakar	7,5	1,3	0,1	1,6	0,2	19,9	0,3	30,9
Lomé	11,5	3,9	0,1	2,1	0,4	30,3	0,9	49,2
Yaoundé	9,0	3,3	0,1	4,7	0,5	22,5	0,9	41,1
Douala	9,9	3,3	0,2	3,6	0,3	24,3	1,0	42,6
Kinshasa	6,4	2,5	0,1	2,9	0,3	16,5	0,4	29,1
Antananarivo	6,1	4,0	1,3	9,9	0,1	24,1	0,8	46,4
<b>UEMOA</b>	<b>7,4</b>	<b>1,9</b>	<b>0,1</b>	<b>2,8</b>	<b>0,1</b>	<b>24,1</b>	<b>0,6</b>	<b>37,0</b>
<b>Total</b>	<b>7,4</b>	<b>2,5</b>	<b>0,2</b>	<b>3,6</b>	<b>0,2</b>	<b>21,9</b>	<b>0,6</b>	<b>36,4</b>
Structure (total)	20,4 %	6,8 %	0,5 %	9,9 %	0,6 %	60,2 %	1,7 %	100 %
Structure (UEMOA)	20,1 %	5,2 %	0,2 %	7,5 %	0,4 %	65,2 %	1,5 %	100 %

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

# Annexe 2

Modèles Tobit censurés à gauche et à droite. Effets marginaux évalués à la valeur moyenne des variables explicatives

Variables explicatives	% heures domestique femmes/total heures domestiques ménage (1)	Heures travail domestique femmes (2)	Heures travail domestique Hommes (3)	% heures marché femmes/total heures marché (4)	Heures travail marché Femmes (5)	Heures travail marchés Hommes (6)
<b>Âge (réf. 26-45 ans)</b>						
Âge 10-15 ans	-3,92***	-3,27***	1,17***	-21,48***	-19,44***	-28,71***
Âge 16-25 ans	6,24***	0,78***	0,94***	-9,16***	-7,71***	-9,01***
Âge 46-55 ans	-10,06***	-2,41***	-0,28***	-0,79**	-0,35	-2,56***
Âge 56 ans et plus	-19,33***	-7,12***	-0,11	-12,44***	-9,63***	-18,88***
<b>Lien avec le chef de ménage (réf. chef du ménage)</b>						
Conjoint	6,43***	3,37***	1,86***	-11,41***	-1,99***	-3,39*
Fils/fille	-17,08***	-2,19***	0,16	-15,74***	-5,37***	-11,07***
Père/mère du chef	-15,22***	-5,66***	-1,53**	-16,64***	-8,63***	-17,26***
Autre parent	-10,93***	-0,64**	0,45***	-11,97***	-3,07***	-6,96***
Autre personne non apparentée	-1,52	1,86***	1,00***	-9,51***	-0,43	-4,16***
<b>Niveau d'études (réf. 11 ans et plus)</b>						
Aucun niveau	2,42***	3,30***	-0,45***	0,33	3,23***	8,54***
1 à 5 années d'études	2,08***	2,33***	-0,22***	0,74**	2,64***	8,73***
6 à 10 années d'études	1,51***	1,53***	-0,15**	-1,16***	0,12	3,36***
<b>Marché du travail</b>						
Revenu horaire prédit	0,00	0,00	0,00	0,00***	0,00***	0,00***
Actif occupé (éq. 1-3) Actif domestique (éq. 4-6)	-3,05***	-1,61***	-0,31***	-0,71***	-1,01***	-1,93***
<b>Religion (réf. autres religions)</b>						
Religion musulmane	1,17**	-0,01	-0,70***	-1,40***	-0,76**	1,76***
Religion catholique	-0,18	-0,03	-0,01	-0,32	-0,25	-0,56
Religion protestante	-0,27	0,31	0,03	-0,46	-0,44	-0,67
Sans religion	-1,72	-0,85	-0,02	0,09	0,67	1,55**
Ethnie dominante	-0,22	-0,19	-0,23***	0,12	0,25	0,39*
<b>Structure démographique du ménage</b>						
Nb d'enfants âgés 0-5 ans	1,03***	0,41***	0,00	-0,29***	-0,39***	0,64***
Nb d'enfants âgés 6-9 ans	0,30**	0,15**	-0,02	0,18	0,03	0,07
Nb d'enfants/adolesc. hommes âgés 10-17 ans	-2,09***	0,05	0,03	-0,19*	0,12	-0,30***
Nb d'enfants/adolesc. femmes âgées 10-17 ans	-5,49***	-0,40***	-0,14***	-0,26***	0,31***	-0,03
Nb d'adultes hommes âgés 18-25 ans	-0,68***	-0,07	-0,15***	-0,97***	0,06	0,68***
Nb d'adultes femmes âgées 18-25 ans	-5,24***	-0,89***	-0,21***	-0,10	0,88***	-0,21*

<b>Variables explicatives</b>	<b>% heures domestique femmes/total heures domestiques ménage (1)</b>	<b>Heures travail domestique femmes (2)</b>	<b>Heures travail domestique Hommes (3)</b>	<b>% heures marché femmes/total heures marché ménage (4)</b>	<b>Heures travail marché Femmes (5)</b>	<b>Heures travail marché Hommes (6)</b>
Nb d'adultes hommes âgés 26-55 ans	0,09	0,18**	0,04	-1,90***	-0,30***	-0,32***
Nb d'adultes femmes âgées 26-55 ans	-3,70***	-0,62***	-0,22***	-1,31***	-0,03	-0,65***
Nb d'adultes hommes âgés 56 ans et plus	1,01***	0,28*	0,10	1,57***	0,26	1,68***
Nb d'adultes femmes âgées 56 ans et plus	-0,58*	-0,13	-0,10	0,72***	0,20	-1,45***
<b>Type de ménage (réf. couple avec enfants)</b>						
Couple sans enfants	18,19***	-0,63*	-0,04	0,18	-1,32***	0,90*
Monoparental nucléaire	1,75***	0,27	-0,09	5,91***	0,97**	0,64
Monoparental élargi	-6,28***	0,18	-0,11	-0,49	0,37	1,08**
Couple élargi	-6,63***	-0,15	0,16**	0,55**	1,31***	0,38
Nb de conjoints dans le ménage	-2,69***	-0,51***	-0,47***	-0,95***	-1,04***	-0,06
A du personnel domestique	-0,22	-2,25***	-0,65***	1,44***	1,10***	-0,77
<b>Accès aux services publics (= 1 a accès)</b>						
Électricité	0,08	-0,31**	-0,24***	-1,05***	-1,25***	-0,81***
Eau	-0,01	-0,53***	-0,23***	-0,33	-1,13***	-1,53***
Cuisinière élec., gaz ou pétrole	0,07	0,09	0,11	-0,34	-0,62***	-0,48*
Nb de pièces dans logement	-0,06	0,01	0,04***	-0,06	-0,16***	-0,13**
Ménage possède voiture	-0,41	-1,51***	-0,52***	-1,58***	-1,13***	0,65**
Ménage possède vélo ou moto	-0,13	0,21	0,09	-0,28	0,92***	1,43***
Ménage possède réfrigérateur	-0,61*	-0,48***	-0,08	0,41*	0,20	-0,75***
<b>Capitales (réf. Antananarivo)</b>						
Cotonou	5,67***	0,46	-2,01***	2,88***	1,99***	-2,92***
Ouagadougou	4,22***	-1,60***	-4,54***	-1,79***	-4,72***	-5,62***
Abidjan	5,92***	-3,33***	-4,72***	0,95*	0,20	-3,67***
Bamako	5,61***	-2,73***	-4,80***	-1,25**	-4,30***	-6,08***
Niamey	3,86***	-0,58*	-3,80***	-5,00***	-8,26***	-5,60***
Dakar	2,66***	-0,96***	-4,09***	-3,74***	-6,23***	-2,97***
Lomé	4,90***	3,98***	-0,79***	2,85***	2,51***	-1,13**
Yaoundé	1,89**	1,84***	-0,10	-1,67	-2,51***	-0,44
Douala	1,95***	2,37***	-0,27*	-0,60	-1,05**	0,76
Kinshasa	2,43***	-2,06***	-2,73***	-0,26	-2,25***	-10,66***
Observations	42 522	45 311	42 980	42 189	45 311	42 980
Observations non-censurées	28 359	34 247	14 346	15 984	18 323	22 746

Sources : enquêtes I-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.



# Réduire l'inégalité des chances sur le marché urbain du travail : une question d'éducation ?

Laure PASQUIER-DOUMER

## Introduction

Plusieurs études ont montré que les marchés du travail des pays africains sont compartimentés en segments dans lesquels les structures et mécanismes en matière de salaires, de perspectives professionnelles et de sécurité de l'emploi diffèrent (BRILLEAU *et al.*, 2005 b ; KUEPIE *et al.*, 2009 ; chapitres 1, 5 et 6 de cet ouvrage). Pour comprendre la dynamique des marchés africains du travail, il est alors essentiel de comprendre ce qui détermine l'accès aux différents segments, et en particulier le rôle de l'origine sociale.

Plus le positionnement sur le marché du travail dépend de l'origine sociale et moins le principe d'égalité des chances défini par RAWLS (1971) est respecté. En effet, selon ce principe, « en supposant qu'il y a une répartition des atouts naturels, ceux qui sont au même niveau de talent et de capacité et qui ont le même désir de les utiliser devraient avoir les mêmes perspectives de succès, ceci sans tenir compte de leur position initiale dans le système social » (RAWLS, 1971). En plus de répondre à un objectif de justice sociale, l'égalité des chances sur le marché du travail répond à un critère d'efficacité économique, comme le souligne le rapport sur le développement de la Banque mondiale de 2006 (BANQUE MONDIALE, 2005), qui place la réduction de l'inégalité des chances au

cœur des politiques en matière de développement. Réduire les inégalités des chances sur le marché du travail permet en effet une meilleure allocation du capital humain, là où ses rendements sont les plus élevés.

Les littératures économique et sociologique montrent l'existence de plusieurs mécanismes à l'origine d'une transmission intergénérationnelle de la position sur le marché du travail. La situation professionnelle des parents peut avoir un effet direct sur la détermination de la situation professionnelle à travers la transmission de trois types de capitaux : le capital physique, le capital humain ou encore le capital social. En effet, la situation professionnelle des parents peut leur permettre d'accumuler du capital physique qu'ils peuvent ensuite transmettre à leurs enfants. Or, dans un contexte de contrainte du crédit, l'héritage d'un capital physique conditionne l'accès aux catégories socio-professionnelles qui supposent un investissement initial (BANERJEE et NEWMAN, 1993). Les parents accumulent par ailleurs à travers leur profession du capital humain, qui peut prendre différentes formes. Une première forme est la connaissance d'un métier, d'un savoir-faire. Une autre forme est celle d'un patrimoine informationnel qui permet la connaissance d'un milieu professionnel et des actions optimales à y mener ou encore la connaissance sur ses capacités à exercer certaines professions. La transmission de ce capital humain peut conduire les individus à choisir la même profession que leurs parents (HASSLER et MORA, 2000 ; GALOR et TSIDDON, 1997 ; SJÖRGEN, 2000). Enfin, les parents peuvent acquérir dans l'exercice de leur profession un capital social, en particulier un réseau social ou des valeurs liées à une profession qu'ils peuvent transmettre à leurs enfants, leur facilitant ainsi l'accès à cette profession (LIN *et al.*, 1981).

Mais la situation professionnelle des parents peut également avoir un effet indirect sur la position de leurs enfants sur le marché du travail, en déterminant leur niveau d'éducation qui, à son tour, conditionne la situation professionnelle. De nombreux auteurs ont en effet montré que l'origine sociale est déterminante dans l'éducation acquise, notamment via l'imperfection des marchés de capitaux, la transmission intergénérationnelle des aptitudes, ou encore sur la motivation à étudier<sup>1</sup>. La situation professionnelle des parents en effet conditionne à la fois les ressources disponibles pour l'éducation de leurs enfants mais aussi la motivation des enfants à étudier ainsi que les rendements attendus de l'éducation.

L'objectif de ce chapitre est double. Il vise tout d'abord à comparer le degré d'inégalité des chances sur le marché du travail dans sept capitales économiques ouest-africaines : Abidjan, Bamako, Dakar, Cotonou, Lomé, Niamey et Ouagadougou. Le degré d'inégalité des chances est défini ici comme l'association nette entre la position sur le marché du travail des individus et celle de leur père, indépendamment de l'évolution structurelle du marché du travail. Cette comparaison permet d'identifier les caractéristiques des pays présentant les degrés les plus élevés d'inégalité des chances et d'apporter des éléments pour évaluer les différentes thèses qui expliquent ces différences entre pays.

1. Pour une revue de littérature sur le sujet, se référer à HAVEMAN et WOLFE (1995).

Le deuxième objectif est d'estimer, pour chacune des villes, dans quelle mesure la situation professionnelle du père agit directement sur le positionnement sur le marché du travail ou si son effet est indirect, à travers l'éducation. Les implications en termes de politiques publiques sont très différentes dans les deux cas. Dans le premier cas, les politiques visant à égaliser les chances doivent agir directement sur le marché du travail ; dans le second cas, elles doivent agir en amont, sur le système éducatif.

Les études comparatives de l'inégalité des chances ou de la mobilité sociale s'inscrivent dans un courant de la sociologie quantitative qui cherche à évaluer les facteurs expliquant les différences entre pays. Du fait de la rareté des données, il n'existe que très peu d'études comparatives portant sur les pays en développement, la plupart s'intéressant aux pays développés (ERIKSON et GOLDTHORPE, 1992). Quelques rares études intègrent un nombre très faible de pays en développement (GRUSKY et HAUSER, 1984 ; GANZEBOM *et al.*, 1989), en leur appliquant la même stratification sociale que celle des pays développés. Or, comme l'ont montré plusieurs auteurs, cette stratification n'est pas à même de prendre en compte la spécificité du marché du travail des pays en développement, caractérisé par une prédominance du secteur informel (BENAVIDES, 2002 ; PASQUIER-DOUMER, 2005). Il est donc nécessaire de mener des études spécifiques aux pays en développement pour tenir compte de la structuration de leur marché du travail.

Bien que l'Afrique soit, après l'Amérique latine, le continent où les inégalités de revenu sont les plus élevées (BANQUE MONDIALE, 2005), il n'existe à notre connaissance pour l'Afrique que trois études comparatives sur la dynamique de ces inégalités (BOSSUROY et COGNEAU, 2008 ; COGNEAU *et al.*, 2007 ; COGNEAU et MESPLÉ-SOMPS, 2008). Toutes trois utilisent les mêmes données, représentatives de cinq pays africains, le Ghana, l'Ouganda, la Côte d'Ivoire, la Guinée et Madagascar. Alors que la troisième étude s'intéresse à l'inégalité des chances en termes de revenus, les deux premières traitent de la mobilité sociale. Elles se heurtent toutefois à la comparabilité des classifications professionnelles dans les différentes enquêtes, en particulier pour l'activité du père, obligeant les auteurs à agréger fortement ces classifications pour ne retenir que deux groupes, les activités agricoles et les activités non agricoles.

Les données des *enquêtes 1-2-3* offrent à la fois un niveau de détail très fin sur la situation professionnelle du père et une excellente comparabilité, point de faiblesse de la plupart des études comparatives de ce type (BJÖRKLUND et JÄNTTI, 2000). Elles permettent donc une analyse détaillée de l'inégalité des chances, intégrant plusieurs dimensions du marché du travail, comme le secteur institutionnel mais aussi la catégorie socio-professionnelle.

La première partie de ce chapitre est consacrée à la présentation du contexte et des données. Dans la deuxième partie, nous comparons les villes selon leur degré d'inégalité des chances dans l'accès aux secteurs institutionnels et, dans la troisième partie, nous nous intéressons au rôle de l'éducation dans cette inégalité des chances. La dernière partie présente les conclusions.

## Contexte et données

Cette étude s'intéresse aux capitales économiques des sept pays francophones de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA).

Le Bénin, la Côte d'Ivoire, le Sénégal et le Togo, tous quatre pays côtiers, présentent un niveau de richesse dans l'ensemble supérieur aux pays enclavés que sont le Burkina Faso, le Mali et le Niger. Cette distinction entre les pays côtiers et les pays enclavés est encore plus marquée lorsqu'il s'agit de l'indice de développement humain (voir tableau 1).

Les données utilisées sont pour chaque pays la phase 1 des *enquêtes 1-2-3* menées en 2001-2002 dans les capitales économiques des pays de l'UEMOA. Ces enquêtes permettent de connaître pour chaque enquêté le niveau d'éducation du père et de la mère, mais aussi la catégorie socio-professionnelle, le type d'entreprise, ainsi que la branche d'activité du père quand l'enquêté avait 15 ans<sup>2</sup>. Un tel niveau de détail sur la situation professionnelle du père est très rare dans les pays en développement. Les formulations des questions ainsi que les modalités de réponses sont en outre identiques d'une ville à l'autre, ce qui permet une comparaison robuste des villes avec un niveau de détail élevé, la plupart des études sur les inégalités des chances devant souvent arbitrer entre ces deux dimensions.

Ces données ne permettent pas en revanche d'avoir une vision représentative de la structure du marché du travail pour l'ensemble de la génération des pères. Nous n'observons en effet que la situation professionnelle des pères dont les enfants exercent une activité dans l'une des sept capitales économiques au moment de l'enquête. Ces données autorisent cependant l'analyse, et la comparaison entre les pays, du changement de contexte professionnel des familles vivant actuellement dans les principaux centres urbains et, surtout, de la force du lien entre la situation professionnelle des habitants de ces centres et celle de leur père, qui constitue la mesure de l'inégalité des chances retenue dans cette étude<sup>3</sup>.

2. La spécification de l'âge de l'enquêté au moment où le père exerçait l'activité décrite, à savoir 15 ans, permet de s'assurer que tous les pères étaient plus ou moins dans la même période de leur cycle de vie, en particulier professionnel, et qu'il s'agit de l'activité exercée peu de temps avant l'insertion de leurs enfants sur le marché du travail. La comparabilité entre l'activité des individus et celle de leur père est garantie si les individus se situent à la même période de leur cycle de vie que leur père. C'est pourquoi nous avons retiré de l'échantillon tous les individus de moins de 35 ans en supposant qu'avant cet âge, ils n'ont pas encore atteint la maturité professionnelle de leur père quand ils avaient 15 ans. En ne gardant que les actifs occupés et dont le père travaillait, nous disposons alors d'environ 1 500 observations par ville. Les taux de non-réponses sont présentés en détail sur le site qui accompagne cet ouvrage (<http://www.dial.ird.fr/publications>).

3. Il aurait été souhaitable de comparer la profession des femmes à celle de leur mère, la mère étant le principal référent potentiel de ces premières. Cependant, comme toutes les études sur la mobilité sociale, on est alors confronté à une perte d'observations trop importante du fait du faible taux d'activité des mères. Le choix méthodologique de prendre le père comme référent a pour conséquence de sous-évaluer en général la mobilité des femmes.

Tableau 1  
Présentation synthétique des sept pays d'Afrique de l'Ouest considérés

Pays	PIB par tête \$ constant 2000 (b)	Indice de Gini sur les revenus dans la capitale (d)	Population rurale (% de la population totale) (b)	Indicateur de développement humain (Rang) (a)	Malnutrition poids par âge (% parmi les moins de 5 ans) (b)	Indice de fécondité (# naissances par femme) (b)	Taux de mortalité (pour 1 000 hab.) (b)
Bénin	313	0,53	58	0,420 (158)	23	6	13
Burkina Faso	230	0,56	83	0,325 (169)	34	7	18
Côte d'Ivoire	623	0,58	56	0,428 (156)	21	5	17
Mali	208	0,58	70	0,386 (164)	33	7	18
Niger	153	0,58	79	0,277 (172)	40	8	22
Sénégal	424	0,54	53	0,431 (154)	23	5	12
Togo	248	0,57	67	0,493 (141)	25	6	12

	Taux d'alphabétisme (% parmi les 15 ans et plus) (c)	Taux d'achèvement du primaire (e)	Taux brut de scolarisation (e)
Bénin	35	53	99
Burkina Faso	22	27	50
Côte d'Ivoire	49	48	78
Mali	19	27	61
Niger	29	27	64
Sénégal	39	51	85
Togo	53	78	100

Sources : (a) Pnud 2002 ; (b) WDI 2000 ; (c) WDI 2004 ; (d) Enquêtes 1-2-3, AMEGASHIE et al. (2005) ; (e) Unesco/Breda 2005, données de 2003/2004.

## Une inégalité des chances plus élevée dans les villes enclavées

Nous cherchons ici à évaluer dans quelle mesure l'accès à un secteur institutionnel donné est conditionné par le secteur institutionnel du père. Plus il est conditionné, plus le degré d'inégalité des chances est élevé. Nous nous interrogeons ensuite sur ce qui distingue les villes offrant le moins d'égalité des chances.

La définition des secteurs institutionnels retenue ici reflète la segmentation du marché de l'emploi (voir chapitre 6) dans les capitales de l'UEMOA, en distinguant le secteur formel du secteur informel. Les individus enquêtés sont donc

considérés comme exerçant une activité dans le secteur informel s'ils travaillent dans une entreprise non enregistrée. Nous ne savons pas en revanche si l'entreprise dans laquelle travaillait le père était ou non enregistrée. C'est pourquoi nous avons considéré que les pères exerçaient dans le secteur informel s'ils travaillaient dans une micro-entreprise ou une entreprise associative, pour un ménage ou à leur propre compte. Nous avons ensuite différencié au sein du secteur formel les travailleurs du secteur public et para-public de ceux du secteur privé formel, afin de tester l'hypothèse d'accès au secteur public plus fortement conditionné par l'origine sociale que l'accès au secteur privé formel. Les trois secteurs considérés sont donc le secteur public et para-public, le secteur privé formel et le secteur informel.

L'inégalité des chances est ici définie comme le lien entre le secteur institutionnel de l'enquêté et celui de son père, quelles que soient les distributions des actifs parmi les enquêtés et leur père. Ce lien correspond à la mobilité sociale nette, encore appelée dans la littérature la fluidité sociale. La fluidité sociale mesure donc les chances relatives, selon le milieu social d'origine, d'atteindre telle ou telle position sociale. Une analyse des « rapports de chances relatives » – encore appelés coefficients de reproduction ou en anglais *odds ratio* – permet de comparer les villes selon leur degré de fluidité sociale.

Les rapports de chances relatives traduisent le résultat de la concurrence entre les individus dont le père exerçait dans des secteurs institutionnels distincts pour atteindre un secteur plutôt qu'un autre. Plus précisément, ils représentent l'inégalité relative entre deux individus, dont le père exerçait respectivement dans le secteur  $i$  et le secteur  $i'$ , pour atteindre le groupe  $j'$  plutôt que  $j$ . Il est défini comme suit :

$$OR_{i-i', j-j'} = \frac{\frac{n_{ij}}{n_{ij'}}}{\frac{n_{i'j}}{n_{i'j'}}} = \frac{n_{ij}n_{i'j'}}{n_{i'j}n_{ij'}} \text{ où } n_{ij} \text{ est le nombre d'observations dans la cellule}$$

$(i, j)$  de la matrice de transition dont les lignes  $i$  représentent les trois secteurs institutionnels du père et les colonnes  $j$  les secteurs institutionnels de l'enquêté.

La chance d'atteindre un secteur  $j'$  plutôt que  $j$  est  $OR_{i-i', j-j'}$  fois supérieure pour

un individu dont le père travaillait dans le secteur  $i'$  que pour un individu dont le père exerçait dans le secteur  $i$ . Si le rapport des chances relatives vaut 1, avoir un père du secteur  $i'$  n'apporte pas d'avantage comparatif par rapport à avoir un père du secteur  $i$  pour atteindre  $j'$ . Plus le rapport s'éloigne de 1 et plus la fluidité sociale entre deux secteurs institutionnels est faible. La caractéristique des rapports de chances relatives est qu'ils donnent une mesure de l'association statistique entre deux variables indépendamment des distributions marginales. La figure 1 présente pour les sept villes les rapports des chances relatives entre le secteur public et le secteur privé formel, entre le secteur public et le secteur informel et, enfin, entre le secteur privé formel et le secteur informel.

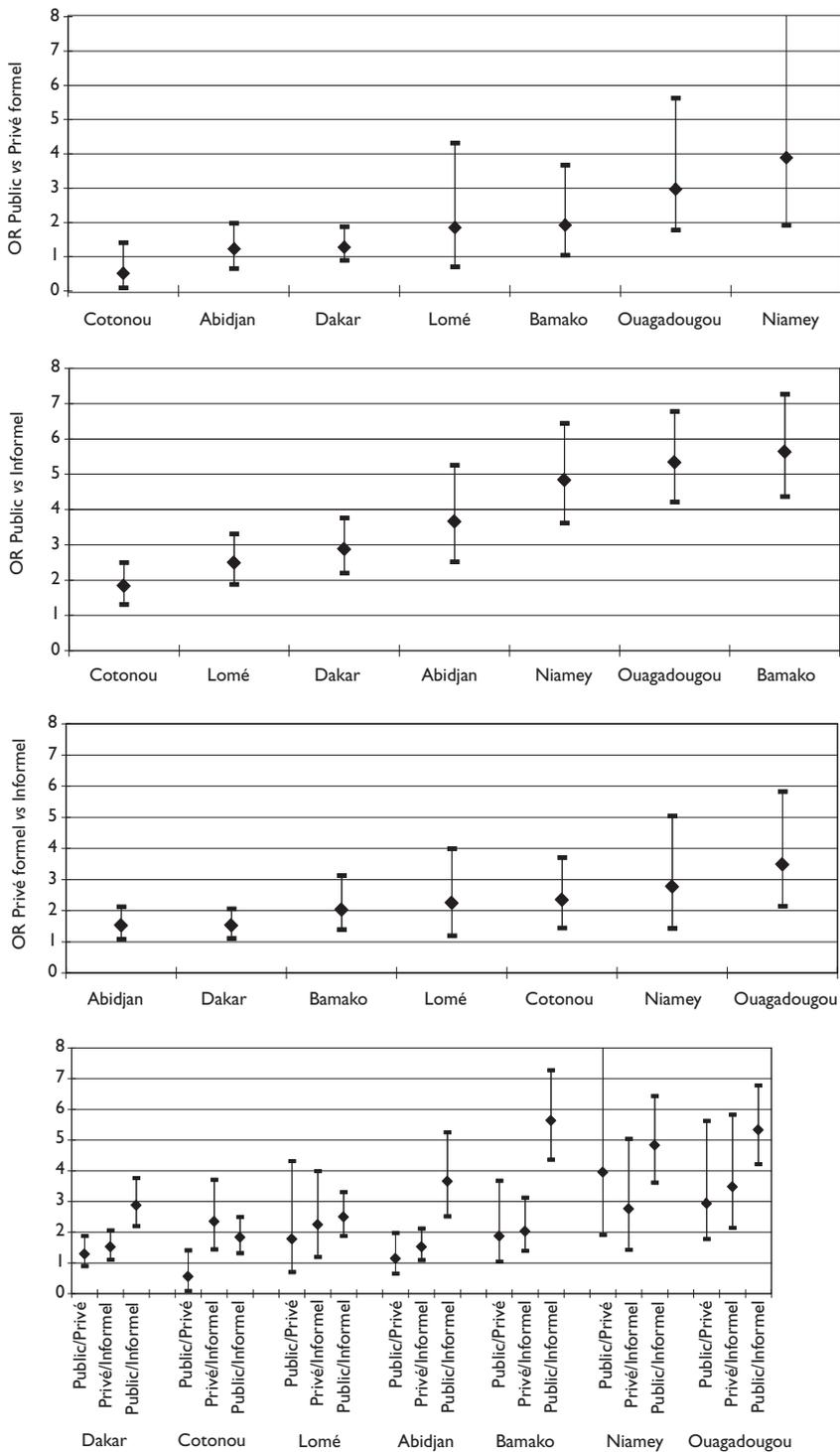


Figure 1

Rapports des chances relatives entre les trois secteurs institutionnels.

Source : enquêtes 1-2-3, phases I : UEMOA, 2001-2002, INS, Afristat, Dial ; calculs de l'auteur.

Note : pour chaque ville, la valeur centrale, représentée par un losange, correspond au rapport des chances relatives. Les bornes inférieure et supérieure, représentées par un segment, correspondent aux bornes d'un intervalle de confiance à 90 %.

Champs : les individus de 35 ans et plus.

La comparaison des figures 1A, 1B et 1C, synthétisée par la figure 1D, apporte un premier enseignement. Dans la plupart des villes, le passage entre le secteur public et le secteur informel est le moins fluide socialement. Autrement dit, la distance sociale entre le secteur informel et le secteur public est généralement bien plus élevée que celle entre le secteur public et le secteur privé formel ou que celle entre le secteur privé formel et le secteur informel. En revanche, la distance sociale entre le secteur privé formel et le secteur public est dans la majorité des villes sensiblement la même que la distance sociale entre le secteur privé formel et le secteur informel. À Bamako par exemple, un individu dont le père travaillait dans le secteur public a environ six fois plus de chances d'accéder au secteur public qu'un individu dont le père exerçait dans le secteur informel. Son avantage comparatif est trois fois moindre si on le compare cette fois à un individu dont le père travaillait dans le secteur privé formel. L'avantage relatif dans l'accès au secteur privé formel d'un individu « originaire » du secteur privé formel par rapport à un individu « originaire » du secteur informel est de la même ampleur : il a deux fois plus de chances que ce dernier d'avoir un emploi dans le secteur privé formel.

L'examen de ces graphiques permet ensuite de comparer les villes à l'aune de la fluidité sociale qu'elles offrent dans le passage intergénérationnel d'un secteur institutionnel à un autre. Dans l'ensemble, les différences entre les villes sont plus importantes lorsqu'il s'agit de la fluidité entre le secteur public et le secteur informel, puis entre le secteur public et le secteur privé formel. Les distances sociales entre le secteur privé formel et le secteur informel ne diffèrent pas significativement entre les villes, à l'exception de Ouagadougou qui présente une distance sociale significativement supérieure à celles observées à Abidjan et à Dakar.

Concernant la fluidité sociale entre le secteur public et le secteur privé formel, deux groupes de villes s'opposent : Niamey et Ouagadougou se caractérisent par une rigidité sociale significativement plus élevée qu'à Cotonou, Abidjan et Dakar puisque les intervalles de confiance entre ces deux groupes sont disjoints. À Niamey, avoir un père dans le secteur public multiplie par 4 les chances de travailler dans le public par rapport à avoir un père dans le secteur privé formel. Ce rapport n'est que de 1,1 à Abidjan, signifiant une quasi-égalité des chances dans l'accès au secteur privé formel entre des individus « originaires » du public et ceux du privé.

Les mêmes groupes se retrouvent lorsqu'il s'agit de la fluidité entre le secteur public et le secteur informel, à la différence que Bamako rejoint le groupe des villes les moins fluides. À Cotonou, Lomé et Dakar, le rapport des chances relatives est en moyenne de 2,4 alors qu'à Niamey, Ouagadougou et Bamako, il est en moyenne de 5,3.

La modélisation log-linéaire UniDiff<sup>4</sup> permet de synthétiser ces résultats et de proposer un classement des villes en prenant en compte simultanément ces

4. Modèle log-multiplicatif « Uniform Difference », introduit dans la littérature par ERIKSON et GOLDTHORPE (1992) et XIE (1992).

trois dimensions. Elle permet en effet de donner une mesure synthétique de la façon dont l'association entre deux variables qualitatives – le secteur de l'enquête et celui du père – diffère selon une troisième variable, la ville, et ce quelles que soient les modalités des deux variables qualitatives considérées. Cette mesure synthétique est appelée paramètre  $\beta$  ou encore paramètre d'intensité<sup>5</sup>. L'évolution du paramètre d'intensité résume donc la variation entre les villes des inégalités sociales dans l'accès à un secteur institutionnel. Par convention, on fixe la valeur du paramètre à 1 pour Dakar. Un paramètre supérieur à 1 (respectivement inférieur à 1) signifie une intensité plus forte (respectivement moins forte) d'inégalité des chances. Plus précisément, cela suppose que tous les rapports des chances relatives (*odds ratios*) augmentent avec la même intensité  $\beta_j$  entre Dakar et l'autre ville considérée, et ceci pour les trois secteurs institutionnels. Les paramètres de chaque ville sont présentés dans la figure 2. La significativité des différences entre chacun des paramètres a été systématiquement testée, ce qui a permis de définir des groupes de villes, représentés sur la figure 2.

Cette analyse montre que les sept capitales d'Afrique de l'Ouest offrent des chances bien différentes dans l'accès aux secteurs institutionnels. Deux groupes de villes émergent. Les villes côtières de Dakar, Cotonou, Lomé et Abidjan forment le premier groupe. Elles ont en commun un faible degré d'inégalité des chances relativement aux autres villes. À l'inverse, Bamako, Niamey et Ouagadougou ont un degré d'inégalité des chances presque deux tiers plus élevé que celui de l'autre groupe. La frontière entre les deux groupes se confond pour Abidjan et Bamako<sup>6</sup>.

Notons que dans l'étude de COGNEAU *et al.* (2007), la Côte d'Ivoire, seul pays commun à cette étude, offre un degré d'inégalité bien plus élevé que celui observé dans les deux pays anglophones étudiés (Ouganda et Ghana).

Les pays dont les capitales présentent le moins de fluidité sociale partagent un certain nombre de caractéristiques (voir tableau 1). Le Mali, le Burkina Faso comme le Niger sont des pays enclavés. Parmi les sept pays étudiés, ils présentent les plus faibles indices de développement humain. Les niveaux d'éducation et d'alphabétisation y sont les plus bas. À l'inverse, les taux de mortalité ou de malnutrition y sont les plus élevés. L'urbanisation y est plus faible qu'ailleurs puisque la population rurale représente une part beaucoup plus importante de la population qu'au Bénin, en Côte d'Ivoire, au Sénégal ou au Togo. Les indices de fécondité y sont de plus supérieurs d'au moins un point à ceux observés dans les quatre autres pays.

5. Cette modélisation est présentée plus en détail sur le site qui accompagne cet ouvrage (<http://www.dial.ird.fr/publications>).

6. Cette opposition entre ville côtières et villes enclavées est robuste au changement de la définition du secteur informel : si nous définissons le secteur informel de l'enquête de façon identique à la façon dont il est défini pour les pères, à savoir travailler dans une micro-entreprise, pour un ménage ou à son propre compte, Ouagadougou, Niamey et Bamako s'opposent par leur degré d'inégalité des chances élevé à Cotonou, Lomé, Dakar et Abidjan, avec une frontière qui toutefois se confond pour Abidjan.

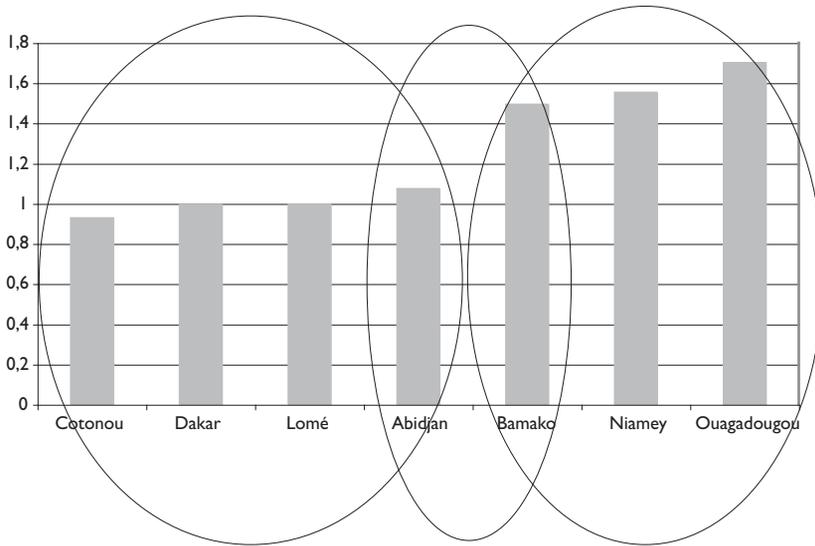


Figure 2  
Paramètres d'intensité du lien entre secteur institutionnel des individus  
et de leur père (paramètres  $\beta$  du modèle UniDiff).

Source : enquêtes 1-2-3, phases I (voir figure 1) ; calculs de l'auteure.

Champs : les individus de 35 ans et plus.

Lecture : le paramètre d'intensité d'Abidjan n'est pas significativement différent de celui de Lomé ou de Bamako mais est significativement différent de celui de Niamey. Celui de Bamako n'est pas significativement différent de celui de Niamey ou d'Abidjan mais est significativement différent de celui de Lomé.

Ces résultats semblent rejoindre la théorie libérale de la mobilité sociale (PARSONS, 1960 ; BLAU et DUNCAN, 1967 ; TREIMAN, 1970), selon laquelle plus une société est industrialisée et plus les critères de sélection sur le marché du travail sont méritocratiques, à travers notamment l'accroissement de la demande pour le travail qualifié ou de l'urbanisation qui crée une mobilité géographique et diminue le sentiment de communauté. Cependant, l'échantillon des pays, comprenant sept observations, est trop petit pour en tirer une réelle conclusion.

Un autre constat est que les villes où l'inégalité des chances est la plus forte ne sont pas les plus inégalitaires en termes de revenus d'après les Gini calculés à partir des mêmes enquêtes<sup>7</sup>. Ce résultat diffère de l'analyse comparative de COGNEAU *et al.* (2007) portant sur le Ghana, l'Ouganda, la Côte d'Ivoire, Madagascar et la Guinée. Cette différence de résultat peut s'expliquer par le fait que les pays que nous considérons ont des degrés d'inégalité de revenu trop proches pour pouvoir saisir un lien entre l'inégalité des chances et l'inégalité de revenu, ce qui n'est pas le cas de l'étude citée.

7. L'inégalité en termes de revenu est mesurée par le coefficient de Gini sur les revenus dans la capitale.

## Le rôle de l'éducation dans l'inégalité des chances d'accéder aux secteurs institutionnels

L'analyse précédente propose une vision globale de l'inégalité des chances dans l'accès aux différents secteurs institutionnels. Elle ne prend cependant en compte qu'une seule dimension de l'origine sociale, le secteur institutionnel du père. Elle ne donne ensuite aucune information sur le lien causal entre le secteur institutionnel du père et celui de ses enfants. L'effet du secteur institutionnel du père est-il direct ou bien détermine-t-il une autre caractéristique des individus comme leur niveau d'éducation qui, à son tour, va influencer sur l'accès à un secteur institutionnel ?

Cette partie vise à affiner les résultats précédents en considérant une définition plus large de l'origine sociale comprenant le lieu de naissance et l'ethnie et en tenant compte du niveau d'éducation des individus, afin d'éclaircir par quel canal transite l'effet de l'origine sociale sur l'accès à un secteur institutionnel.

Pour ce faire, nous estimons dans un premier temps pour chaque ville un modèle logit expliquant la probabilité d'accéder à un secteur institutionnel plutôt qu'aux deux autres en fonction de quatre dimensions de l'origine sociale (le secteur institutionnel du père, si le père a été ou non scolarisé, le lieu de naissance et l'ethnie) tout en contrôlant par le sexe des enquêtés. Il s'agit du modèle 1 pour l'accès au secteur public, du modèle 3 pour l'accès au secteur privé formel et du modèle 5 pour l'accès au secteur informel. Notons que l'ethnie est mesurée ici comme l'appartenance à l'ethnie la plus représentée dans la ville, à l'exception de la Côte d'Ivoire où la référence est d'appartenir aux groupes ethniques des Akan, des Krou ou des Mandé du Sud<sup>8</sup> afin de tester l'hypothèse d'une division sociale du travail basée sur « l'ivoirité » (voir chapitre 9). Dans un second temps, nous estimons les mêmes modèles mais en incluant le niveau d'éducation des enquêtés. Ce sont les modèles 2, 4 et 6 pour respectivement l'accès au secteur public, au secteur privé formel et au secteur informel. Si dans ces modèles l'origine sociale a toujours un effet significatif, cela signifie que l'origine sociale a un effet direct sur l'accès aux secteurs institutionnels. Si l'effet n'est plus significatif, alors l'effet de l'origine sociale est indirect puisqu'il influence le niveau d'éducation atteint qui, lui-même, détermine le secteur institutionnel. Le tableau 2 présente les rapports des chances relatives obtenus par l'estimation de ces modèles logit (au total  $6 \times 7 = 42$  modèles).

8. Le groupe des Akan comprend notamment les Baoulé, Agni, Ébrié, celui des Krou les Bété, Krou et Bakoué, celui des Mandé du Sud les Gouro, Dan et Gagou. Ces groupes sont ici opposés à ceux des Mandé du Nord (Dioula, Malinké, Koro, etc.) et au groupe ethnique voltaïque (Koulango, Lobi, Birifor, etc.).

Tableau 2  
Estimation logit des effets de l'origine sociale sur l'accès aux secteurs public, privé formel et informel

Caractéristiques		Public		Privé formel		Informel	
		Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
Père dans le public ou para-public (réf. informel)	Cotonou	1,2	0,8	<b>2,9</b>	<b>2,5</b>	<b>0,4</b>	<b>0,6</b>
	Dakar	<b>2,1</b>	1,1	<b>1,8</b>	<b>1,6</b>	<b>0,4</b>	<b>0,6</b>
	Lomé	<b>2,3</b>	1,4	<b>1,8</b>	1,4	0,4	0,6
	Abidjan	<b>2,5</b>	1,6	1,0	0,8	<b>0,6</b>	1,0
	Bamako	<b>4,0</b>	<b>2,2</b>	1,0	0,8	<b>0,3</b>	<b>0,6</b>
	Niamey	<b>3,0</b>	<b>1,5</b>	<b>2,2</b>	1,5	<b>0,3</b>	<b>0,5</b>
	Ouagadougou	<b>3,5</b>	<b>1,6</b>	<b>1,8</b>	1,3	<b>0,3</b>	<b>0,6</b>
Père dans le privé (réf. informel)	Cotonou	0,9	0,6	<b>1,8</b>	1,4	0,8	1,3
	Dakar	<b>1,4</b>	1,1	<b>1,5</b>	1,2	0,6	0,8
	Lomé	1,1	0,8	1,7	1,5	0,7	0,9
	Abidjan	<b>2,0</b>	<b>1,8</b>	0,8	0,7	0,8	1,0
	Bamako	<b>2,3</b>	<b>1,9</b>	1,0	0,9	<b>0,6</b>	0,7
	Niamey	0,8	<b>0,4</b>	<b>2,8</b>	2,5	0,6	1,0
	Ouagadougou	1,5	0,6	<b>2,0</b>	1,5	<b>0,5</b>	1,2
Est né dans l'agglomération de...	Cotonou	<b>0,5</b>	<b>0,5</b>	1,0	1,2	<b>1,6</b>	<b>1,4</b>
	Dakar	0,9	0,8	1,1	1,0	1,0	1,2
	Lomé	<b>0,6</b>	<b>0,7</b>	0,9	0,8	<b>1,5</b>	<b>1,5</b>
	Abidjan	0,9	0,9	1,3	1,2	0,9	0,9
	Bamako	1,0	0,8	<b>1,7</b>	<b>1,6</b>	<b>0,8</b>	0,8
	Niamey	0,9	0,7	1,4	1,3	1,0	1,1
	Ouagadougou	0,8	0,8	1,1	1,1	1,2	1,1
Appartient à l'ethnie majoritaire	Cotonou	<b>1,4</b>	<b>1,3</b>	0,9	0,9	0,8	0,9
	Dakar	0,9	0,9	<b>0,7</b>	<b>0,7</b>	<b>1,4</b>	<b>1,4</b>
	Lomé	<b>0,7</b>	0,8	1,1	1,1	1,2	1,1
	Abidjan	<b>4,4</b>	<b>2,2</b>	<b>2,0</b>	<b>1,4</b>	<b>0,3</b>	<b>0,5</b>
	Bamako	1,0	1,2	<b>0,7</b>	0,7	<b>1,3</b>	1,1
	Niamey	1,2	<b>1,4</b>	0,9	0,9	0,9	<b>0,8</b>
	Ouagadougou	<b>0,5</b>	1,0	<b>0,5</b>	<b>0,6</b>	<b>2,5</b>	1,5
Sexe (réf. femme)	Cotonou	<b>3,1</b>	<b>1,6</b>	<b>4,8</b>	<b>3,0</b>	<b>0,2</b>	<b>0,3</b>
	Dakar	<b>2,0</b>	<b>1,6</b>	<b>4,1</b>	<b>4,2</b>	<b>0,2</b>	<b>0,2</b>
	Lomé	<b>3,4</b>	<b>1,8</b>	<b>5,8</b>	<b>4,0</b>	<b>0,2</b>	<b>0,3</b>
	Abidjan	<b>2,3</b>	1,2	<b>4,6</b>	<b>3,6</b>	<b>0,2</b>	<b>0,3</b>
	Bamako	<b>1,6</b>	1,1	<b>6,8</b>	<b>6,2</b>	<b>0,3</b>	<b>0,3</b>
	Niamey	<b>1,8</b>	1,3	<b>4,6</b>	<b>3,8</b>	<b>0,3</b>	<b>0,4</b>
	Ouagadougou	<b>2,1</b>	1,6	<b>2,9</b>	<b>2,6</b>	<b>0,3</b>	<b>0,4</b>

## Réduire l'inégalité des chances sur le marché urbain du travail : une question d'éducation ?

Caractéristiques		Public		Privé formel		Informel	
		Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
Père a été à l'école	Cotonou	<b>2,1</b>	1,2	1,2	0,7	<b>0,5</b>	1,1
	Dakar	<b>1,6</b>	<b>1,4</b>	<b>1,8</b>	1,5	<b>0,5</b>	<b>0,6</b>
	Lomé	1,1	<b>0,6</b>	<b>1,6</b>	1,3	<b>0,7</b>	1,2
	Abidjan	1,2	0,7	<b>2,0</b>	1,7	<b>0,5</b>	<b>0,7</b>
	Bamako	<b>1,5</b>	0,9	1,3	1,2	<b>0,6</b>	0,9
	Niamey	<b>1,7</b>	0,9	1,3	1,0	<b>0,5</b>	1,1
	Ouagadougou	1,1	0,7	1,6	1,3	<b>0,7</b>	1,3
Éducation primaire complète ou secondaire I incomplète (réf. < primaire complet)	Cotonou		<b>5,1</b>		2,2		<b>0,3</b>
	Dakar		<b>5,2</b>		2,0		<b>0,3</b>
	Lomé		<b>3,4</b>		2,5		<b>0,3</b>
	Abidjan		<b>5,5</b>		2,6		<b>0,3</b>
	Bamako		<b>3,4</b>		1,4		<b>0,5</b>
	Niamey		<b>4,8</b>		2,8		<b>0,2</b>
	Ouagadougou		<b>6,3</b>		2,7		<b>0,2</b>
Éducation secondaire I complète et plus (réf. < primaire complet)	Cotonou		<b>17,2</b>		7,4		<b>0,0</b>
	Dakar		<b>13,2</b>		2,9		<b>0,1</b>
	Lomé		<b>13,5</b>		3,4		<b>0,1</b>
	Abidjan		<b>25,0</b>		2,8		<b>0,9</b>
	Bamako		<b>19,9</b>		2,3		<b>0,1</b>
	Niamey		<b>18,1</b>		3,3		<b>0,0</b>
	Ouagadougou		<b>24,5</b>		3,5		<b>0,0</b>

Source : enquêtes 1-2-3, phases 1 : UEMOA, 2001-2002, INS, Afristat, Dial ; calculs de l'auteur.

Champs : les individus de 35 ans et plus.

Lecture : d'après le modèle 1, avoir à Dakar un père dans le secteur public multiplie par 2,1 le « *odd* » de travailler dans le public par rapport à un père qui travaille dans le secteur informel. Autrement dit, la probabilité de travailler dans le secteur public divisée par la probabilité de ne pas y travailler augmente toutes choses égales par ailleurs de 110 % lorsque le père a travaillé dans le secteur public plutôt que dans le secteur informel.

Note : les *odd ratios* en gras correspondent à des coefficients significatifs au seuil de 10 %.

### Accès au secteur public

Les modèles 2 montrent que les villes les moins fluides, à savoir Bamako, Niamey et Ouagadougou, sont caractérisées par un effet propre du secteur institutionnel du père sur l'entrée dans le secteur public, indépendamment de l'effet qu'il a pu avoir dans la détermination du niveau d'éducation : dans ces villes, toutes choses égales par ailleurs, avoir un père ayant exercé dans le secteur public augmente significativement les chances de travailler dans le secteur public par rapport à avoir un père travaillant dans le secteur informel. Ces chances sont multipliées par 2,2 à Bamako et par 1,6 et 1,5 à Ouagadougou et Niamey. Ainsi, dans les capitales des trois pays enclavés de l'UEMOA, la

situation professionnelle du père a un effet direct dans l'accès au secteur public, à travers la transmission d'un capital humain autre que l'éducation (connaissance d'un milieu professionnel, savoir-faire, goût pour le secteur public, etc.), ou encore d'un capital social.

Dans les autres villes, avoir un père exerçant dans le secteur public n'a pas d'effet dans l'accès à ce secteur. Une fois pris en compte son effet sur le niveau d'éducation atteint, le secteur institutionnel du père n'est plus déterminant pour intégrer le secteur public, à l'exception de Cotonou et d'Abidjan où avoir un père dans le secteur privé constitue un désavantage à Cotonou et un avantage à Abidjan par rapport à avoir un père dans le secteur informel. Plus qu'une transmission intergénérationnelle de la position sur le marché du travail, ces résultats traduisent pour Cotonou une faible distance sociale entre les secteurs, notamment public et privé formel, et pour Abidjan une forte distance sociale entre secteurs public et informel alors que les secteurs publics et privés formels sont très proches (voir figure 1D). C'est pourquoi on peut conclure qu'à Dakar, Cotonou, Lomé et Abidjan, le rôle du secteur institutionnel du père dans l'atteinte du secteur public s'exerce par un canal indirect, en déterminant le niveau d'éducation. D'autres dimensions de l'origine sociale interviennent cependant dans l'accès au secteur public.

À Bamako et à Niamey, le fait d'avoir un père qui travaillait dans le secteur privé formel a par ailleurs un effet significatif sur l'atteinte du secteur public, relativement au fait d'avoir un père qui exerçait dans le secteur informel. Cet effet est positif à Bamako et négatif à Niamey. Ces résultats traduisent la faible distance sociale entre les secteurs privé formel et informel, à Niamey, et entre le secteur public et le secteur privé formel à Bamako, déjà observée dans la figure 1D et qui se maintient lorsque l'on prend en compte d'autres dimensions de l'origine sociale, le niveau d'éducation ou encore le genre.

À Niamey, l'inégalité des chances est renforcée par le rôle significatif de l'ethnie dans l'accès au secteur public. Appartenir à l'ethnie des Djerma augmente en effet ses chances d'accéder au secteur public, et ce quels que soient le niveau d'éducation, le sexe, le lieu de naissance ou l'activité du père. À l'inverse, cela diminue significativement la probabilité d'intégrer le secteur informel (modèle 6). Les Djerma, bien que minoritaires (22 % de la population contre 56 % pour les Haoussa<sup>9</sup>), occupent la partie ouest du pays et sont par conséquent les plus représentés à Niamey. Les Djerma sont par ailleurs les premiers à avoir occupé les postes de cadres dans l'administration et l'armée coloniales. C'est également de cette ethnie que sont issus les trois dirigeants du Niger depuis l'indépendance jusqu'en 1993<sup>10</sup>.

En revanche, Niamey comme Bamako et Abidjan sont les seules villes où, à niveau d'éducation identique et une fois l'ethnie, le lieu de naissance et le sec-

9. GAZIBO, 2009.

10. Hamani Diouri de 1960 à 1974 ; Seyni Kountché de 1974 à 1987 ; Ali Saibou de 1987 à 1993.

teur institutionnel et la scolarisation du père pris en compte, être une femme ne constitue pas un désavantage dans l'accès au secteur public.

À Abidjan, l'ethnie a également un effet significatif sur l'accès au secteur public. Appartenir aux groupes ethniques des Akan, des Krou et des Mandé du Sud augmente significativement les chances d'atteindre le secteur public – elles sont multipliées par 2,2 – par rapport à ceux qui appartiennent aux groupes ethniques des Mandé du Nord ou des Voltaïques. On retrouve le même résultat pour l'accès au secteur privé formel et le résultat inverse pour l'accès au secteur informel (modèles 4 et 6). Ce résultat va dans le sens de la thèse d'une division sociale du travail basée sur « l'ivoirité » et qui oppose les ethnies dites autochtones du Sud aux ethnies dites allogènes du Nord : « Sous le régime d'Houphouët-Boigny, [...] en milieu urbain, l'intégration économique et sociale des étrangers se faisait de manière relativement aisée, sous la forme d'une division sociale du travail, héritée de la politique de mise en valeur coloniale, qui pouvait se résumer par la formule suivante : aux Ivoiriens "de souche" (selon les mots en vigueur aujourd'hui pour désigner les populations du Sud), les emplois salariés dans l'administration et les grandes entreprises publiques ou parapubliques ; aux étrangers et aux ressortissants du Nord (notamment dioula), le petit commerce, le transport et les petits métiers du secteur informel. » (BANÉGAS, 2009).

À Cotonou et à Lomé, le secteur public est plus ouvert, toutes choses égales par ailleurs, aux migrants, définis comme les individus nés en dehors de la ville. Ce résultat n'est pas très intuitif. On s'attendrait plutôt à ce qu'être né dans la ville permette de générer un capital social qui favorise l'entrée dans le secteur public. Ce résultat peut s'interpréter comme un favoritisme envers les individus issus de certaines régions dans le recrutement des secteurs public et para-public. En comparant, parmi les individus occupés qui ne vivent pas depuis toujours dans la capitale, la distribution des secteurs institutionnels des actifs occupés selon le département de résidence avant migration à la capitale, on note que les préfectures où la part du secteur public est surreprésentée sont Kozah, pour le Togo, préfecture d'origine des présidents Gnassingbé Eyadéma père et fils<sup>11</sup>, et Natitingou pour le Bénin, département de naissance du président Mathieu Kérékou<sup>12</sup>. À Cotonou, l'inégalité des chances selon sa région de naissance est renforcée par un effet significatif de l'ethnie pour intégrer le secteur public : appartenir à l'ethnie des Fon, ethnie majoritaire à Cotonou, multiplie, toutes choses égales par ailleurs, par 1,3 la probabilité de travailler dans le secteur public.

### Accès au secteur privé formel

Parmi les villes les moins fluides, seule Niamey est caractérisée par un effet direct de la position du père sur le marché du travail dans l'accès au secteur

11. Présidents du Bénin de 1967 à nos jours.

12. Président du Bénin entre 1972 et 1991 et entre 1996 et 2006.

privé formel (modèle 4). Dans cette ville, on observe une reproduction sociale dans le secteur privé formel puisqu'avoir un père travaillant dans le privé augmente significativement les chances d'y travailler soi-même. À Ouagadougou et à Bamako cependant, d'autres dimensions de l'origine sociale conditionnent l'accès au secteur privé formel. À Ouagadougou, à caractéristiques égales, les Mossi ont moins de chances d'accéder au secteur privé formel que les individus appartenant aux autres ethnies. Ceci s'explique par leur plus grande présence dans le secteur informel (l'appartenance à l'ethnie majoritaire a un effet significatif dans le modèle 6). À Bamako, le lieu de naissance donne un avantage comparatif dans l'accès au secteur privé formel : être né à Bamako favorise significativement cet accès. Une interprétation de ce résultat est qu'être né à Bamako – et implicitement y avoir passé la majorité de sa vie – permet le développement d'un réseau social nécessaire à l'insertion professionnelle dans le secteur privé formel.

Dans les villes les plus fluides, le secteur institutionnel du père n'a pas d'effet direct dans l'accès au secteur privé formel, à l'exception de Dakar et Cotonou, où être « originaire » du secteur public procure un avantage par rapport à être « originaire » du secteur informel. À caractéristiques égales, les individus dont le père travaillait dans le secteur public ont 2,5 fois plus de chances à Cotonou et 1,6 à Dakar d'exercer dans le secteur privé formel. Il n'y a donc pas reproduction sociale mais une passerelle intergénérationnelle allant du public vers le privé. En revanche, les autres dimensions de l'origine sociale n'ont pas d'effet significatif sauf à Dakar où, comme à Ouagadougou, l'appartenance à l'ethnie majoritaire (les Wolof) diminue la probabilité d'intégrer le secteur privé formel et augmente celle de participer au secteur informel.

Notons enfin que, dans toutes les villes, le désavantage des femmes relativement aux hommes est plus important lorsqu'il s'agit d'intégrer le secteur privé formel plutôt que le secteur public.

### **Accès au secteur informel**

Les sept villes ne se distinguent pas vraiment quant au rôle du statut professionnel du père dans l'accès au secteur informel (modèle 6). À l'exception d'Abidjan, avoir un père qui a travaillé dans le secteur informel augmente dans toutes les villes la probabilité de travailler soi-même dans le secteur informel, par rapport aux individus dont le père travaillait dans le secteur public, et ce quel que soit son niveau d'éducation. À Abidjan, il n'y a pas d'effet direct significatif du statut du père.

En revanche, l'effet de l'appartenance à l'ethnie majoritaire est différent selon les pays : il est nul à Cotonou, Lomé et à Bamako, significativement positif à Dakar et à Ouagadougou et significativement négatif à Abidjan et à Niamey, comme déjà évoqué.

Il en est de même pour le lieu de naissance : être né dans la ville augmente la probabilité de travailler dans le secteur informel à Cotonou et à Lomé. Cet effet

est le pendant de l'effet négatif d'être né dans la ville sur l'accès au secteur public.

Dans toutes les villes, enfin, le sexe est un facteur discriminant dans l'accès au secteur informel, les femmes ayant une probabilité plus forte que les hommes d'y travailler.

## Conclusion

À partir de données parfaitement comparables, cette étude montre que dans les sept capitales ouest-africaines considérées, l'origine sociale a un rôle déterminant dans le positionnement sur le marché du travail. Cependant, les villes n'offrent pas le même degré d'inégalité des chances : les trois villes de pays enclavés, et présentant les plus faibles niveaux de développement humain et de richesse, sont caractérisées par un niveau plus élevé d'inégalité des chances que les villes côtières. Ce classement des villes en deux groupes est robuste au choix de la variable de résultat considérée, à savoir le secteur institutionnel, la catégorie socio-professionnelle ou encore le niveau d'éducation<sup>13</sup>, avec toutefois une frontière un peu floue entre Abidjan et Bamako. En moyenne, Bamako, Niamey et Ouagadougou ont un degré d'inégalité presque deux tiers plus élevé que celui observé à Dakar, Abidjan, Lomé et Cotonou, lorsqu'il s'agit de l'accès aux secteurs institutionnels ou de la catégorie socio-professionnelle, et de moitié plus élevé en termes d'accès à l'éducation.

À l'exception de Bamako, Niamey et Ouagadougou, les canaux de transmission intergénérationnelle des inégalités sont principalement indirects lorsqu'il s'agit de l'accès aux secteurs institutionnels public et privé : l'atteinte d'un de ces secteurs institutionnels dépend essentiellement du niveau d'éducation, sachant que la situation professionnelle des parents détermine ce niveau d'éducation. Ceci explique que la fluidité sociale soit la plus faible entre le secteur public et le secteur informel, puisque le secteur public est le secteur qui valorise le plus l'éducation et attire les plus éduqués, le secteur informel se situant à l'autre extrême (voir chapitre 5 ; DIMOVA *et al.*, 2010).

En revanche, en plus de ce canal indirect via l'éducation, l'accès à une catégorie socio-professionnelle salariée ou au secteur informel, et pour Bamako, Niamey et Ouagadougou l'accès au secteur public, dépendent directement de la situation professionnelle des parents. Les chances d'exercer un emploi dans le secteur informel sont beaucoup plus élevées, toutes choses égales par ailleurs, si le père exerce lui-même dans le secteur informel. De même, accéder à une

13. L'analyse portant sur la catégorie socio-professionnelle et le niveau d'éducation se trouvent sur le site qui accompagne cet ouvrage (<http://www.dial.ird.fr/publications>).

catégorie socio-professionnelle salariée (cadre, employé, ouvrier, manœuvre) plutôt que non salariée (patron, employeur, indépendant, aide familial, apprenti) est favorisé par le fait d'avoir un père ayant appartenu à une catégorie salariée. Enfin, à Bamako, Niamey et Ouagadougou, la probabilité de travailler dans le secteur public augmente significativement lorsque le père exerçait dans le secteur public, toutes choses égales par ailleurs. Cette transmission intergénérationnelle directe pourrait s'expliquer par l'existence d'un capital informationnel ou social transmissible que les parents ont pu accumuler grâce à leur position sur le marché du travail.

Ces résultats permettent d'établir une typologie des sept villes au regard de l'inégalité des chances sur le marché du travail :

– à Cotonou, Dakar et Lomé, l'inégalité des chances dans l'accès au secteur institutionnel est modérée, relativement aux autres villes, et le secteur institutionnel du père a un effet principalement indirect sur l'accès à un secteur institutionnel, en conditionnant le niveau d'éducation atteint par les individus ;

– à Abidjan, le lien entre secteur institutionnel des individus et celui de leur père est également principalement indirect. L'inégalité des chances scolaires y est cependant plus élevée que dans les trois précédentes villes, ce pourquoi Abidjan se trouve à la frontière du groupe précédent en termes d'inégalité des chances dans l'accès au secteur institutionnel ;

– Bamako, Niamey et Ouagadougou cumulent un effet direct du secteur institutionnel du père sur celui des individus à un effet indirect via l'éducation relativement élevé. Ces deux effets cumulés font que ces villes appartiennent au groupe dans lequel l'inégalité des chances dans l'accès à un secteur institutionnel est la plus forte.

Ainsi, à Cotonou, Dakar, Lomé et Abidjan, une politique visant à réduire l'inégalité des chances scolaires permettrait de réduire en grande partie l'inégalité des chances d'accès aux différents secteurs institutionnels (encadré 1). En revanche, à Bamako, Niamey et Ouagadougou, une telle politique ne serait pas suffisante si l'effet direct observé de la position du père s'explique par l'existence d'un capital informationnel ou social transmissible que les parents ont pu accumuler grâce à leur position sur le marché du travail. À long terme cependant, l'égalisation des chances scolaires, en modifiant profondément les normes et valeurs de la société, pourrait réduire l'effet direct de la situation du père sur la position sur le marché du travail.

Cette étude montre également que la situation professionnelle n'est pas la seule dimension de l'origine sociale à influencer sur la position sur le marché du travail. À Niamey, Ouagadougou, Dakar et Abidjan, l'ethnie a un effet sur la position sur le marché du travail, même une fois pris en compte le fait d'être migrant ou non. L'appartenance à l'ethnie des Djerma à Niamey et aux groupes ethniques des Akan, des Krou et des Mandé du Sud à Abidjan augmente significativement les chances d'atteindre le secteur public ou d'être salarié et diminue celles de travailler dans le secteur informel. À Dakar et à

Ouagadougou, l'appartenance aux ethnies les plus représentées dans la ville, respectivement les Wolof et les Mossi, diminue la probabilité d'intégrer le secteur privé formel ou d'être salarié et augmente celle de participer au secteur informel. À Cotonou, Lomé et Bamako, c'est le fait d'être migrant qui affecte la position sur le marché du travail. Il constitue un avantage à Cotonou et à Lomé dans l'atteinte du secteur public et d'un emploi salarié et un désavantage à Bamako dans l'accès au secteur privé formel. À Niamey et à Ouagadougou, être migrant constitue également un avantage dans l'atteinte d'un emploi salarié.

### Encadré I

#### Quelles politiques pour réduire l'inégalité des chances en Afrique ?

##### **A- Réduire l'inégalité des chances scolaires en agissant sur l'offre éducative**

###### **1. Orienter les dépenses publiques en éducation vers les plus défavorisés.**

Plusieurs études ont montré qu'en Afrique, les dépenses publiques en éducation ne bénéficient pas prioritairement aux plus défavorisés. Pour remédier à cela, certains pays se sont dotés d'une *carte scolaire* afin d'identifier les zones et les populations non desservies par les services scolaires et ainsi de rendre plus équitables les choix d'investissement dans de nouveaux établissements ou l'allocation des enseignants. Cette pratique est cependant loin d'être généralisée. D'autres pays ont opté pour de nouvelles méthodes d'allocation des ressources scolaires, comme les subventions par élève envoyées aux établissements pour couvrir les dépenses non salariales, pratiquées dans de nombreux pays anglophones, mais également au Rwanda, à Madagascar et au Bénin. En Afrique du Sud, la *subvention par élève* allouée aux établissements est d'autant plus élevée que l'école scolarise des enfants défavorisés ou est située dans un environnement pauvre. Des normes d'allocation des enseignants plus favorables aux établissements défavorisés ont été fixées, privilégiant un nombre d'élèves par enseignant plus faible dans ces établissements. Ces mesures ont contribué à réduire les inégalités entre écoles publiques qui étaient très fortes du temps de l'apartheid. Néanmoins, malgré ces mesures, les coûts unitaires les plus élevés continuent à être observés dans les 20 % d'établissements publics qui scolarisent les élèves des familles les plus aisées, du fait de la difficulté à envoyer des enseignants qualifiés dans les zones défavorisées et de l'impossibilité d'imposer des normes trop différentes d'allocation des enseignants entre établissements.

###### **2. Rendre la scolarité plus abordable en supprimant les frais de scolarité dans l'enseignement primaire.**

Un des premiers pays à avoir appliqué une telle mesure en Afrique fut le Malawi en 1991. Les effets ont été notables dès son introduction, comme l'atteste l'augmentation de l'effectif scolarisé qui est passé de 1,7 à 2,9 millions d'enfants en deux ans. L'Ouganda a suivi en 1997 et a connu une hausse comparable des effectifs d'élèves. Depuis, de nombreux pays leur ont emboîté le pas, comme le Cameroun en 1999, la Tanzanie en 2001, la Zambie en 2002, Madagascar en 2003 et le Burundi en 2005. Dans tous ces pays,

cette réforme a eu un impact considérable sur la scolarisation des enfants, en particulier sur celle des enfants les plus défavorisés et des zones rurales mais n'a pas eu d'impact positif sur la rétention des élèves les plus défavorisés, notamment du fait d'un mauvais accompagnement de cette réforme créant une forte détérioration de la qualité des conditions d'enseignement.

**3. Rendre l'offre d'éducation plus flexible et l'adapter aux besoins des élèves les plus défavorisés,**

en assouplissant certaines réglementations qui entravent la scolarisation (obligation de présenter un certificat de naissance pour une première inscription ou d'être inscrit par ses parents, exclusion des filles enceintes ou ayant accouché), en modifiant le calendrier scolaire pour qu'il soit en phase avec le calendrier agricole ou encore en développant des programmes spécifiques à certains groupes défavorisés (orphelins du sida, enfants soldats ou handicapés, etc.).

**4. Donner accès à une bonne éducation aux enfants démunis les plus brillants.**

Une autre stratégie suivie par certains pays est d'encourager les élèves les plus brillants à s'inscrire dans de bonnes écoles préparant à des études longues. De nombreux pays africains entretiennent ainsi des établissements de prestige : internats ou collèges/lycées de prestige où sont scolarisés les meilleurs élèves. Tout dépend de la manière dont est assurée la sélection et si, notamment, les enfants des zones rurales et des milieux défavorisés y sont équitablement représentés. Des pratiques proches de quotas ont été envisagées (comme en Tanzanie) mais rarement efficacement et équitablement mises en œuvre dans la durée. D'autres pays ont mis en place des mesures ciblées sur les groupes sous-représentés. L'Inde a développé des internats spéciaux pour des élèves des castes sous-représentées. Elle a aussi des internats gratuits pour les filles des zones rurales et encourage ainsi leur scolarisation dans le secondaire. Ce type de mesure est encore peu développé en Afrique, compte tenu de son coût mais pourrait être appelé à se développer.

**B- Réduire l'inégalité des chances scolaires en agissant sur la demande de scolarisation**

**I. Réduire les coûts indirects de la scolarisation.**

Plusieurs programmes visent à réduire les coûts indirects des plus défavorisés et à stimuler ainsi leur demande scolaire. Les programmes de transferts conditionnels et d'alimentation scolaire sont parmi les plus populaires. Les programmes de transferts conditionnels, très développés en Amérique latine, consistent à verser une allocation mensuelle aux familles les plus pauvres sous condition qu'elles envoient leurs enfants à l'école. Les évaluations d'impact de ces programmes concluent généralement qu'ils permettent d'augmenter significativement la scolarisation des pauvres et leur rétention dans le système scolaire. En Afrique, de tels projets sont en cours d'expérimentation, sous forme pilote, dans un certain nombre de pays (Tanzanie, Nigéria, Kenya, Zimbabwe) mais généralement sans conditionnalité (Malawi, Zambie, Ghana, Mozambique). Aucune évaluation de l'impact de ces programmes n'a pu encore être menée. Les programmes d'alimentation scolaire existent dans de nombreux pays en Afrique. De nombreuses études ont mis l'accent sur l'impact positif de ce type d'intervention sur la participation des élèves et sur leur assiduité en cours. Ils améliorent les capacités d'apprentissage des élèves les plus nécessiteux et constituent une

incitation pour les familles d'envoyer et de maintenir les enfants à l'école. Ces programmes sont d'autant plus efficaces qu'ils interviennent tôt dans le cursus scolaire et qu'ils ciblent les écoles scolarisant le plus d'enfants très pauvres et vulnérables.

## **2. Accroître l'éducabilité des enfants.**

Les premières années de la vie jouent un rôle clé dans la formation du cerveau humain. Or, une mauvaise hygiène et alimentation, de mauvais traitements au cours de la petite enfance peuvent perturber de manière irrémédiable le développement physique, mental, cognitif et affectif des nouveaux-nés et des enfants. Les *programmes portant sur la petite enfance*, qui combinent des interventions en santé, vaccination, nutrition et stimulation, peuvent aider à réduire les inégalités dans le développement cognitif des enfants, et ce d'autant plus qu'ils sont mis en place tôt.

## **C- Réduire l'inégalité des chances en agissant sur le marché du travail**

### **1. Améliorer l'accès à l'information sur les opportunités d'emploi.**

Les canaux formels de recherche d'emploi sont très peu utilisés en Afrique. Dans les capitales de l'UEMOA, seuls 10 % des actifs ont trouvé leur emploi à travers ces canaux. Le taux d'inscription des demandeurs d'emploi auprès d'une agence d'emploi est très faible, notamment du fait d'une mauvaise connaissance de ces agences : 65 % des chômeurs non enregistrés ne connaissent pas l'existence d'une telle agence. Ainsi, rendre les agences d'emploi plus efficaces et mieux connues permettrait un accès plus équitable au marché du travail.

### **2. Permettre aux plus défavorisés d'accéder au marché du crédit.**

Si la transmission directe intergénérationnelle de la position sur le marché du travail se fait à travers la transmission d'un capital physique, alors rendre plus égalitaire l'accès au capital physique en améliorant l'accès au marché du crédit devrait contribuer à l'égalisation des chances sur le marché du travail.

### **3. Aider les plus défavorisés à se créer un réseau social**

utile dans la recherche d'emploi. Dans les capitales de l'UEMOA, plus de 60 % des actifs ont fait appel à leur réseau social pour trouver leur emploi. Même si les caractéristiques et les modes de formation de réseaux sociaux sont encore très méconnus en Afrique, il semblerait qu'une politique visant à développer le réseau social des plus défavorisés permettrait de réduire l'inégalité des chances sur le marché du travail. Pour ce faire, une piste est de développer les partenariats entre les entreprises privées et publiques et les organismes de formation accueillant les plus défavorisés.



# Inégalités de rémunérations entre sexes et entre groupes ethniques

*Christophe J. NORDMAN*

*Anne-Sophie ROBILIARD*

*François ROUBAUD*

## Introduction

De nombreuses études ont montré que les femmes et les minorités ethniques souffraient d'inégalités de traitement sur les marchés du travail des pays développés comme des pays en développement, en comparaison de leurs homologues masculins ou des groupes ethniques majoritaires (ALTONJI et BLANK, 1999). En Afrique, ces phénomènes sont particulièrement mal connus, avant tout du fait de l'absence de données disponibles (BENNELL, 1996). Pourtant, dans les pays les plus pauvres, de nombreuses raisons incitent à faire progresser la connaissance dans ce domaine. En premier lieu, les inégalités ethniques et de genre sont susceptibles d'y être plus marquées : les imperfections de marché entravent sévèrement l'allocation des ressources, alors même que la faiblesse des finances publiques pèse sur la mise en place de politiques correctrices d'envergure. En second lieu, mieux comprendre les mécanismes à l'origine des inégalités entre sexes et groupes ethniques permettrait d'élaborer des politiques de réduction de la pauvreté plus adaptées dans ces pays. Ainsi, l'initiative Cadre

stratégique de lutte contre la pauvreté (CSLP), qui concerne plus d'une soixantaine de pays parmi les plus pauvres du monde, considère que la lutte contre les discriminations de genre est un des moyens recommandés ; et le troisième des Objectifs du millénaire pour le développement (OMD) s'attache spécifiquement à cette question. Néanmoins, pour mettre ces recommandations en pratique, il est nécessaire de mieux comprendre si les différences de performances observées sur le marché du travail sont dues à des différences de dotation/actif (éducation, capital, etc.) ou à des différences de rendements de ces dotations. En fonction du diagnostic qui sera porté, les politiques à mettre en œuvre ne seront évidemment pas les mêmes. Il est aussi important de noter, qu'en Afrique subsaharienne, la détérioration des marchés du travail et le gel partiel des embauches dans le secteur public à partir du milieu des années 1980 sont susceptibles d'avoir exacerbé les inégalités de traitement subies par les femmes et les minorités ethniques.

Alors qu'il existe un nombre considérable d'études sur les différentiels de salaire selon le sexe et l'appartenance ethnique dans les pays développés (ALTONJI et BLANK, 1999 ; BLAU et KAHN, 2000), la méta-analyse de WEICHSELBAUMER et WINTER-EBMER (2005) montre qu'à peine 3 % de l'ensemble des études empiriques réalisées depuis les années 1960 sur les différentiels de genre portent sur l'Afrique. La littérature existante<sup>1</sup> sur ce thème converge sur l'importance des inégalités entre hommes et femmes, aussi bien chez les salariés que chez les travailleurs à leur propre compte. Par exemple, en Guinée, GLICK et SAHN (1997) trouvent que les différences de caractéristiques comptent pour 45 % du différentiel de revenu homme-femme dans le cas des travailleurs indépendants, qu'elles se réduisent à 25 % dans le secteur public alors que les femmes salariées du secteur privé gagnent plus que leurs homologues masculins. ARMITAGE et SABOT (1991) obtiennent un niveau similaire d'inégalités de genre dans le secteur public tanzanien, mais n'observent pas de discrimination sur le marché du travail au Kenya. Ce dernier résultat vaut aussi bien pour le secteur public que pour le secteur privé. Dans la même veine, GLEWWE (1990) estime qu'il n'existe pas de discriminations salariales à l'encontre des femmes au Ghana. Au contraire, ces dernières semblent même plutôt privilégiées dans le secteur public. Plus récemment, SIPHAMBE et THOKWENG-BAKWENA (2001) avancent que dans le secteur public botswanais le gros des écarts bruts de salaire s'explique par des différences de caractéristiques entre hommes et femmes et non par des phénomènes de discrimination salariale. À contrario, dans le secteur privé, c'est bien la discrimination qui prévaut. De même, en Ouganda et en Côte d'Ivoire, APPLETON *et al.* (1999) confirment que les pratiques salariales discriminatoires sont plus fortes dans le secteur privé

1. Voir, en particulier, GLEWWE (1990) pour le Ghana ; COHEN et HOUSE (1993) pour le Soudan ; MILNE et NEITZERT (1994), AGESA (1999), KABUBO-MARIARA (2003) pour le Kenya ; GLICK et SAHN (1997) pour la Guinée ; LACHAUD (1997) pour le Burkina Faso et le Cameroun ; ARMITAGE et SABOT (1991) pour le Kenya et la Tanzanie ; APPLETON *et al.* (1999) pour l'Ouganda, la Côte d'Ivoire et l'Éthiopie ; ISEMONGER et ROBERTS (1999) pour l'Afrique du Sud ; SIPHAMBE and THOKWENG-BAKWENA (2001) pour le Botswana ; TEMESGEN (2006), KOLEV et SUAREZ ROBLES (2007) pour l'Éthiopie ; NORDMAN et ROUBAUD (2009), NORDMAN *et al.* (2010) pour Madagascar ; NORDMAN et WOLFF (2009 a) pour le Maroc ; NORDMAN et WOLFF (2009 b) pour les secteurs formels malgache et mauricien.

que dans le secteur public. Des résultats similaires sont obtenus pour Madagascar par NORDMAN et ROUBAUD (2009) qui mettent en lumière un « gap salarial » à l'avantage des femmes dans le secteur public. La principale conclusion de cette littérature est qu'il est difficile d'identifier une configuration commune à tous les pays quant à l'ampleur relative des différentiels salariaux, que ce soit dans le secteur privé ou le secteur public. Cependant, ces résultats contrastés pourraient provenir de l'extrême diversité des sources de données mobilisées par les différents auteurs (d'enquêtes-emploi classiques à toutes sortes d'enquêtes-ménage conçues à d'autres fins que d'appréhender le marché du travail), des périodes étudiées ou encore des méthodologies employées.

Concernant les différentiels ethniques, la littérature est encore plus rare. BARR et ODURO (2000) estiment dans le cas du Ghana qu'une part significative des écarts de rémunération entre groupes ethniques provient de différences dans les caractéristiques observables standards des travailleurs. Par ailleurs, la question du rôle de la fragmentation ethno-linguistique sur le développement a été très largement débattue. Par exemple, EASTERLY et LEVINE (1997) concluaient dans leur étude pionnière que « la tragédie de la non-croissance africaine » (*Africa's growth tragedy*) était en partie due au niveau élevé de diversité ethnique sur le continent, avec des effets néfastes sur le fonctionnement des institutions. Cette conclusion est toutefois encore largement débattue (BOSSUROY, 2007).

Nous nous proposons ici d'apporter de nouveaux éléments sur ces questions. L'apport de ce travail résulte de deux avantages principaux. D'abord, les données utilisées proviennent d'enquêtes parfaitement comparables, aussi bien en termes de méthodes d'échantillonnage que de questionnaires, en tous points identiques. Ensuite, nous adoptons exactement la même méthodologie pour analyser les différentiels ethniques et de genre dans chacune des villes considérées. Dans la mesure où ces deux variables sont considérées comme les plus susceptibles de donner lieu à discrimination, il nous a semblé judicieux de mettre en regard la nature et les ordres de grandeur des éventuelles discriminations de genre avec celles résultant de la partition entre minorités et groupes ethniques dominant.

Ce chapitre est organisé de la façon suivante. La première section présente les données, les concepts et les méthodes économétriques choisies. Les résultats sont commentés dans la deuxième section, puis synthétisés dans la conclusion qui tire également quelques enseignements plus généraux.

## Données, concepts et méthodologie

Dans cette section, nous présentons d'abord les données et les concepts utilisés dans l'étude. Puis nous discutons en détail les méthodes de décomposition des différentiels de rémunération, qui sont au cœur de nos résultats sur les marchés ouest-africains du travail.

## Données et concepts

Nos données proviennent de la phase 1 des *enquêtes 1-2-3* réalisées dans les capitales économiques de sept pays de l'UEMOA entre 2001 et 2002 (voir pour une présentation l'introduction générale de cet ouvrage).

L'échantillon enquêté en phase 1 comporte 93 213 individus (appartenant à 17 841 ménages), la taille variant d'un pays à l'autre : de 9 907 individus au Togo à 19 065 au Sénégal. La question de l'appartenance ethnique a été posée à tous les individus. Le nombre de groupes diffère fortement d'un pays à l'autre : 9 groupes ethniques sont identifiés au Bénin contre 40 au Togo. Cependant, afin d'harmoniser le nombre de catégories considérées, les 40 groupes du Togo et les 18 de Côte d'Ivoire ont été agrégés en 6 groupes plus larges, en fonction de leur degré de proximité. Le niveau de non-réponse à la question ethnique apparaît très marginal, avec seulement 665 données manquantes ou réponses « Ne veut pas dire ».

## Techniques de décomposition des différentiels de rémunération

Nous présentons les techniques d'estimation des équations de gains ainsi que les méthodes traditionnellement employées pour décomposer le différentiel de gains selon le sexe. Nous développons également la méthode de décomposition « complète » à la APPLETON *et al.* (1999). L'application de ces méthodes au différentiel de gains selon l'ethnie est ensuite discutée.

### Équations de gains

Traditionnellement, la décomposition des écarts de rémunération est basée sur des estimations de fonctions de salaires mincériennes pour les hommes et les femmes de la forme suivante :

$$\ln w_i = \beta x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

où  $\ln w_i$  est le logarithme naturel des revenus horaires de l'individu  $i$ ,  $x_i$  est un vecteur de caractéristiques observées,  $\beta$  est le vecteur des coefficients et  $\varepsilon_i$  un terme de perturbation d'espérance nulle.

Des fonctions de gains sont d'abord estimées séparément pour les hommes et les femmes, et également pour différents secteurs. Il n'existe pas un jeu de variables explicatives universellement acceptées pour décrire les causes des différentiels de performance suivant le sexe sur le marché du travail. Cependant, devoir contrôler les facteurs liés à la productivité, comme l'éducation, l'expérience professionnelle ou le statut marital, fait l'objet d'un large consensus. En revanche, le fait d'inclure des caractéristiques de l'emploi proprement dit, par exemple la catégorie socio-professionnelle (CSP) ou le secteur d'activité, est sujet à débat : si les employeurs traitent différemment les hommes et les femmes en les recrutant pour certains postes et pas d'autres, dans ce cas, le poste occupé résulte des

pratiques de l'employeur plutôt que d'un choix individuel de l'employé ou de différences de productivité<sup>2</sup>.

Il n'est pas possible ici de prendre en compte l'expérience professionnelle effective du travailleur, mais seulement son expérience potentielle que l'on peut considérer comme reflétant une mesure « brute » du temps passé sur le marché du travail (calculée comme la différence entre l'âge de l'individu et le nombre d'années d'études + 6 - âge légal d'entrée à l'école). Cette approximation est une limite potentielle de notre étude dans la mesure où, comme cela a été relevé dans la littérature empirique, le type d'insertion sur le marché du travail varie sensiblement selon le genre et est susceptible d'expliquer une part importante du différentiel de gains. En effet, l'expérience potentielle des femmes est particulièrement sujette à surestimer leur réelle participation au marché du travail, du fait de périodes de retrait plus fréquentes (notamment à l'occasion de grossesses ou pour s'occuper des enfants en bas âge). Alors que l'expérience potentielle des hommes peut s'avérer une bonne approximation de leur expérience professionnelle réelle, elle est beaucoup moins satisfaisante pour les femmes (NORDMAN et ROUBAUD, 2009)<sup>3</sup>.

Deux types de biais de sélection sont susceptibles d'entacher les estimations. Le premier provient du fait que les revenus ne sont observés que pour ceux qui les perçoivent, et tout le monde ne travaille pas. Le second résulte de la décision de prendre un emploi public, plutôt qu'un emploi salarié dans le secteur formel ou encore de travailler dans le secteur informel. Nous traitons ces deux biais en utilisant la méthode en deux étapes de LEE (1983) qui consiste à prendre en compte l'effet sur les revenus individuels de l'endogénéité de la participation au travail rémunéré et de l'allocation sectorielle<sup>4</sup>. En première étape, des modèles logit multinomiaux estimant la participation de l'individu  $i$  au secteur  $j$  ont été estimés pour calculer le terme de correction  $\lambda_{ij}$  à partir des probabilités prédites  $P_{ij}$ . Les différents secteurs considérés dans le modèle sont : les travailleurs du secteur public, du secteur privé formel et enfin du secteur informel. La catégorie de référence inclut tous les autres individus en âge de travailler (inactifs, chômeurs et travailleurs familiaux non rémunérés). Un problème potentiel provient du fait que les estimations du modèle logit multinomial ne sont valides

2. Inversement, on peut défendre l'idée que les analyses qui ne prennent pas en compte les variables de CSP ou de secteurs risquent de sous-estimer l'importance des choix individuels dans leurs résultats (ALTONJI et BLANK, 1999).

3. REGAN et OAXACA (2006) ont montré que le choix de l'expérience potentielle plutôt que l'expérience effective dans les modèles de gains doit plutôt être considéré comme un problème de spécification que comme un problème classique d'erreur de mesure. Or, habituellement, les techniques traditionnelles par variables instrumentales sont utilisées pour corriger les erreurs de mesure. Par conséquent, comme le soulignent ces deux auteurs, en l'absence de mesure spécifique de l'expérience effective, instrumenter l'expérience potentielle ne résoudrait pas notre problème de spécification.

4. Suivant TUNALI (1986), une approche alternative consisterait à adopter une règle de sélection séquentielle (modèle logit multinomial emboîté) à la place d'un modèle « combiné ». Il conviendrait dans ce cas de contrôler d'abord l'auto-sélection de ceux qui exercent un emploi rémunéré puis, dans un second temps et parmi ces derniers, de traiter la question du choix endogène de l'allocation entre différents secteurs : public, privé formel et informel. Cette technique nécessite de trouver au moins une variable qui affecte la décision de prendre un emploi rémunéré mais qui ne joue pas sur le choix du secteur afin d'identifier le modèle (*restriction exclusion*). Malheureusement, nos données ne nous permettent pas d'exhiber de variables qui pourraient être retenues dans la première équation de sélection et qui pourraient légitimement être exclues des équations de sélection sectorielle.

que sous l'hypothèse d'Indépendance des alternatives non pertinentes (*Independence of Irrelevant Alternatives assumption* ou IIA), ce qui pose souvent problème. Cependant, les tests de Hausman (HAUSMAN et MCFADDEN, 1984) que nous avons effectués pour chacune des villes et des secteurs montrent que l'hypothèse IIA n'est pas rejetée, à l'exception du secteur informel à Bamako. Pour mettre en œuvre la procédure de Lee, nous avons inclus un certain nombre de variables individuelles identifiantes supplémentaires dans les équations de sélection (première étape), variables qui sont omises dans les équations de gains (seconde étape), à savoir : un jeu d'indicatrices indiquant le type de relation avec le chef de ménage, le ratio de dépendance (nombre d'individus inactifs divisé par le nombre total de membres du ménage) ainsi que la taille du ménage<sup>5</sup>. Notre hypothèse est que ces variables n'ont pas de raison particulière de jouer sur les revenus.

### Décomposition traditionnelle des gains de Oaxaca et Neumark

L'approche la plus courante pour identifier les sources du différentiel de revenu selon le sexe est la méthode de décomposition de Oaxaca-Blinder. Elle est basée sur l'estimation de deux équations séparées, une pour les hommes et l'autre pour les femmes, du log des revenus. La décomposition de Oaxaca se présente comme suit :

$$\overline{\ln w_m} - \overline{\ln w_f} = \beta_m(\bar{x}_m - \bar{x}_f) + (\beta_m - \beta_f)\bar{x}_f \quad (2)$$

où  $w_m$  et  $w_f$  sont les gains moyens des hommes et des femmes respectivement ;  $x_m$  et  $x_f$  sont les vecteurs des moyennes des variables indépendantes pour les hommes et les femmes ; enfin  $\beta_m$  et  $\beta_f$  sont les coefficients estimés. Le premier terme à droite de l'équation mesure le différentiel de revenu dû aux différences de caractéristiques entre les deux sexes. Le second terme correspond à l'écart attribuable aux différences de rendements de ces caractéristiques (coefficients).

On peut arguer qu'en cas de discrimination, les hommes sont payés à un salaire concurrentiel mais que les femmes sont sous-payées. Si c'est effectivement le cas, les coefficients de l'équation pour les hommes peuvent être considérés comme la structure de revenu non discriminatoire, comme stipulé dans l'équation (2). À l'inverse, si les employeurs paient les femmes au salaire d'équilibre, mais rémunèrent les hommes encore mieux (népotisme), alors ce sont les coefficients des femmes qui devraient être pris comme base de la structure de revenu non discriminatoire. En conséquence, la question est de déterminer la structure de revenus  $\beta^*$  qui s'appliquerait en l'absence de discrimination. Ce choix pose le problème d'index bien connu, dans la mesure où l'on peut utiliser soit la structure de revenus des hommes, soit celle des femmes comme référence pour la non-discrimination. Comme il n'y a pas a priori d'alternative préférable, la décomposition peut être assez sensible au choix de la structure de référence. La littérature propose différents choix de pondérations pour répondre à ce problème

5. De la même façon, dans un contexte identique de correction de la sélection en deux étapes, APPLETON et al. (1999) utilise la proportion d'enfants dans le ménage comme instrument identifiant.

d'index. Nous avons retenu ici la décomposition générale proposée par NEUMARK (1988). Celle-ci peut s'écrire de la manière suivante :

$$\overline{\ln w_m} - \overline{\ln w_f} = \beta^*(\bar{x}_m - \bar{x}_f) + [(\beta_m - \beta^*)\bar{x}_m + (\beta^* - \beta_f)\bar{x}_f] \quad (3)$$

Cette décomposition se réduit en fait à deux cas particuliers de la décomposition de Oaxaca, si l'on fait l'hypothèse que c'est la distribution des revenus masculins qui est non discriminatoire, i.e.  $\beta^* = \beta_m$ , ou si l'on fait l'hypothèse inverse, à savoir  $\beta^* = \beta_f$ . Neumark montre que  $\beta^*$  peut être estimé en utilisant la moyenne pondérée des revenus masculins et féminins, et il suggère d'utiliser l'échantillon complet (hommes et femmes) pour estimer  $\beta^*$ . Le premier terme de l'équation donne le différentiel de gains dû aux différences de caractéristiques selon le sexe. Les deuxième et le troisième termes mesurent les différences de rendements estimés séparément ou conjointement pour les hommes et pour les femmes respectivement.

### *Décompositions de revenus avec sélection*

NEUMAN et OAXACA (2004) montrent que le processus de sélection rend l'interprétation des méthodes de décomposition plus compliquée. Ils proposent plusieurs décompositions alternatives, chacune fondée sur des hypothèses et des objectifs différents. Nous avons retenu l'une d'entre elles qui consiste à considérer la sélection comme une composante spécifique. Cette technique présente l'avantage de ne faire appel à aucune hypothèse a priori concernant la relation entre caractéristiques individuelles et sélection. Un terme additionnel de la décomposition mesure la contribution des effets de sélection sur le différentiel de gains observé selon le sexe,  $\hat{\theta}_m \hat{\lambda}_m - \hat{\theta}_f \hat{\lambda}_f$ , où  $\hat{\lambda}$  et  $\hat{\theta}$  représentent respectivement le terme de correction moyen (ratio de Mills généralisé) et son coefficient estimé pour chacune des régressions par sexe. En conséquence, dans la décomposition sectorielle complète présentée ci-dessous, la prise en compte du biais de sélection se fait à travers la décomposition des revenus offerts à la place des revenus réels, i.e. des revenus nets des effets de sélection  $\hat{\theta} \hat{\lambda}$  (REIMER, 1983).

### *Une décomposition sectorielle complète*

Bien que les améliorations proposées par Neumark marquent un pas en avant, elles restent sujettes aux critiques traditionnelles adressées aux méthodes de décomposition en général. En particulier, n'ayant aucune preuve concrète que les employeurs soient uniquement sensibles à la proportion de chaque type d'emplois qu'ils contractent, il est loin d'être évident que le coefficient agrégé soit un bon estimateur d'une structure d'emplois qui serait non discriminatoire. La décomposition sectorielle complète d'APPLETON *et al.* (1999) tient compte des structures différentielles d'emplois selon le sexe en utilisant une approche similaire à celle de Neumark. Le différentiel de gains comprend alors trois composantes.

Soit  $\bar{W}_m$  et  $\bar{W}_f$  la moyenne du logarithme naturel des revenus des hommes et des femmes et  $\bar{P}_{mj}$  et  $\bar{P}_{fj}$  leurs proportions respectives au sein de chaque secteur  $j$ . La moyenne des revenus pour chaque sexe respectivement peut s'écrire

comme la somme des rémunérations sectorielles pondérée par la proportion de travailleurs dans chaque secteur :

$$\bar{W}_m = \sum_{j=1}^3 \bar{W}_{mj} \bar{p}_{mj}$$

$$\bar{W}_f = \sum_{j=1}^3 \bar{W}_{fj} \bar{p}_{fj}$$

En conséquence, il est possible de décomposer la différence des revenus moyens en des différences de revenus intra-sectorielles et des différences dans les proportions d'emplois de chaque type dans les différents secteurs. Afin de lever le problème « d'index », APPLETON *et al.* (1999) s'appuient sur une structure sectorielle qui prévaudrait s'il n'y avait pas de différences de genre dans l'impact des caractéristiques individuelles sur le choix sectoriel. Soit  $\bar{p}_j^*$  la proportion de travailleurs dans le secteur  $j$  sous cette hypothèse. La différence des revenus moyens est alors décomposée de la manière suivante :

$$\bar{W}_m - \bar{W}_f = \sum_{j=1}^3 \bar{p}_j^* (\bar{W}_{mj} - \bar{W}_{fj}) + \sum_{j=1}^3 \bar{W}_{mj} (\bar{p}_{mj} - \bar{p}_j^*) + \sum_{j=1}^3 \bar{W}_{fj} (\bar{p}_j^* - \bar{p}_{fj}) \quad (4)$$

Le premier terme peut être décomposé en utilisant la méthode de Neumark présentée précédemment. Les deuxième et troisième termes peuvent eux-mêmes être décomposés, afin de faire la part entre ce qui revient aux différences de caractéristiques observables et ce qui résulte des différences de rendements de ces mêmes caractéristiques. Pour ce faire, on peut dériver la probabilité moyenne d'être employé dans un secteur donné, pour les hommes comme pour les femmes, des modèles logit multinomiaux estimés séparément (par sexe) et sur données empilées. Ces probabilités moyennes sont notées  $\bar{p}_{mj}^*$  et  $\bar{p}_{fj}^*$  respectivement. En incluant le processus d'auto-sélection dans (4), la décomposition complète peut être écrite de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \bar{W}_m - \bar{W}_f = & \sum_{j=1}^3 \bar{p}_j^* (\bar{x}_{mj} - \bar{x}_{fj}) \beta_j^* + \sum_{j=1}^3 \bar{p}_j^* \bar{x}_{mj} (\beta_{mj} - \beta_j^*) + \sum_{j=1}^3 \bar{p}_j^* \bar{x}_{fj} (\beta_j^* - \beta_{fj}) \\ & + \sum_{j=1}^3 \bar{W}_{mj} (\bar{p}_{mj} - \bar{p}_j^*) + \sum_{j=1}^3 \bar{W}_{fj} (\bar{p}_j^* - \bar{p}_{fj}^*) + \sum_{j=1}^3 \bar{W}_{mj} (\bar{p}_{mj} - \bar{p}_{mj}^*) + \sum_{j=1}^3 \bar{W}_{fj} (\bar{p}_{fj}^* - \bar{p}_{fj}) \end{aligned} \quad (5)$$

Les trois premiers termes sont similaires à la décomposition intra-sectorielle des différentiels de revenus de Neumark. Les quatrième et cinquième termes mesurent la différence de revenus due aux variations dans la distribution des travailleurs selon le sexe entre les secteurs. Enfin, les deux derniers termes représentent les différences de revenus résultant des écarts entre la structure des emplois prédite et réelle, pour les hommes et les femmes, en ne tenant pas compte des différences de caractéristiques individuelles.

### Décomposition des différentiels de gains par groupes ethniques

L'extension à la question ethnique des méthodes de décomposition développées et traditionnellement utilisées pour étudier la discrimination potentielle à

l'encontre des femmes est loin d'être évidente. Un des principaux problèmes est lié à la définition et à la mesure de l'ethnicité : qu'est-ce qui constitue un groupe ethnique ? Dans les pays développés, il existe des points de vue antagonistes et des traditions très différentes concernant le recueil de données sur l'origine ethnique : alors que les pays anglo-saxons ont coutume de mesurer et d'analyser les données dites « raciales » ou liées aux groupes ethniques, un certain nombre de pays se refusent à classer la population selon ces critères<sup>6</sup> et, par conséquent, ne collectent pas de données statistiques sur les groupes ethniques d'origine. En Afrique, la notion d'ethnicité soulève un grand nombre de questions qui ont été (et sont toujours) largement débattues par les chercheurs en sciences sociales (voir par exemple BAYART, 1989). Les travaux anthropologiques ont en effet montré que, contrairement à une approche naïve ou à priori, les groupes ethniques ne sont pas caractérisés par une supposée homogénéité ethnique de leurs membres. En fonction des pays et des circonstances, la constitution des groupes ethniques est plus ou moins récente et leur définition mouvante (« les ethnies ont une histoire », pour reprendre le titre de l'ouvrage de CHRÉTIEN et PRUNIER, 2003). Alors que certains groupes fondent leur origine sur un mythe ou un ancêtre commun, d'autres partagent une culture ou une langue, d'autres enfin se sont vu imposer leur identité ethnique de « l'extérieur », par d'autres groupes, à l'occasion d'une migration ou d'une invasion, voire encore à travers un exercice de classification totalement exogène entrepris par les colonisateurs. Néanmoins, et en dépit de ces origines très variées, il est largement reconnu que la notion d'ethnicité joue un rôle tangible dans les relations sociales et politiques de nombreux pays africains. Par exemple, on observe souvent des niveaux très élevés d'endogamie matrimoniale, non seulement dans les zones rurales marquées par une forte homogénéité ethnique au niveau local, mais également dans les zones urbaines où cohabitent de nombreux groupes ethniques. Depuis l'article fondateur d'EASTERLY et LEVINE en 1997, les économistes se sont emparés de cette question « ethnique », notamment pour en estimer l'impact en termes de croissance et de développement, avec des résultats contrastés.

Dans ce chapitre, nous nous attachons à évaluer l'impact de l'ethnicité sur le marché du travail en traitant la question des rémunérations. Afin d'appliquer les mêmes méthodes que celles développées pour l'analyse du différentiel de gains selon le sexe, il est naturel de construire une variable dichotomique qui permette d'isoler un groupe ethnique à priori favorisé ou au contraire discriminé. En Afrique, il est tout à fait courant de collecter des données sur le groupe ethnique d'appartenance, que ce soit au niveau du ménage ou au niveau individuel, comme c'est le cas dans la plupart des enquêtes-emploi ou des enquêtes auprès des ménages en général. Cependant, étant donné l'extrême diversité des contextes nationaux, deux difficultés se font jour : la première provient du fait

6. En France, la collecte d'informations sur le groupe ethnique d'origine est sujette à autorisation de la part d'une institution publique spéciale, la Commission nationale informatique et libertés (Cnil), et non systématiquement accordée. Récemment, une enquête conçue pour étudier la discrimination raciale sur le marché du travail a fait l'objet d'une forte réaction négative de la part de l'opinion publique française.

qu'il est difficile d'identifier à priori un groupe ethnique discriminé : doit-on, par exemple, considérer que le groupe ethnique majoritaire est systématiquement favorisé ? Ou encore, faut-il se référer au groupe ethnique du président en exercice ? La seconde difficulté résulte de notre perspective comparative : comment le fait d'appartenir à différents groupes ethniques peut-il être comparé entre pays ? Par exemple, si l'on s'en tient au groupe majoritaire dans les sept métropoles analysées ici, est-il « équivalent » d'être Mossi à Ouagadougou (ils représentent 76,6 % de la population de la ville) ou Bambara à Bamako (où ils ne comptent que pour 34,0 % de la population) ? Bien qu'il soit hors de portée de répondre définitivement à cette question dans ce chapitre, nous avons tenté de prendre en compte plusieurs façons d'approcher la question de la discrimination ethnique sur les marchés du travail, en gardant à l'esprit la spécificité des contextes nationaux.

## Résultats

### **Une décomposition de Neumark du différentiel de gains selon le sexe et le groupe ethnique**

Nous analysons ici les différentiels de gains selon le sexe à partir des méthodes de décomposition traditionnelles. Comme cela a déjà été mentionné, afin d'appliquer ces méthodes au différentiel de gains selon le groupe ethnique, il convient de construire une variable dichotomique permettant d'identifier un groupe ethnique potentiellement discriminé ou, au contraire, favorisé. À cette fin, nous avons retenu le groupe ethnique majoritaire dans chaque ville. Les statistiques descriptives montrent que ces groupes ethniques majoritaires représentent également plus de la moitié de la population dans trois des sept pays<sup>7</sup>. Plus précisément :

- les Fon représentent 60,9 % de la population de Cotonou (Bénin) ;
- les Mossi représentent 78,2 % de la population de Ouagadougou (Burkina Faso) ;
- les Akan représentent 34,2 % de la population d'Abidjan (Cote d'Ivoire) ;
- les Bambara représentent 34,4 % de la population de Bamako (Mali) ;
- les Djerma représentent 49,5 % de la population de Niamey (Niger) ;
- les Wolof représentent 40,4 % de la population de Dakar (Sénégal) ;
- les Ewé-Mina-Wachi représentent 74,2 % de la population de Lomé (Togo).

7. Voir l'annexe I pour plus de détails sur les groupes majoritaires dans chaque pays.

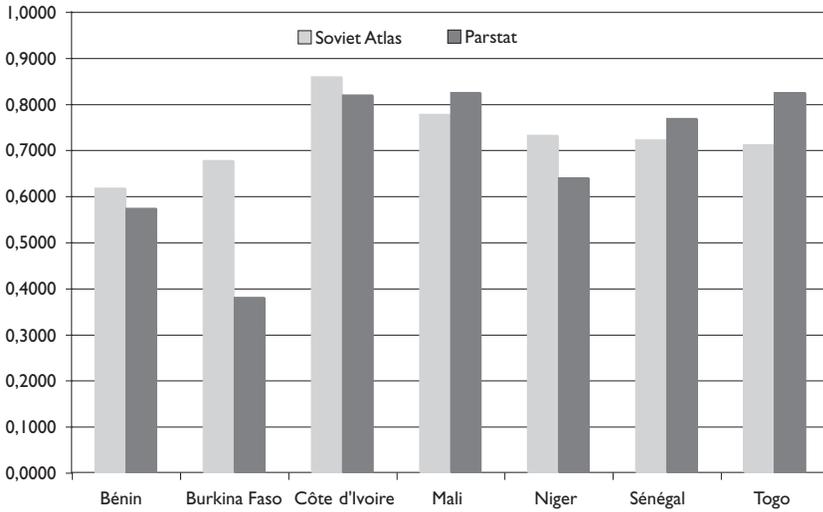


Figure 1

Indices de concentration d'Herfindhal du fractionnement ethnolinguistique (ELF).

Source : FEARON (2003) et Parstat, enquêtes 1-2-3, calculs des auteurs.

Note : Fearon reprend la base de données établie par les Soviétiques au début des années 1960, la première qui présente un indicateur de fractionnement ethno-linguistique au niveau mondial (*Atlas Narodov Mira*, 1964).

Dans six des sept métropoles, le groupe ethnique majoritaire est le même qu'au niveau national. La seule exception est le Niger, où les Djerma sont majoritaires dans la capitale alors que ce sont les Haoussa qui dominent dans l'ensemble du pays (54 % de la population). La figure 1 reporte deux indices de concentration d'Herfindhal qui mesurent le « fractionnement » ethnolinguistique (ELF) dans chaque pays : le premier est calculé au niveau national (FEARON, 2003), tandis que le second résulte du traitement des données de l'enquête 1-2-3. On note que les niveaux sont comparables entre les deux sources, à l'exception du Burkina Faso où l'indice ELF apparaît sensiblement plus faible dans la capitale que dans l'ensemble du pays. Ceci provient du fait que le groupe majoritaire (Mossi) représente 78,2 % de la population à Ouagadougou mais seulement 50 % au niveau national.

Un premier diagnostic des décompositions de revenus selon le genre et le groupe ethnique est proposé dans le tableau 1, qui reporte la décomposition basée sur la méthode de Neumark (voir section précédente). Quelques résultats méritent d'être soulignés.

Les différentiels de revenus bruts selon le sexe sont très importants, significatifs, et varient de 50 % à Niamey à 79,2 % à Abidjan : ces chiffres indiquent que les femmes à Niamey (respectivement à Abidjan) gagnent en moyenne 50 % (respectivement 20,8 %) de ce que perçoivent leurs homologues masculins.

Les différences selon le sexe dans la distribution des caractéristiques individuelles liées à la productivité – comme l'éducation et l'expérience – expliquent

Tableau I  
Décomposition de Neumark des différentiels de gains selon le sexe et le groupe ethnique

Critère de décomposition	Sans indicatrices de CSP ni de secteur				Avec des indicatrices de CSP			Avec des indicatrices de CSP et de secteur		
	Différentiel brut	Expliqué	Non expliqué	Non expliqué (%)	Expliqué	Non expliqué	Non expliqué (%)	Expliqué	Non expliqué	Non expliqué (%)
<b>Selon le sexe</b>										
Cotonou	0,779***	0,339	0,439	56,4	0,355	0,423	54,3	0,361	0,418	53,7
Ouagadougou	0,754***	0,248	0,506	67,1	0,305	0,449	59,5	0,305	0,448	59,5
Abidjan	0,792***	0,337	0,455	57,4	0,396	0,396	50,0	0,420	0,372	47,0
Bamako	0,736***	0,301	0,435	59,2	0,283	0,452	61,5	0,306	0,430	58,4
Niamey	0,500***	0,196	0,304	60,9	0,197	0,303	60,6	0,195	0,305	61,0
Dakar	0,556***	0,194	0,361	65,0	0,203	0,353	63,5	0,246	0,309	55,7
Lomé	0,787***	0,427	0,360	45,7	0,481	0,306	38,9	0,482	0,305	38,7
<b>Selon le groupe ethnique</b>										
Cotonou	-0,015	0,040	-0,055	369,7	0,048	-0,062	421,5	0,050	-0,065	441,1
Ouagadougou	-0,537***	-0,430	-0,107	20,0	-0,463	-0,074	13,8	-0,461	-0,076	14,2
Abidjan	0,279***	0,225	0,054	19,4	0,253	0,027	9,5	0,255	0,025	8,8
Bamako	-0,182***	-0,103	-0,079	43,4	-0,109	-0,073	40,1	-0,111	-0,071	39,0
Niamey	0,019	-0,034	0,053	278,8	-0,022	0,041	216,8	-0,024	0,043	226,7
Dakar	0,068**	-0,001	0,069	101,9	0,024	0,044	65,2	0,022	0,046	68,1
Lomé	-0,113***	-0,055	-0,059	51,7	-0,066	-0,047	41,3	-0,081	-0,032	28,3

Sources : Parstat, enquêtes 1-2-3, calculs des auteurs.

Note : \*significatif au seuil de 10 % ; \*\*significatif au seuil de 5 % ; \*\*\*significatif au seuil de 1 %.

Les différentiels bruts de gains selon le sexe sont positifs « par construction » car ils sont calculés comme la différence des gains moyens entre un groupe « haut » et un groupe « bas ». Dans notre échantillon de pays, les femmes correspondent toujours au groupe « bas ». Ce n'est pas le cas pour le groupe ethnique majoritaire qui correspond au groupe « haut » à Abidjan, Niamey et Dakar et au groupe « bas » à Cotonou, Ouagadougou, Bamako et Lomé. Cela explique que les différentiels bruts soient négatifs pour ces quatre villes.

en général moins de la moitié du différentiel brut de gains dans six des sept villes sous revue : Lomé apparaît comme une exception, les différences de caractéristiques comptant pour près de 55 % de l'écart de revenu. La prise en compte des variables de CSP tend à réduire la part non expliquée du différentiel brut. Cette dernière baisse substantiellement à Ouagadougou, à Abidjan et à Lomé.

Si les hommes apparaissent systématiquement en position privilégiée, tel n'est pas le cas du groupe ethnique majoritaire qui ne semble pas bénéficier de rémunérations plus élevées dans les pays de notre échantillon. Seuls la Côte d'Ivoire et le Sénégal font exception à cette règle : à Abidjan, les Akan perçoivent en moyenne un surplus significatif de 28 % par rapport aux autres groupes ethniques, tandis qu'à Dakar, pour les Wolof, cet avantage s'élève à 6,8 % ; à contrario, les groupes ethniques dominants de Ouagadougou, Bamako et Lomé gagnent significativement moins en moyenne que les autres. Dans le cas des Mossi de Ouagadougou, ce résultat pourrait s'expliquer par la distribution spatiale de la population. En effet, ainsi qu'indiqué plus haut, les Mossi représentent 78,2 % de la population de la capitale burkinabé (contre 50 % au niveau national). Il se pourrait que seuls les non-Mossi les plus « performants » migrent vers la capitale.

Si maintenant on s'attache à la décomposition du différentiel selon le groupe ethnique, les résultats changent singulièrement. À Abidjan, plus de 85 % de l'écart brut s'expliquent par les différences observées dans la distribution des caractéristiques individuelles, laissant ainsi peu de place à ce qui pourrait être interprété comme de la discrimination (la part non expliquée) à l'encontre des groupes minoritaires. À Dakar, au contraire, 100 % de l'écart brut reste non expliqué, tout au moins tant que l'on ne tient pas compte des caractéristiques des emplois occupés, telles que la CSP ou le secteur institutionnel. À Ouagadougou, où le groupe ethnique majoritaire (Mossi) reçoit de moindres rémunérations que les autres groupes, l'écart brut revient largement aux différences dans la distribution des caractéristiques observables comme l'éducation et l'expérience ; en conséquence, la part non expliquée ne dépasse pas 20 %. À Bamako, la part non expliquée au détriment du groupe majoritaire (Bambara) est beaucoup plus élevée : dans cette ville, les différences de rendements des dotations individuelles comptent pour 43,4 % du différentiel (part qui baisse à 39 % une fois les variables de CSP intégrées dans les régressions).

### **Une décomposition complète du différentiel de gains selon le sexe**

Il est aujourd'hui largement reconnu qu'il existe au moins quatre types de marchés du travail dans les pays en développement : rural (ou agricole), public, privé formel et informel. Chacun de ces marchés possède ses propres spécificités, comme leur saisonnalité, la variabilité de la demande, la nature des contrats en vigueur ou la structure des salaires et des rémunérations. En conséquence, l'allocation sectorielle de l'emploi selon le genre et le groupe ethnique est

Tableau 2  
Décomposition complète des différentiels de gains selon le sexe sans correction du biais de sélection

	Cotonou		Ouagadougou		Abidjan		Bamako		Niamey		Dakar		Lomé	
<b>Différentiel brut</b>	<b>0,779</b>	%	<b>0,754</b>	%	<b>0,792</b>	%	<b>0,736</b>	%	<b>0,500</b>	%	<b>0,556</b>	%	<b>0,787</b>	%
= Log(Gains des hommes) – Log(Gains des femmes)	***		***		***		***		***		***		***	
<b>Différence due aux différences intra-sectorielles attribuables à :</b>														
Caractéristiques	0,166	21,3	0,092	12,3	0,099	12,5	0,133	18,1	0,060	12,1	0,043	7,7	0,240	30,5
Déviations des rendements des hommes	0,238	30,6	0,210	27,9	0,192	24,3	0,199	27,0	0,110	22,1	0,143	25,8	0,191	24,2
Déviations des rendements des femmes	0,178	22,9	0,250	33,1	0,185	23,4	0,209	28,4	0,164	32,7	0,161	28,9	0,122	15,5
<b>Sous-total</b>	<b>0,582</b>	<b>74,8</b>	<b>0,552</b>	<b>73,3</b>	<b>0,476</b>	<b>60,2</b>	<b>0,541</b>	<b>73,5</b>	<b>0,334</b>	<b>66,9</b>	<b>0,347</b>	<b>62,4</b>	<b>0,553</b>	<b>70,2</b>
<b>Différence due aux différences d'allocation inter-sectorielles attribuables à :</b>														
Caractéristiques	0,167	21,4	0,170	22,5	0,245	30,9	0,165	22,4	0,126	25,1	0,136	24,4	0,182	23,2
Déviations dans l'effet des caract. sur l'alloc. sect. des hommes	0,010	1,3	0,010	1,3	0,022	2,7	0,009	1,3	0,012	2,5	0,028	5,0	0,018	2,3
Déviations dans l'effet des caract. sur l'alloc. sect. des femmes	0,020	2,5	0,023	3,0	0,049	6,2	0,021	2,8	0,027	5,5	0,045	8,2	0,033	4,2
<b>Sous-total</b>	<b>0,197</b>	<b>25,2</b>	<b>0,203</b>	<b>26,8</b>	<b>0,316</b>	<b>39,8</b>	<b>0,195</b>	<b>26,5</b>	<b>0,165</b>	<b>33,1</b>	<b>0,209</b>	<b>37,6</b>	<b>0,233</b>	<b>29,7</b>

Sources : Parstat, enquêtes 1-2-3, calculs des auteurs.

Tableau 3  
Décomposition complète des différentiels de gains selon le sexe avec correction du biais de sélection

	Cotonou		Ouagadougou		Abidjan		Bamako		Niamey		Dakar		Lomé	
<b>Différentiel brut</b>	<b>1,060</b>	<b>%</b>	<b>1,237</b>	<b>%</b>	<b>0,970</b>	<b>%</b>	<b>2,050</b>	<b>%</b>	<b>0,885</b>	<b>%</b>	<b>1,361</b>	<b>%</b>	<b>0,857</b>	<b>%</b>
= Log(Gains des hommes) – Log(Gains des femmes)	***		***		***		***		***		***		***	
<b>Différence due aux différences intra-sectorielles attribuables à :</b>														
Caractéristiques	0,205	19,3	0,144	11,7	0,107	11,1	0,198	9,7	0,074	8,4	0,053	3,9	0,250	29,2
Déviations des rendements des hommes	0,343	32,3	0,423	34,2	0,204	21,0	0,729	35,6	0,245	27,6	0,408	30,0	0,163	19,0
Déviations des rendements des femmes	0,334	31,5	0,490	39,6	0,235	24,2	0,956	46,6	0,355	40,2	0,547	40,2	0,009	1,0
Sous-total	0,882	83,1	1,057	85,5	0,546	56,3	1,883	91,9	0,674	76,2	1,008	74,1	0,422	49,2
<b>Différence due aux différences d'allocation inter-sectorielles attribuables à :</b>														
Caractéristiques	0,154	14,5	0,151	12,2	0,319	32,9	0,150	7,3	0,162	18,3	0,212	15,6	0,331	38,6
Déviations dans l'effet des caract. sur l'alloc. sect. des hommes	0,012	1,1	0,004	0,3	0,042	4,4	0,015	0,7	0,013	1,5	0,065	4,8	0,032	3,8
Déviations dans l'effet des caract. sur l'alloc. sect. des femmes	0,013	1,3	0,024	2,0	0,062	6,4	0,002	0,1	0,036	4,1	0,076	5,6	0,072	8,4
<b>Sous-total</b>	<b>0,179</b>	<b>16,9</b>	<b>0,179</b>	<b>14,5</b>	<b>0,423</b>	<b>43,7</b>	<b>0,167</b>	<b>8,1</b>	<b>0,211</b>	<b>23,9</b>	<b>0,353</b>	<b>26,0</b>	<b>0,435</b>	<b>50,8</b>

Sources : Parstat, enquêtes 1-2-3, calculs des auteurs.

susceptible de contribuer au différentiel de gains. En suivant APPLETON *et al.* (1999) et NORDMAN et ROUBAUD (2009), nous proposons des estimateurs comparables de la taille et des déterminants des différentiels de gains selon le sexe en mobilisant la méthode de décomposition décrite dans la section précédente. Dans la mesure où nous nous intéressons ici aux marchés urbains du travail, seulement trois types de secteurs sont pris en considération : public, privé formel et informel. Les résultats sont consignés dans les tableaux 2 et 3, sans et avec correction de la double sélection liée à la participation et à l'allocation sectorielle.

Les différences de revenus entre secteurs contribuent pour la majeure partie du différentiel de gains, avec une contribution variant de 60,2 % à Abidjan à 74,8 % à Cotonou. Le reste peut être attribué aux différences de proportions des travailleurs dans chaque secteur. Le fait que la somme des trois termes soit positive pour toutes les villes implique que les différences dans la distribution de l'allocation sectorielle des emplois sont toujours favorables aux hommes. Par exemple, à Abidjan, le différentiel aurait été de 40 % inférieur si les hommes et les femmes avaient été également distribués entre les secteurs. La raison en est que bien moins de femmes que d'hommes exercent des emplois dans les secteurs les plus rémunérateurs, comme le secteur public ou privé formel.

Les différences qui peuvent être attribuées aux caractéristiques ne comptent que pour une part minime des écarts de revenus intra-secteurs : leur contribution varie de 10 % à Dakar, à 41 % à Lomé (part de la contribution intra-sectorielle ; non présentée dans le tableau). En revanche, les différences imputables aux caractéristiques représentent de loin la majeure partie des écarts d'allocation sectorielle selon le sexe, avec une contribution minimum de 65 % à Dakar et allant jusqu'à 85 % à Cotonou et à Bamako.

Si l'on se centre sur les différences qui proviennent des écarts de rendements entre hommes et femmes, leur contribution au différentiel intra-sectoriel de revenus est du même ordre de grandeur, mettant en lumière qu'aussi bien la « discrimination » à l'encontre des femmes que le « népotisme » au profit des hommes contribuent au différentiel de gains selon le sexe ; il est à noter que ces mêmes facteurs jouent un rôle dans les différences d'allocation sectorielle, mais dans une moindre mesure.

La prise en compte de la sélection conduit à s'intéresser non plus aux revenus effectifs mais aux revenus offerts. Ces derniers sont calculés en utilisant les coefficients du terme de sélection dans l'équation de gains (voir section précédente). Les résultats du tableau 3 montrent que les différentiels de revenus offerts sont bien plus élevés à Cotonou, Bamako et Dakar, alors qu'ils sont plus faibles ailleurs. Cependant, des différentiels de gains plus importants lorsque l'on tient compte de la sélection sectorielle ne sont pas forcément associés à une part plus forte de la contribution due à la distribution différenciée dans l'allocation sectorielle. À l'exception de Niamey, les différences de revenus intra-sectorielles restent les principaux facteurs du différentiel de gains selon le sexe.

## Différentiels de gains selon le groupe ethnique

Concernant le différentiel de gains selon le groupe ethnique, les principaux résultats présentés dans le tableau 4 (sans correction de la sélection) sont les suivants. À Ouagadougou, le différentiel peut être attribué quasiment à parts égales aux écarts de revenus entre secteurs (46,7 %) et à l'allocation sectorielle (53,2 %). À Abidjan, ce sont de loin les différences dans l'allocation sectorielle qui expliquent la part la plus massive du différentiel avec 86,1 %, dont 75 % provenant des différences dans les caractéristiques individuelles. À Bamako, les écarts intra-sectoriels de revenus représentent 77,4 % du différentiel de gains, dont 33,3 % sont à imputer aux différences de caractéristiques ; le « népotisme » (15,9 %) comme la « discrimination » (28,2 %) jouent de manière significative sur le différentiel à travers leur contribution aux écarts intra-sectoriels de revenus. À contrario, les différences d'allocation sectorielle proviennent presque exclusivement des différences de caractéristiques. À Lomé, l'écart est dû aussi à une allocation sectorielle différenciée mais, contrairement à Bamako, les variations dans les effets des caractéristiques sur l'allocation sectorielle expliquent une large part des différences d'allocation. À l'inverse de ce que l'on obtient pour le genre, où l'allocation sectorielle augmente systématiquement le différentiel à l'encontre des femmes, dans certaines villes le choix du secteur d'activité joue un rôle « compensatoire » par rapport aux écarts de gains observés.

Les résultats reportés dans le tableau 5 montrent que la prise en compte du processus de sélection conduit à réviser un certain nombre de mesures du différentiel. Ce dernier tend à décroître à Ouagadougou, Abidjan et Dakar, mais augmente à Bamako. Pour ces villes néanmoins, les ordres de grandeur des décompositions ne sont pas substantiellement modifiés. À Lomé, le différentiel est cette fois inversé, ce qui constitue un indice potentiel que le groupe ethnique majoritaire reçoit de meilleures rémunérations que les autres. Ce résultat quelque peu surprenant mériterait d'être approfondi. Par exemple, connaître le groupe ethnique de l'employeur offrirait des pistes pour mieux comprendre les caractéristiques des négociations salariales.

Nous examinons à présent les différentiels de gains entre tous les groupes ethniques. Comme spécifié ci-dessus, de nombreux groupes ethniques peuvent être identifiés dans chaque capitale. C'est à Bamako que l'on enregistre le plus grand nombre de groupes différents (11), suivi par Ouagadougou (10), Cotonou, Niamey and Dakar (9) et enfin Abidjan et Lomé (6). Les coefficients des variables indicatrices de chaque groupe ethnique dans les équations par pays sont présentés dans le tableau 6 a. Dans la première colonne, les indicatrices ethniques sont les seuls régresseurs, tandis qu'un jeu de variables de contrôle habituel est introduit dans les spécifications reportées dans la seconde colonne (les coefficients de ces variables apparaissent dans le tableau 6 b). Les résultats montrent qu'il existe toujours au moins un coefficient significatif des indicatrices ethniques dans chacune des villes considérées, preuve que partout le revenu moyen varie selon le groupe ethnique. Néanmoins, le gros de ces écarts

Tableau 4  
Décomposition complète des différentiels de gains selon le groupe ethnique sans correction du biais de sélection

	Cotonou		Ouagadougou		Abidjan		Bamako		Niamey		Dakar		Lomé	
<b>Différentiel brut</b>	<b>-0,015</b>	%	<b>-0,537</b>	%	<b>0,279</b>	%	<b>-0,182</b>	%	<b>0,019</b>	%	<b>0,068</b>	%	<b>-0,113</b>	%
= Log(Gains du groupe maj.) – Log(Gains des groupes min.)			***		***		***				**		***	
<b>Différence due aux différences intra-sectorielles attribuables à :</b>														
Caractéristiques	0,014	-96,0	-0,156	29,0	0,004	1,5	-0,061	33,3	-0,049	-258,9	0,021	31,6	0,009	-8,0
Déviations des rendements du groupe majoritaire	-0,039	262,9	-0,076	14,2	0,011	3,9	-0,029	15,9	0,019	102,8	0,034	49,9	-0,023	19,9
Déviations des rendements des groupes minoritaires	-0,027	179,3	-0,019	3,5	0,024	8,5	-0,051	28,2	0,024	125,1	0,051	75,3	-0,009	7,8
<b>Sous-total</b>	<b>-0,052</b>	<b>346,2</b>	<b>-0,251</b>	<b>46,7</b>	<b>0,039</b>	<b>13,9</b>	<b>-0,141</b>	<b>77,4</b>	<b>-0,006</b>	<b>-31,0</b>	<b>0,106</b>	<b>156,8</b>	<b>-0,023</b>	<b>19,7</b>
<b>Différence due aux différences d'allocation inter-sectorielles attribuables à :</b>														
Caractéristiques	0,018	-120,0	-0,250	46,5	0,181	64,7	-0,050	27,4	-0,008	-41,8	-0,009	-13,7	-0,015	13,2
Déviations dans l'effet des caract. sur l'alloc. sect. du groupe majoritaire	0,012	-78,1	-0,028	5,2	0,017	5,9	0,003	-1,7	0,017	88,0	-0,012	-17,0	-0,053	47,2
Déviations dans l'effet des caract. sur l'alloc. sect. des groupes minoritaires	0,007	-48,2	-0,008	1,5	0,043	15,5	0,006	-3,1	0,016	84,9	-0,018	-26,0	-0,022	19,8
<b>Sous-total</b>	<b>0,037</b>	<b>-246,3</b>	<b>-0,286</b>	<b>53,2</b>	<b>0,241</b>	<b>86,1</b>	<b>-0,041</b>	<b>22,6</b>	<b>0,025</b>	<b>131,1</b>	<b>-0,039</b>	<b>-56,7</b>	<b>-0,090</b>	<b>80,2</b>

Sources : Parstat, enquêtes 1-2-3, calculs des auteurs.

Tableau 5  
Décomposition complète des différentiels de gains selon le groupe ethnique avec correction du biais de sélection

	Cotonou		Ouagadougou Abidjan			Bamako		Niamey		Dakar		Lomé		
<b>Différentiel brut</b>	<b>0,021</b>	%	<b>-0,403</b>	%	<b>0,254</b>	%	<b>-0,224</b>	%	<b>-0,003</b>	%	<b>0,048</b>	%	<b>0,127</b>	%
= Log(Gains du groupe maj.) – Log(Gains des groupe min.)			***		***		***						***	
<b>Différence due aux différences intra-sectorielles attribuables à :</b>														
Caractéristiques	0,013	64,1	-0,091	22,7	0,020	-7,8	-0,042	18,8	-0,043	1 335,8	0,022	45,9	0,021	16,6
Déviations des rendements du groupe majoritaire	-0,036	-169,6	-0,029	7,1	0,016	-6,3	-0,042	18,5	0,000	14,2	0,020	42,5	0,110	86,9
Déviations des rendements des groupes minoritaires	-0,024	-113,4	0,021	-5,1	0,001	-0,4	-0,078	34,6	-0,012	376,7	0,042	88,3	0,090	70,8
<b>Sous-total</b>	<b>-0,047</b>	<b>-218,9</b>	<b>-0,099</b>	<b>24,7</b>	<b>0,037</b>	<b>-14,5</b>	<b>-0,162</b>	<b>71,9</b>	<b>-0,055</b>	<b>1 726,7</b>	<b>0,084</b>	<b>176,7</b>	<b>0,221</b>	<b>174,3</b>
<b>Différence due aux différences d'allocation inter-sectorielles attribuables à :</b>														
Caractéristiques	0,029	140,8	-0,266	66,1	0,213	84,2	-0,080	35,8	-0,016	492,6	-0,009	-19,0	-0,010	-7,9
Déviations dans l'effet des caract. sur l'alloc. sect. du groupe majoritaire	0,023	109,6	-0,028	6,9	0,027	10,6	0,004	-2,0	0,025	-770,0	-0,007	-15,2	-0,030	-23,5
Déviations dans l'effet des caract. sur l'alloc. sect. des groupes minoritaires	0,014	68,6	-0,010	2,4	0,050	19,8	0,013	-5,7	0,043	-1 349,2	-0,020	-42,5	-0,055	-42,9
<b>Sous-total</b>	<b>0,066</b>	<b>319,0</b>	<b>-0,304</b>	<b>75,4</b>	<b>0,290</b>	<b>114,6</b>	<b>-0,063</b>	<b>28,1</b>	<b>0,052</b>	<b>-1 626,6</b>	<b>-0,036</b>	<b>-76,7</b>	<b>-0,095</b>	<b>-74,3</b>

Sources : Parstat, enquêtes 1-2-3, calculs des auteurs.

Tableau 6 a  
Différentiels de gains selon le groupe ethnique

Cotonou réf. Fon	Brut	MCO	Abidjan réf. Akan	Brut	MCO	Niamey réf. Djerma	Brut	MCO	Lomé réf. Ewé- Mina-Wachi	Brut	MCO
Adja	-0,077 (0,039)*	0,035 (0,031)	Krou	0,020 (0,061)	-0,025 (0,045)	Haoussa	-0,004 (0,044)	-0,068 (0,035)*	Akposso- Akebou	0,121 (0,136)	-0,003 (0,111)
Dendi	0,373 (0,135)***	0,467 (0,107)***	Mandé N.	-0,268 (0,054)***	-0,013 (0,042)	Peul	0,167 (0,083)**	0,041 (0,065)	Ana-Ifé	0,126 (0,107)	0,005 (0,087)
Yoa	-0,498 (0,147)***	-0,213 (0,116)*	Mandé S.	-0,112 (0,090)	-0,035 (0,067)	Touareg	-0,237 (0,089)***	-0,102 (0,070)	Kabyé-Tem	0,058 (0,055)	0,001 (0,045)
Yoruba	0,193 (0,051)***	0,102 (0,040)**	Volta	-0,300 (0,069)***	-0,086 (0,052)*	Gourma	0,542 (0,285)*	0,240 (0,223)	Para-Gourma- Akan	0,068 (0,092)	0,028 (0,075)
Autre	0,033 (0,062)	0,009 (0,049)	Burkinabé	-0,414 (0,045)***	-0,124 (0,037)***	Autre	-0,143 (0,075)*	-0,046 (0,059)	Autre Togolais	-0,042 (0,191)	0,062 (0,156)
			Inconnu	-0,333 (0,250)	0,084 (0,186)	Inconnu	-0,259 (0,199)	-0,075 (0,156)	Autre non Togolais	0,297 (0,081)***	0,276 (0,066)***

Tableau 6 a (suite)

<b>Ouaga-dougou réf. Mossi</b>	<b>Brut</b>	<b>MCO</b>	<b>Bamako réf. Bambara</b>	<b>Brut</b>	<b>MCO</b>	<b>Dakar réf. Wolof</b>	<b>Brut</b>	<b>MCO</b>	
Bissa	0,379	0,093	Malinké	0,057	0,039	Lebou	0,032	0,034	Erreurs standards entre parenthèses *significatif au seuil de 10 %
	(0,095)***	(0,070)		(0,052)	(0,043)		(0,063)	(0,050)	
Bobo	0,561	0,168	Peul	0,220	0,081	Sérère	-0,271	-0,190	**significatif au seuil de 5 %
	(0,165)***	(0,120)		(0,054)***	(0,044)*		(0,046)***	(0,036)***	***significatif au seuil de 1 %
Autre Mandingue	0,555	0,136	Sarakolé	0,245	0,182	Diola	-0,088	-0,103	
	(0,092)***	(0,068)**		(0,060)***	(0,049)***		(0,068)	(0,054)*	
Dagari	0,474	0,083	Songhai	0,436	0,110	Mandingue	0,009	-0,020	
	(0,155)***	(0,113)		(0,104)***	(0,085)		(0,081)	(0,064)	
Gourmantché	0,781	0,197	Dogon	-0,042	0,009	Sarakolé	0,117	-0,054	
	(0,178)***	(0,130)		(0,091)	(0,074)		(0,101)	(0,080)	
Gourounsi	0,613	0,073	Bobo	0,006	-0,069	Mandjag	-0,073	-0,005	
	(0,099)***	(0,073)		(0,107)	(0,087)		(0,102)	(0,081)	
Sénoufo	1,335	0,370	Sénoufo	0,398	0,051	Peul	-0,016	-0,032	
	(0,203)***	(0,149)**		(0,093)***	(0,077)		(0,044)	(0,035)	
Peul	0,552	0,161	Arabe	0,450	0,078	Inconnu	0,075	-0,024	
	(0,137)***	(0,100)		(0,149)***	(0,122)		(0,065)	(0,052)	
Autre	0,498	0,109	Haoussa	0,303	0,126				
	(0,117)***	(0,086)		(0,102)***	(0,083)				
Inconnu	-0,141	-0,130	Inconnu	0,109	0,126				
	(0,209)	(0,152)		(0,115)	(0,094)				

Tableau 6 b  
Différentiels de gains selon le groupe ethnique – Variables de contrôle

	Cotonou	Ouaga- dougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé
Femme = 1	-0,495 (0,026)***	-0,525 (0,028)***	-0,507 (0,028)***	-0,464 (0,030)***	-0,314 (0,031)***	-0,370 (0,025)***	-0,425 (0,033)***
Éducation	0,046 (0,007)***	0,100 (0,008)***	0,028 (0,008)***	0,045 (0,009)***	0,077 (0,009)***	0,066 (0,007)***	0,030 (0,010)***
Éducation <sup>2</sup>	0,004 (0,000)***	0,004 (0,001)***	0,007 (0,000)***	0,004 (0,001)***	0,004 (0,001)***	0,003 (0,000)***	0,006 (0,001)***
Expérience potentielle	0,038 (0,004)***	0,067 (0,004)***	0,051 (0,004)***	0,062 (0,004)***	0,052 (0,004)***	0,066 (0,003)***	0,052 (0,004)***
Expérience potentielle <sup>2</sup>	-0,039 (0,006)***	-0,073 (0,006)***	-0,049 (0,007)***	-0,065 (0,006)***	-0,047 (0,005)***	-0,073 (0,005)***	-0,057 (0,007)***
Marié = 1	0,043 (0,026)*	0,160 (0,031)***	0,120 (0,029)***	0,093 (0,031)***	0,067 (0,032)**	0,059 (0,028)**	0,032 (0,032)
Constante	-2,725 (0,060)***	-3,549 (0,061)***	-2,568 (0,066)***	-3,013 (0,063)***	-3,086 (0,069)***	-2,769 (0,053)***	-3,311 (0,070)***
Observations	4 209	3 774	4 060	3 928	3 295	4 929	3 600
R <sup>2</sup>	0,39	0,50	0,47	0,35	0,40	0,37	0,34

Erreurs standards entre parenthèses.

\*significatif au seuil de 10 % ; \*\*significatif au seuil de 5 % ; \*\*\*significatif au seuil de 1 %.

de revenus se réduisent, voire disparaissent, une fois les différences de caractéristiques observables contrôlées. Toutes choses égales par ailleurs, dans le cas de Cotonou, les Dendi et les Yoruba semblent mieux payés que le groupe majoritaire (Fon), contrairement aux Yoa qui perçoivent de moindres rémunérations que les Fon. À Ouagadougou, le groupe « autres Mandingues » ainsi que les Sénoufo obtiennent de meilleurs traitements relativement aux Mossi. À Abidjan, les Voltaïques et les natifs du Burkina Faso sont moins bien rémunérés que le groupe ethnique majoritaire (Akan). À Bamako, les Peul et les Sarakolé sont favorisés par rapport au groupe dominant (Bambara). À Niamey, une fois prises en compte les variables de contrôle, seuls les Haoussa semblent désavantagés par rapport aux Djerma. Enfin, à Dakar, les Sérère comme les Diola perçoivent des rémunérations plus faibles que les Wolof<sup>8</sup>.

8. En dépit du fait qu'un certain nombre de différentiels de gains subsistent *ceteris paribus*, il convient de noter que, dans certains cas, les groupes en question ne constituent qu'une très faible proportion de la population (voir annexe 2). En conséquence, la question de la taille de nos échantillons pour analyser les caractéristiques propres de ces groupes doit être prise en considération. C'est d'ailleurs une des raisons pour laquelle nous n'avons pas procédé aux méthodes de décomposition à ce niveau plus fin de désagrégation.

Finalement, les groupes ethniques majoritaires ne semblent pas spécialement favorisés sur le marché du travail, une fois pris en compte les écarts de productivité liés aux caractéristiques individuelles. Au contraire même, certains groupes minoritaires perçoivent des revenus supérieurs, toutes choses égales par ailleurs. C'est le cas au Bénin, au Burkina Faso et au Mali. Cependant, aucun de ces groupes privilégiés n'avait de lien direct avec le groupe ethnique du chef de l'État au moment de l'enquête<sup>9</sup>.

## Conclusion

L'analyse du différentiel de gains selon le sexe et le groupe ethnique en Afrique soulève un certain nombre de questions importantes auxquelles ce chapitre tente d'apporter des réponses.

En premier lieu, les comparaisons internationales de différentiels de revenus restent excessivement rares en Afrique subsaharienne. Les enquêtes mobilisées, qui utilisent exactement les mêmes questionnaires et méthodologies dans toutes les villes, garantissent que nos résultats sont parfaitement comparables. En second lieu, nous tenons compte du biais de sélection introduit par le choix endogène du secteur d'activité (secteurs public, privé formel et informel), dans la mesure où l'allocation sectorielle différenciée des emplois selon le sexe et le groupe ethnique est susceptible de contribuer significativement au différentiel de gains. Dans la lignée d'APPLETON *et al.* (1999), nous proposons des estimations comparables de la taille et des déterminants du différentiel de gains selon le sexe et le groupe ethnique, en mobilisant des méthodes de décomposition qui tiennent compte de ce problème d'allocation sectorielle.

Les résultats montrent que les différentiels de rémunérations selon le sexe sont très marqués au détriment des femmes dans toutes les villes et que les différences de dotations rendent compte en général de moins de la moitié de l'écart brut de revenu. En revanche, les groupes ethniques majoritaires ne semblent pas jouir de positions systématiquement favorables sur les marchés du travail retenus dans cette étude. De plus, les écarts sont faibles comparés à ceux observés selon le genre. Enfin, aucun des groupes ethniques « favorisés » (à un niveau plus fin de détail) ne semble lié à l'ethnie du chef de l'État en poste au moment de l'enquête.

Quel que soit le « signe » du différentiel, la contribution des différences dans la distribution des caractéristiques individuelles varie significativement d'un pays à l'autre. Lorsqu'on tient compte de l'allocation sectorielle de l'emploi

9. Le groupe ethnique du chef de l'État au moment de l'enquête est tiré de la base de données élaborée par FEARON *et al.* (2007).

dans la décomposition du différentiel de sexe, les écarts intra-sectoriels sont ceux qui comptent en premier lieu, tandis que l'allocation sectorielle joue toujours en faveur des hommes. À contrario, pour le différentiel ethnique, la décomposition complète indique que l'allocation sectorielle joue parfois un rôle « compensatoire » en venant atténuer le différentiel de revenus observé. Au-delà de cette partition binaire (majoritaire/minoritaire), et à un niveau plus fin de désagrégation entre groupes ethniques, le différentiel de genre apparaît systématiquement plus marqué que les différentiels ethniques. Ce résultat pourrait indiquer que le rôle réellement joué par l'ethnicité en Afrique n'est peut-être pas aussi prépondérant qu'on le pense en général (au moins en ce qui concerne le marché du travail).

## Annexe I

Ethnicité dans les pays d'Afrique de l'Ouest (enquêtes 1-2-3)

Pays	Groupe ethnique majoritaire dans l'échantillon Parstat (représentatif de la capitale économique)	ELF Soviet Atlas*	ELF Parstat
Bénin	Les <b>Fon</b> , groupe ethnique et linguistique majeur au Bénin et au sud-ouest du Nigeria, sont représentés par environ 2 millions d'individus. La langue fon est la principale langue parlée au sud du Bénin et fait partie du groupe des langues gbé. Des groupes culturels apparentés incluent les Ewé, les Adja et les Guin. Les Fon seraient originaires de Tado, un village du sud-est du Togo, proche de la frontière avec le Bénin.	0,6182	0,5742
Burkina Faso	Les <b>Mossi</b> , groupe de la région centrale du Burkina Faso, vivent principalement dans les villages de la Volta. Les Mossi constituent le groupe ethnique le plus important au Burkina où ils représentent 40 % de la population, soit environ 6,2 millions d'individus. La population restante est composée de plus de 60 groupes ethniques, principalement les Gurunsi, les Sénoufo, les Lobi, les Bobo et les Fulani.	0,6783	0,3814
Côte d'Ivoire	Le groupe des <b>Akan</b> est un groupe linguistique d'Afrique de l'Ouest qui inclut les Akuapem, les Akyem, les Ashanti, les Baoulé, les Anyi, les Brong, les Fanté et les Nzema présents tant au Ghana qu'en Côte d'Ivoire.	0,8593	0,8204
Mali	Les <b>Bambara</b> , groupe mandé d'Afrique de l'Ouest, vivent principalement au Mali mais aussi en Guinée, au Burkina Faso et au Sénégal. C'est un des groupes mandé les plus importants, et ils dominent au Mali où 80 % de la population parle bambara, quel que soit leur groupe ethnique d'appartenance.	0,7783	0,8254
Niger	Le groupe des <b>Djerma</b> (ou Zerma, Zarma, Dyerma, Zaberma) est un groupe de l'ouest du Niger et des régions adjacentes du Burkina Faso et du Nigeria. La langue djerma fait partie des langues songhai, une branche de la famille des langues nilo-sahariennes.	0,7326	0,6401
Sénégal	Les <b>Wolof</b> , groupe ethnique que l'on trouve au Sénégal, en Gambie et en Mauritanie, représentent environ 40 % de la population du Sénégal. Ils sont majoritaires dans la zone qui s'étend de Saint-Louis au nord à Kaolack au sud et à Dakar à l'ouest.	0,7228	0,7695
Togo	Les <b>Ewé</b> , groupe du sud-est du Ghana, du Togo et du Bénin, parlent la langue éwé et sont apparentés à d'autres groupes des langues gbé, comme les Fon et les Adja du Togo et du Bénin. C'est un groupe qui serait venu de l'est et dont les origines se trouveraient à Oyo, dans l'ouest du Nigeria.	0,7107	0,8254

\*Atlas Narodov Mira, 1964.

## Annexe 2

Nombre d'individus ayant un revenu non nul

Ville	Secteur public		Secteur privé		Secteur informel	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Cotonou	296	115	387	142	1 389	1 881
Ouagadougou	404	191	260	88	1 534	1 305
Abidjan	221	85	679	177	1 358	1 543
Bamako	336	126	389	71	1 462	1 558
Niamey	427	174	326	95	1 316	978
Dakar	356	147	738	245	1 760	1 815
Lomé	238	78	250	60	1 252	1 727

Cotonou			Niamey		
	Nombre	% pondéré		Nombre	% pondéré
Fon	2 475	60,3	Djerma	1 542	46,6
Adja	889	21,5	Haoussa	1 044	32,1
Dendi	56	1,3	Peul	199	6,1
Yoa	47	1,1	Touareg	170	5,4
Yoruba	447	9,9	Kanouri	41	1,2
Autre	295	5,9	Gourma	15	0,5
			Autre	253	7,2
Ouagadougou			Inconnu		
	Nombre	% pondéré		Nombre	% pondéré
Mossi	2 921	77,2		31	1,0
Bissa	155	4,1	Dakar		
Bobo	50	1,0	Wolof	2 008	38,1
Autre Mandingue	168	4,2	Lebou	337	9,1
Dagari	57	1,4	Sérère	747	16,0
Gourmantché	43	1,2	Diola	278	5,8
Gourounsi	142	4,1	Mandingue	191	3,9
Sénofo	33	0,8	Sarakolé	118	2,4
Peul	73	1,8	Mandjag	115	2,3
Autre	101	3,1	Peul	822	16,0
Inconnu	31	1,4	Autre	313	6,3

## Inégalités de rémunérations entre sexes et entre groupes ethniques

<b>Abidjan</b>	<b>Nombre</b>	<b>% pondéré</b>	<b>Lomé</b>	<b>Nombre</b>	<b>% pondéré</b>
Akan	1 278	32,4	Ewé-Mina-Wachi	2 582	71,8
Krou	444	11,5	Akposso-Akebou	66	1,8
Mandé N.	631	16,3	Ana-Ifé	109	3,1
Mandé S.	171	4,4	Kabyé-Tem	467	13,1
Volta	328	8,2	Para-Gourma-Akan	148	4,2
Burkinabé	1 188	26,9	Autre Togolais	33	0,8
Inconnu	20	0,5	Autre non-Togolais	195	5,2
<b>Bamako</b>					
	<b>Nombre</b>	<b>% pondéré</b>			
Bambara	1 382	35,7			
Malinké	660	16,9			
Peul	602	15,6			
Sarakolé	445	11,1			
Songhai	123	2,9			
Dogon	163	4,4			
Bobo	115	3,5			
Sénoufo	155	3,7			
Arabe	57	1,0			
Haoussa	128	2,8			
Inconnu	98	2,3			



## Partie 3

# Stratégies d'adaptation et réponses des ménages





# Pourquoi migrent-ils ?

## Auto-sélection des migrants et rendements de l'éducation

*Philippe DE VREYER*

*Flore GUBERT*

*François ROUBAUD*

## Introduction

Les pays africains sont à la fois des pays d'émigration et d'immigration. Selon une estimation récente des Nations unies, le nombre total de migrants internationaux en Afrique a augmenté de façon importante entre 1960 et 2000, passant de 9 à 16 millions d'individus. En Afrique de l'Ouest en particulier, la population a une longue histoire de mobilité régionale et internationale. Pour des facteurs aussi divers que le commerce sur longue distance, l'agriculture de plantation, l'urbanisation, les conflits armés, la dégradation de l'environnement, les sécheresses, la pauvreté, la migration dans cette région a joué, et joue encore, un rôle déterminant dans la localisation de la population. Au niveau politique, plusieurs initiatives ont été prises de façon à faciliter la migration du travail, dont notamment la libre circulation des personnes instituée par la Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest (Cedeao).

Dans ce contexte, l'objectif de ce chapitre est d'examiner les choix de résidence d'un grand échantillon d'Africains originaires de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA) et, plus particulièrement, d'évaluer le rôle des différences de salaires dans ce choix. Dans la littérature, l'intérêt pour les comportements migratoires remonte aux travaux de SJAASTAD (1962). Les premiers modèles adaptés au contexte des pays en développement sont toutefois

dus à TODARO (1969) puis à HARRIS et TODARO (1970). Dans ces modèles, les individus « rationnels » comparent les bénéfices espérés de la migration avec ses coûts. Si la différence est positive, l'individu décide de migrer. Le modèle a connu un grand succès parmi les économistes du développement car il a pu apporter une explication convaincante à certains faits caractéristiques, comme la persistance de l'exode rural en dépit du maintien à un niveau élevé du chômage urbain. Cependant, le modèle est incapable d'expliquer certaines observations importantes, comme l'existence de flux migratoires à la fois depuis et en direction de certains pays ou régions. BORJAS (1987) et DAHL (2002) après lui ont adopté une approche différente fondée sur l'article bien connu de ROY (1951). Dans le cadre du modèle de Roy, les travailleurs s'auto-sélectionnent dans une activité génératrice de revenus donnée en fonction de leurs avantages comparatifs. Appliqué au choix du lieu de résidence, ce cadre d'analyse explique la migration non par l'existence d'un différentiel attendu de rémunération, mais plutôt par l'existence d'un différentiel dans les rendements attendus des qualifications d'un individu, lesquelles peuvent être observables ou non observables par l'économètre. La conséquence est d'abord que les flux migratoires n'ont alors pas de raisons d'être à sens unique. En second lieu, il faut tenir compte de l'auto-sélection des individus lorsque l'on cherche à évaluer correctement les rendements du capital humain dans des pays où l'immigration de travailleurs est importante.

L'estimation de ce type de modèle est en général très difficile, en particulier dans les pays en développement, car il faut disposer simultanément d'informations sur les marchés du travail du pays ou de la région de départ et sur ceux des destinations potentielles des migrants. Dans ce chapitre, nous profitons du caractère simultané des enquêtes du projet Parstat et du fait que les questionnaires administrés dans chacune des sept capitales soient identiques pour étudier les choix de migration au sein de la région UEMOA. Nous utilisons l'information sur le pays de naissance et sur le dernier pays de résidence des individus pour identifier les migrants internationaux.

Notre objectif est triple. Premièrement, nous contribuons à la connaissance des mouvements migratoires entre pays ouest-africains, un domaine sur lequel il existe encore très peu d'informations statistiques. Deuxièmement, nous évaluons dans quelle mesure le fait de ne pas tenir compte de l'origine étrangère de certains travailleurs peut biaiser les estimations des rendements de l'éducation réalisées à partir de l'observation des salaires ou des gains individuels. Enfin, et surtout, nous estimons l'importance du rôle joué par les écarts de salaires espérés sur les mouvements migratoires observés entre les capitales de l'UEMOA. Pour ce faire, nous supposons que les individus naissent aléatoirement dans l'un ou l'autre des sept pays retenus dans cette étude, puisqu'ils choisissent ensuite rationnellement dans quel pays ils veulent vivre, sur la base d'une comparaison de leur niveau d'utilité dans chacune des destinations. L'estimation de ce modèle fournit une estimation non biaisée des rendements de l'éducation et permet de mesurer l'effet des différentiels de rémunération attendus sur la probabilité de choisir telle ou telle destination. Compte tenu des

données dont nous disposons, la zone des pays de destination des migrants est restreinte aux pays de la région, qui présentent l'avantage d'avoir une même langue et d'être proches non seulement géographiquement, mais aussi d'un point de vue légal, culturel et économique. Ces pays partagent également la même monnaie et font tous partie d'une union économique dont les membres ont signé un accord de libre circulation du travail. Bien que la non-prise en compte des destinations situées en dehors de la zone UEMOA soit une limite évidente de notre étude, analyser les choix de résidence des migrants dans cette seule région nous semble pertinent dans la mesure où celle-ci ne présente aucun obstacle à la migration et où la grande majorité des flux migratoires est intra-régionale. Nos résultats montrent d'abord que la non-prise en compte de l'auto-sélection des migrants conduit à une estimation biaisée des écarts de salaires entre pays et entre individus ayant des niveaux d'éducation différents. Ils suggèrent ensuite que les différences de salaires jouent un rôle significatif dans le choix du pays de résidence.

## Données et statistiques descriptives

### **Aperçu du phénomène migratoire au sein de la région ouest-africaine**

Les migrations de main-d'œuvre en Afrique subsaharienne ont une longue histoire. Au cours du temps, les populations ont migré en réponse à des facteurs démographiques, économiques, ou autres, tels que la pression démographique, les désastres environnementaux, la pauvreté et les conflits.

En dépit de leur importance, on ne connaît pas grand-chose de ces flux migratoires. Certes, les recensements, les statistiques relatives au nombre d'entrées ou de sorties fournies par les administrations concernées et les quelques enquêtes *ad hoc* sur le nombre, l'identité et les motivations des migrants inter- et intra-continentaux apportent quelques éléments d'information. Mais l'image obtenue est très imprécise et souvent peu fiable. Ainsi l'estimation du nombre de migrants internationaux africains varie entre 16 millions, selon l'Organisation internationale pour les migrations (INTERNATIONAL ORGANIZATION FOR MIGRATION, 2003) à 50 millions selon l'Union africaine (AFRICAN UNION, 2005). Les statistiques sont encore plus imprécises lorsque l'on examine les migrations transfrontalières entre pays ouest-africains. Combien sont-ils dans chaque pays de la zone ? Qui sont-ils et quelles sont leurs motivations ? Ce chapitre ambitionne d'apporter quelques éléments de réponse à ces questions.

Les données mobilisées ici sont une compilation des données recueillies dans chacune des *enquêtes 1-2-3* réalisées dans les sept capitales francophones de l'Union économique et monétaire ouest-africaine. Ces pays sont tous membres

de la Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest (Cedeao). La création de cet ensemble, en 1975, résulte d'une volonté d'intégration économique et a été pensée par les leaders africains de l'époque comme une étape préalable à l'intégration de la région dans l'économie mondiale globalisée. Le principal objectif de la Communauté est ainsi d'éliminer progressivement les obstacles à la libre circulation des biens, du capital et des personnes dans la région. Avec cet objectif en tête, le protocole sur la libre circulation des personnes et le droit de résidence et d'établissement a été signé à Dakar le 29 mai 1979. Une période de transition a suivi, au cours de laquelle ont été établis les droits d'entrée (en 1980) et de résidence (en 1986). En 2000, les membres de la Cedeao se sont entendus pour introduire un passeport commun à tous les citoyens de la région, destiné à remplacer les passeports nationaux. Toutes ces mesures, mises en place pour créer une Afrique de l'Ouest sans frontière, constituent un contexte favorable à l'étude des choix de résidence des citoyens de cette Communauté, même si les textes ne sont pas toujours appliqués et que beaucoup reste à faire pour parvenir à la libre circulation des personnes. Par ailleurs, au sein de la Cedeao, les pays retenus dans notre analyse ont le français en partage, appartiennent tous à l'UEMOA et ont le franc CFA comme monnaie commune, ce qui naturellement favorise les échanges de population entre eux.

### **Statistiques descriptives**

Nous considérons ici comme migrants les individus qui répondent aux trois critères suivants : (i) ne pas avoir la citoyenneté du pays de résidence ; (ii) ne pas être né dans la capitale de ce pays et (iii) ne pas avoir résidé de façon continue dans cette capitale depuis leur naissance. À contrario, tous les autres sont considérés comme natifs du pays où ils résident.

Les analyses sont restreintes aux individus actifs, âgés de 15 à 65 ans, identifiés comme migrants ou natifs. Le tableau 1 montre la composition de l'échantillon pour chacun des sept pays. Pour en faciliter la lecture, les statistiques en caractère gras concernent les individus retenus pour l'analyse. Les chiffres suggèrent une grande hétérogénéité des configurations migratoires au sein de l'UEMOA. Tout d'abord, il apparaît que la Côte d'Ivoire reste le principal pays d'immigration de la zone, et ce en dépit de l'importance du nombre de retours de migrants consécutifs aux troubles politiques ayant frappé le pays partir de 1999<sup>1</sup>. Une extrapolation à partir de l'échantillon ivoirien révèle qu'en 2002, 15,9 % des Abidjanais âgés de 16 ans ou plus sont des ressortissants d'un autre pays et que, parmi ceux-ci, 74 % sont originaires de l'UEMOA (voir tableau 2). Le Burkina Faso et le Mali sont les deux principaux pays d'origine de ces migrants. À l'opposé, les migrants transfrontaliers ne représentent qu'une proportion marginale de la population de Dakar. En effet, les statistiques suggèrent que

1. La première guerre civile a commencé en septembre 2002, soit quelques mois après l'achèvement de l'enquête 1-2-3.

Tableau I  
Composition des échantillons par pays

Ville de destination des migrants	Nombre d'individus en provenance du									Nombre total d'immigrés	Nombre total de natifs	Échantillon total
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Autre	n.d.			
Bénin (Cotonou)	-	3	6	15	58	3	102	138	18	343	<b>6 994</b>	7 337
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	-	<b>3</b>	<b>6</b>	<b>15</b>	<b>55</b>	<b>2</b>	<b>100</b>	38	16	235		
Burkina Faso (Ouagadougou)	11	-	7	8	2	1	16	18	11	74	<b>8 198</b>	8 251
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	<b>6</b>	-	<b>7</b>	<b>7</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>16</b>	5	7	49		
Côte d'Ivoire (Abidjan)	53	446	-	256	90	72	87	310	133	1 447	<b>5 974</b>	7 416
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	<b>52</b>	<b>428</b>	-	<b>231</b>	<b>85</b>	<b>65</b>	<b>79</b>	120	124	1 184		
Mali (Bamako)	8	14	11	-	8	12	0	62	8	123	<b>7 148</b>	7 272
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	<b>3</b>	<b>13</b>	<b>10</b>	-	<b>6</b>	<b>11</b>	<b>0</b>	36	6	85		
Niger (Niamey)	76	49	4	122	-	5	59	52	26	393	<b>7 710</b>	8 106
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	<b>67</b>	<b>49</b>	<b>4</b>	<b>119</b>	-	<b>5</b>	<b>48</b>	27	23	342		
Sénégal (Dakar)	11	0	2	9	0	-	4	130	53	209	<b>11 773</b>	11 977
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	<b>7</b>	<b>0</b>	<b>2</b>	<b>9</b>	0	-	<b>1</b>	74	35	128		
Togo (Lomé)	88	9	9	11	50	3	-	113	23	306	<b>5 927</b>	6 254
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	<b>87</b>	<b>9</b>	<b>8</b>	<b>11</b>	<b>44</b>	<b>3</b>	-	24	21	207		
<b>Total</b>	247	521	39	421	208	96	268	823	272			
<i>dont citoyens d'un pays UEMOA(*)</i>	222	502	37	392	190	87	244	324	232			

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1, 2001-2003, INS, Afristat et Dial ; calculs des auteurs.

Note : ensemble des individus âgés de 15 à 65 ans. Sont considérés comme natifs d'un pays *i* les individus ayant résidé dans le pays *i* toute leur vie, qu'ils aient la nationalité du pays ou non. Les observations prises en compte dans l'analyse figurent en gras dans le tableau.

(\*) Au sein de l'échantillon des immigrés en provenance d'un pays de l'UEMOA figurent des individus qui n'ont pas la nationalité d'un pays de l'UEMOA (ex. : un citoyen français qui a passé 10 ans au Burkina Faso avant de se rendre au Bénin est considéré comme immigré en provenance du Burkina Faso mais n'est pas Burkinabé).

Tableau 2  
Part des immigrés au sein de la population de la capitale selon les pays (après extrapolation) (%)

Répartition de la population	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Natifs	96,4	99,3	84,1	98,4	95,6	98,5	95,5
Immigrés	3,6	0,7	15,9	1,6	4,4	1,6	4,5
<i>dont :</i>							
immigrés en provenance d'un pays de l'UEMOA	60,6	70,7	73,5	43,8	85,7	13,0	60,7
immigrés en provenance d'un pays en développement hors UEMOA	36,4	23,9	25,2	43,4	12,2	83,9	38,8
immigrés en provenance d'un pays développé	3,1	6,2	1,3	12,6	2,2	3,1	0,8

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

moins de 2 % des Dakarais sont d'origine non sénégalaise, parmi lesquels une proportion importante vient de Guinée, de Guinée Bissau, de Gambie, de Mauritanie ou du Mali. Le tableau montre également que les expatriés burkinabés ou maliens qui résident dans une autre capitale de l'UEMOA sont beaucoup plus nombreux que les migrants originaires de la région vivant à Ouagadougou ou à Bamako. Le Burkina Faso et le Mali apparaissent donc comme des pays d'émigration, au contraire de la Côte d'Ivoire. Le Bénin, le Niger et le Togo sont dans une position intermédiaire, en étant à la fois terres d'émigration et d'immigration.

Étant limitées aux capitales, les *enquêtes 1-2-3* ne sont naturellement pas représentatives de l'ensemble de la population des pays concernés. La sous-population des migrants ne déroge pas à cette règle, puisque nous échappent toutes les personnes qui ont quitté leur pays pour s'établir dans une zone rurale ou dans une autre ville que la capitale de leur pays d'accueil. Ces migrants peuvent être forts différents de ceux observés dans les capitales, aussi bien du point de vue de leurs caractéristiques que de celui de leur pays d'origine. Pour compléter nos statistiques et les comparer avec celles qui ont pu être calculées au niveau des pays tout entiers, le tableau 3 montre les statistiques sur l'origine des migrants dans chacun des sept pays francophones de l'UEMOA, établies à partir de données de recensement. Dans l'ensemble, l'architecture des flux migratoires est la même : la Côte d'Ivoire confirme son statut de principal pays d'accueil des migrants de la région, la plupart d'entre eux venant du Burkina Faso ou du Mali voisins. La position marginale du Sénégal dans les mouvements de migration intra-régionaux est également confirmée ; enfin, ces statistiques confirment que le Bénin, le Togo et le Niger sont à la fois des pays d'émigration et d'immigration. Cependant, un examen plus approfondi montre que pour le Burkina Faso l'image de la migration obtenue à partir de Ouagadougou est fort différente de celle obtenue pour l'ensemble du pays. Le Burkina rural est en effet le lieu de résidence d'un grand nombre de Maliens qui n'apparaissent pas dans

Tableau 3  
Composition des stocks de migrants au niveau national

Ville de destination des migrants	Proportion d'individus en provenance du... en % du nombre total d'immigrés								Nombre total d'immigrés
	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Total	
Bénin	-	4,7	20,0	5,1	25,3	0,4	44,5	100,0	57 971
Burkina Faso	10,2	-	4,9	61,1	19,3	1,9	2,7	100,0	717 271
Côte d'Ivoire	3,7	58,8	-	29,3	7,8	0,2	0,1	100,0	1 661 157
Mali	18,8	49,4	3,2	-	17,8	4,5	6,3	100,0	22 529
Niger	15,9	17,1	7,8	55,3	-	1,3	2,5	100,0	60 922
Sénégal	4,8	12,2	1,0	76,1	4,4	-	1,5	100,0	31 077
Togo	77,8	0,8	0,1	2,9	18,1	0,3	-	100,0	92 234
<b>Nombre total d'émigrés</b>	221 362	1 006 194	52 335	987 480	305 471	20 198	50 121	2 643 161	

Sources : Recensements généraux de la population et de l'habitat (RGPH), circ. 2000.

les statistiques obtenues à partir de l'enquête 1-2-3, de sorte que nos conclusions pour ce pays doivent être considérées avec les réserves d'usage. Une seconde difficulté concernant la représentativité de nos échantillons découle du fait que les immigrés constituent une partie relativement faible de la population des capitales enquêtées et qu'ils peuvent avoir tendance à se regrouper géographiquement par nationalité. Étant donné le mode d'échantillonnage à deux degrés des enquêtes 1-2-3, qui consiste d'abord à tirer au hasard des zones de dénombrement puis, au sein de ces zones, à tirer les ménages enquêtés, il est possible que certaines zones comportant une concentration forte de migrants aient été manquées. Bien que cette éventualité ne puisse être totalement écartée, nous pensons que nos échantillons sont représentatifs dans les cas de Lomé, Abidjan et Bamako. Dans le cas de Lomé, 125 districts de recensement ont été tirés, sur un total de 129, de sorte que la probabilité que l'échantillonnage ait « manqué » un district particulièrement dense en migrants d'une nationalité particulière est très faible. Dans les deux autres cas, nos estimations sur les taux d'immigration au niveau de la capitale sont assez proches de celles obtenues pour le pays tout entier à partir des données du recensement. De plus, à partir des échantillons représentatifs de zones de dénombrement dont nous disposons, nous avons testé l'hypothèse d'une répartition aléatoire des migrants entre les différents quartiers et n'avons été en mesure de la rejeter pour aucune des capitales.

### Principales caractéristiques des migrants

Le tableau 4 donne les principales caractéristiques moyennes des migrants et des natifs de chaque pays de l'échantillon. Les résultats indiquent premièrement que, par rapport aux natifs, les femmes sont sous-représentées dans la popula-

Tableau 4  
Caractéristiques moyennes des natifs et des immigrés par pays de résidence

Caractéristiques	Bénin (Cotonou)		Burkina Faso (Ouagadougou)		Côte d'Ivoire (Abidjan)			Mali (Bamako)		Niger (Niamey)		Sénégal (Dakar)		Togo (Lomé)							
	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	*	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés						
% d'hommes	48,2	42,5	50,7	54,1	47,6	61,5	*	49,1	51,1	48,6	43,5	47,1	47,4	47,6	56,2	*					
Âge (années)	31,1	30,8	30,2	30,4	29,0	34,6	*	31,2	30,4	30,7	33,9	*	30,9	33,9	30,4	30,9					
<b>Éducation et expérience</b>																					
Expérience (années)	18,5	21,3	19,1	18,7	16,4	26,6	*	20,3	18,1	19,6	25,5	*	19,5	19,4	17,7	20,4	*				
Nb d'années de scolarisation	6,6	3,6	*	5,1	5,7	6,6	2,0	*	4,8	5,8	5,1	2,3	*	5,3	8,6	*	6,6	4,5	*		
% sans aucun diplôme	45,8	72,4	*	54,3	54,1	44,7	83,5	*	58,4	55,8	60,9	81,5	*	60,2	31,6	*	42,8	63,0	*		
% ayant achevé le cycle primaire	26,7	14,9	*	24,6	13,5	27,6	10,2	*	19,2	16,3	20,3	11,6	*	18,5	15,8		31,9	24,7	*		
% avec BEPC	13,2	6,1	*	11,3	18,9	10,4	2,7	*	8,1	4,7	7,2	2,4	*	11,0	21,1		14,7	5,6	*		
% avec le baccalauréat	4,0	3,9		1,6	0,0	4,8	0,6	*	2,2	7,0	*	2,6	0,0	*	3,8	5,3	3,2	1,2			
Peut lire et écrire en français	71,6	37,0	*	59,6	64,9	73,8	28,5	*	49,2	51,2	56,5	29,8	*	60,4	73,7		73,7	53,7	*		
Peut lire et écrire dans une langue étrangère	24,5	26,5		13,3	24,3	*	25,0	10,9	*	12,2	34,9	*	21,6	18,2	19,3	47,4	*	27,1	22,2		
<b>Religion</b>																					
% de musulmans	9,9	47,0	*	55,8	37,8	*	31,2	73,3	*	97,2	79,1	*	98,2	76,4	*	93,3	57,9	*	9,6	45,7	*
% de catholiques	67,2	31,5	*	36,2	18,9	*	35,9	17,8	*	1,8	18,6	*	1,2	19,5	*	6,6	42,1	*	47,6	24,7	*
% de protestants	5,2	3,9		6,5	27,0	*	10,7	3,4	*	0,5	2,3		0,4	3,4	*	0,1	0,0		10,2	0,6	*
<b>Nombre d'observations</b>	6 994	181		8 198	37		5 974	940		7 148	43		7 710	292		11 773	19		5 927	162	

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

Une \* signifie que les différences sont statistiquement significatives.

Tableau 5  
Caractéristiques moyennes des natifs et des émigrés par pays de résidence

Caractéristiques	Bénin (Cotonou)		Burkina Faso (Ouagadougou)		Côte d'Ivoire (Abidjan)		Mali (Bamako)		Niger (Niamey)		Sénégal (Dakar)		Togo (Lomé)	
	Natifs	Émigrés	Natifs	Émigrés	Natifs	Émigrés	Natifs	Émigrés	Natifs	Émigrés	Natifs	Émigrés	Natifs	Émigrés
% d'hommes	48,2	44,6	50,7	58,4 *	47,6	54,1	49,1	57,4 *	48,6	67,9 *	47,1	71,2 *	47,6	38,5 *
Âge (années)	31,1	32,8 *	30,2	34,7 *	29,0	27,9	31,2	34,9 *	30,7	31,7	30,9	37,4 *	30,4	30,2
<b>Éducation et expérience</b>														
Expérience (années)	18,5	21,5 *	19,1	27,0 *	16,4	15,4	20,3	27,7 *	19,6	23,4 *	19,5	26,9 *	17,7	20,0 *
Nb d'années de scolarisation	6,6	5,3 *	5,1	1,8 *	6,6	6,5	4,8	1,2 *	5,1	2,3 *	5,3	4,1 *	6,6	4,2 *
% sans aucun diplôme	45,8	55,9 *	54,3	86,5 *	44,7	43,2	58,4	90,3 *	60,9	81,6 *	60,2	65,5	42,8	67,2 *
% ayant achevé le cycle primaire	26,7	23,4	24,6	9,0 *	27,6	21,6	19,2	6,4 *	20,3	11,6 *	18,5	14,9	31,9	19,3 *
% avec BEPC	13,2	8,6 *	11,3	2,2 *	10,4	8,1	8,1	1,0 *	7,2	2,6 *	11,0	6,9	14,7	7,0 *
% avec le baccalauréat	4,0	0,9 *	1,6	0,4 *	4,8	8,1	2,2	0,3 *	2,6	1,1	3,8	6,9	3,2	0,8 *
Peut lire et écrire en français	71,6	57,2 *	59,6	27,9 *	73,8	64,9	49,2	16,1 *	56,5	27,9 *	60,4	51,7	73,7	48,0 *
Peut lire et écrire dans une langue étrangère	24,5	18,9	13,3	8,2 *	25,0	37,8 *	12,2	13,3	21,6	31,9 *	19,3	21,8	27,1	18 *
<b>Religion</b>														
% de musulmans	9,9	25,2 *	55,8	69,5 *	31,2	51,4 *	97,2	99,2 *	98,2	96,3	93,3	86,2 *	9,6	24,2 *
% de catholiques	67,2	38,7 *	36,2	26,1 *	35,9	16,2 *	1,8	0,3 *	1,2	1,6	6,6	10,3	47,6	44,3
% de protestants	5,2	6,8	6,5	2,2 *	10,7	2,7	0,5	0,5	0,4	0,5	0,1	1,1 *	10,2	12,3
<b>Nombre d'observations</b>	6 994	222	8 198	502	5 974	37	7 148	392	7 710	190	11 773	87	5 927	244

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

Une \* signifie que les différences sont statistiquement significatives.

tion des immigrés de Ouagadougou, Abidjan et Lomé et qu'elles sont au contraire légèrement sur-représentées dans celle de Cotonou et de Niamey. C'est une observation intéressante dans la mesure où la migration a longtemps été l'apanage des hommes. Elle suggère une modification de la distribution des rôles traditionnellement attribués à chaque sexe. Deuxièmement, aucune tendance claire n'apparaît en fonction de l'âge. Les immigrés sont significativement plus âgés que les natifs à Abidjan, Niamey et à Lomé, mais ont un âge comparable dans toutes les autres capitales. Troisièmement, dans quatre des sept capitales (Cotonou, Abidjan, Niamey et Lomé), les immigrés apparaissent nettement moins éduqués que les natifs, avec un pourcentage d'individus sans diplôme nettement plus élevé. L'écart entre les niveaux d'éducation semble particulièrement important à Abidjan, où les immigrés ont en moyenne deux années d'éducation, contre 6,6 pour les natifs. Ceci étant, il faut garder en mémoire que ces statistiques sont calculées pour les capitales uniquement. Or, pour les natifs, le niveau d'éducation moyen dans la capitale est très probablement plus élevé que celui observé dans les autres villes et régions du pays. Par conséquent, il n'est guère surprenant de constater que les immigrés à Cotonou, Abidjan, Niamey et Lomé, dont un bon nombre proviennent probablement des zones rurales de leur pays, sont en moyenne moins éduqués que les Béninois de Cotonou, les Ivoiriens d'Abidjan, les Nigériens de Niamey et les Togolais de Lomé. Les cas de Bamako, Ouagadougou et Dakar, où les immigrés semblent en moyenne plus éduqués que les natifs, suggèrent que ces capitales attirent principalement des personnes éduquées (ce qui pourrait être le cas de Dakar, ville universitaire) ou bien provenant de zones urbanisées. Du fait de la faiblesse de l'échantillon des migrants, les résultats pour Dakar sont cependant probablement peu significatifs et ne permettent pas de tirer une conclusion définitive sur ce point.

En complément au tableau 4, le tableau 5 montre les caractéristiques moyennes des natifs non-migrants et des émigrés, par pays d'origine. Dans la plupart des pays, les hommes sont sur-représentés dans la population des émigrés, les exceptions étant le Togo et, dans une moindre mesure, le Bénin. Les migrations à partir de ces deux pays sont principalement motivées par des objectifs commerciaux et sont traditionnellement plus le fait des femmes que des hommes. Pour ce qui concerne l'éducation, les émigrés apparaissent nettement moins éduqués que les non-migrants de chaque pays, ce qui suggère que les migrations à l'intérieur de la région sont principalement le fait d'individus peu qualifiés.

### *L'emploi des migrants*

Pour compléter cet aperçu, le tableau 6 décrit la situation dans l'emploi des natifs et des immigrés par pays de résidence. En moyenne, la participation au marché du travail est plus élevée pour les immigrés que pour les natifs<sup>2</sup>.

2. Les taux de chômage fournis dans le tableau 6 diffèrent de ceux qui apparaissent dans le tableau 6 du chapitre 1 pour deux raisons : (1) dans le tableau du chapitre 1, le taux de chômage est calculé à partir des seuls individus actifs, alors qu'ici les inactifs sont inclus ; (2) nous ne considérons ici que les individus âgés de 15 à 65 ans, alors que le chapitre 1 porte sur tous les individus âgés de 10 ans et plus.

Tableau 6  
Situation dans l'emploi des natifs et des immigrés, selon le pays de résidence

	Bénin (Cotonou)		Burkina Faso (Ouagadougou)		Côte d'Ivoire (Abidjan)		Mali (Bamako)		Niger (Niamey)		Sénégal (Dakar)		Togo (Lomé)	
	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés	Natifs	Immigrés
<b>Situation dans l'emploi</b>														
% d'individus avec un emploi	68,0	71,3	56,6	56,8	59,7	77,9	57,5	58,1	47,5	65,7	50,4	57,9	70,6	74,7
% d'individus sans emploi	4,1	2,2	11,0	16,2	11,4	4,7	4,2	2,3	7,9	3,8	7,5	0,0	6,7	3,7
% d'inactifs	27,9	26,5	32,3	27,0	28,8	17,5	38,4	39,5	44,6	30,5	42,1	42,1	22,6	21,6
Nb d'observations	6 994	181	8 198	37	5 974	940	7 148	43	7 710	292	11 773	19	5 927	162
<b>Secteur d'activité et salaire des individus avec emploi</b>														
% dans le secteur public	8,8	0,0	13,9	9,5	8,4	1,0	11,5	4,0	17,9	1,0	9,0	0,0	8,1	1,7
% dans le secteur privé formel	11,6	10,9	9,0	19,1	21,4	12,7	11,7	8,0	13,6	10,4	17,6	36,4	8,2	12,4
% dans le secteur privé informel	79,5	89,1	77,1	71,4	70,2	86,3	76,8	88,0	68,5	88,6	73,4	63,6	83,8	86,0
Salaire horaire en FCFA, PPA	255	182	271	240	467	276	347	578	337	234	417	754	192	255
Nb d'observations	4 759	129	4 642	21	3 569	732	4 107	25	3 664	192	5 935	11	4 186	121

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

La différence est particulièrement forte pour Abidjan et Niamey, ce qui suggère que les migrations à destination de ces deux villes sont principalement motivées par une recherche d'emploi. Étant donné les différences de caractéristiques des immigrés et des natifs, en particulier en matière d'éducation, dans chacune des capitales, on peut s'attendre à ce que la situation des immigrés sur le marché du travail soit relativement défavorable à Cotonou, Abidjan, Niamey et Lomé et, au contraire, relativement favorable à Dakar. Dans le contexte des marchés africains du travail, marqués par un fort dualisme, une situation qualifiée de favorable est celle de travailleurs employés dans le secteur formel, public ou privé, en comparaison de ceux qui travaillent dans le secteur informel. Les personnes employées dans le secteur formel bénéficient en effet de salaires généralement plus élevés, d'une meilleure sécurité de l'emploi et de plus d'avantages que celles employées dans le secteur informel. Nos résultats confirment cette intuition : la proportion d'immigrés qui travaillent dans le secteur informel est beaucoup plus forte que celle du secteur formel à Cotonou, Abidjan, Bamako, Niamey et Lomé, alors qu'elle est plus faible à Dakar et Ouagadougou. L'examen des salaires horaires montre la même tendance : comparés aux natifs, les immigrés ont en effet des salaires nettement plus faibles à Cotonou (-29 %), Abidjan (-41 %) et Niamey (-30 %) alors qu'ils obtiennent des salaires plus élevés à Dakar (+91 %), Lomé (+33 %) et Bamako (+67 %). Les résultats pour Dakar et Bamako sont cependant sujets à caution, compte tenu de la faiblesse des échantillons. Lomé apparaît comme une exception, puisque les immigrés y sont moins éduqués que les natifs, plus souvent employés dans le secteur informel et pourtant mieux payés que les natifs.

## Spécification du modèle et stratégie d'estimation

Nous profitons ici du caractère simultané et de la stricte comparabilité des enquêtes du projet Parstat pour évaluer l'impact des différences de salaires horaires moyens entre capitales sur les choix individuels en matière de lieu de résidence.

L'estimation économétrique est réalisée en trois étapes<sup>3</sup>.

– Première étape : nous estimons d'abord les déterminants du choix de résidence de chacun des 31 647 individus contenus dans la base de données « pooled », en faisant l'hypothèse que ce choix est déterminé à la fois par le salaire

3. Une présentation plus détaillée de la méthode est disponible dans DE VREYER *et al.* (2010 b).

horaire qui peut être obtenu dans chacune des destinations et par d'autres variables spécifiques à l'individu ou à la destination. Plus précisément, nous supposons que chaque individu,  $i$ , né dans un pays  $j$  et vivant dans un pays  $k$ , retire une utilité de son choix de résidence donnée par :

$$u_i(j, k) = \alpha \ln y_{ik} + z_i' \gamma_k + v_i(j, k) \quad (1)$$

où  $\ln y_{ik}$  est le logarithme du revenu horaire de l'individu  $i$  dans le pays  $k$ , et  $z_i$  est un vecteur de caractéristiques de l'individu susceptibles d'agir sur son choix de résidence. On peut par exemple penser à la religion, les personnes d'une confession donnée pouvant préférer vivre dans un pays où cette confession est dominante. L'individu  $i$  décide de vivre dans le pays  $k$  si ce choix est celui qui lui apporte le plus de satisfaction, autrement dit si :

$$u_i(j, k) - c(j, k) \geq u_i(j, l) - c(j, l) \text{ pour tout } l \quad (2)$$

où  $c(j, k)$  est un coût spécifique supporté par l'individu lorsqu'il décide de s'établir dans le pays  $k$ . Ce coût dépend de la nationalité de l'individu  $i$  (représentée par l'indice  $j$ ) et est supposé identique pour tous les individus de cette nationalité. Ce coût peut recouvrir des coûts de transport entre les deux pays ou bien des coûts de nature psychologique, provenant par exemple des différences culturelles entre les deux pays. Ces coûts ne sont pas observables mais, dans l'estimation économétrique, ils seront pris en compte par l'introduction d'indicatrices de nationalité dans les équations. Comme les salaires ne sont connus que dans la localité où les individus résident, l'équation précédente est estimée sous forme « réduite » en remplaçant le logarithme du salaire horaire par une combinaison linéaire de ses déterminants, de sorte que l'équation (1) devient :

$$u_i(j, k) = \alpha (x_{ik}' \beta_k) + z_i' \gamma_k + \varepsilon_i(j, k) \quad (3)$$

Le modèle estimé dans cette première étape est un logit multinomial, qui permet de recouvrir la valeur estimée de  $\alpha \beta_k$  et  $\gamma_k$ . Ces valeurs peuvent ensuite être utilisées pour évaluer la probabilité que l'individu  $i$  choisisse de vivre dans le pays  $k$ , moyennant certaines hypothèses sur la distribution du terme d'erreur stochastique  $\varepsilon_i(j, k)$ .

– Deuxième étape : pour chaque individu et pour chaque destination possible, on calcule la probabilité correspondante. Ces probabilités sont ensuite utilisées pour corriger les équations de gains de l'auto-sélection des migrants ou des non-migrants :

$$\ln y_{ik} = x_{ik}' \beta_k + u_{ik} \quad (4)$$

Cette correction est nécessaire si les migrants se sont auto-sélectionnés, c'est-à-dire s'ils partagent certaines caractéristiques non observables (comme la motivation par exemple) corrélées à certains déterminants observables du salaire (comme l'éducation). Pour ce faire, nous adoptons la méthode proposée par DAHL (2002), et nous ajoutons à la liste des variables explicatives du salaire horaire un polynôme des probabilités de choix de destination calculées lors de la première étape. L'idée est que ces probabilités dépendent des caractéristiques non observables de l'individu qui l'ont conduit à choisir une destination plutôt

qu'une autre. En ajoutant une fonction de ces probabilités, on introduit donc ces caractéristiques dans l'équation de salaires ce qui supprime le biais.

– Troisième étape : une fois estimé le salaire potentiel de chaque individu dans chacune des destinations, on peut enfin évaluer l'impact des différentiels de salaires sur la probabilité de choisir un lieu de résidence plutôt qu'un autre, autrement dit estimer la valeur du coefficient  $\alpha$  de l'équation (1).

## Identification du modèle et choix des variables

Pour être identifié, notre modèle repose sur des hypothèses qu'il convient ici de préciser et qui devront être testées statistiquement. Dans la deuxième étape de notre procédure notamment, il est primordial qu'une variable au moins explique le choix du lieu de résidence (et donc qu'elle apparaisse parmi les régresseurs dans la première étape) tout en n'exerçant aucune influence sur le niveau des salaires horaires. Dans ce qui suit, nous supposons que l'éducation du père de l'individu (mesurée par une variable muette prenant la valeur 1 s'il n'a jamais été à l'école et 0 sinon), son absence du ménage lorsque l'individu était âgé de 15 ans, ainsi que la religion et la nationalité de l'individu expliquent le choix de résidence, mais n'apportent rien à l'explication du salaire horaire, une fois ce choix pris en compte. Plusieurs justifications peuvent être apportées au choix de ces variables. Ainsi, la religion a très probablement une influence sur le choix du lieu de résidence d'un individu, compte tenu du poids très variable des différentes religions dans chacun des pays. Les indicatrices de nationalité permettent, quant à elles, de tenir compte des différences de niveau de vie moyen ou de taux de mortalité entre pays, mais également des différences dans la part de la population immigrée. Elles permettent également de tenir compte des coûts de migration (non observables) entre les pays d'origine et de destination. À l'inverse, on peut avancer plusieurs raisons pour lesquelles l'hypothèse d'une relation d'exclusion entre ces variables et le choix de lieu de résidence serait invalidée. Par exemple, si dans certains pays les individus d'une nationalité ou d'une religion particulière sont discriminés, alors l'une et/ou l'autre variable aura un impact direct sur leur revenu. Il est également possible que les variables de nationalité captent des différences de qualité des systèmes d'éducation entre pays et aient, là encore, un impact direct sur la rémunération. Sans exclure ces deux possibilités, nous pensons cependant que les discriminations, si elles existent, ne sont pas très importantes au sein des pays étudiés. En outre, nous estimons qu'il existe des éléments objectifs indiquant que les différences de qualité des systèmes éducatifs ne sont pas non plus très importantes d'un pays à l'autre. Selon le rapport de l'Unesco, *Éducation pour tous en Afrique*, de 2005, qui fournit plusieurs indicateurs de la qualité de l'éducation, aucun des sept pays de notre échantillon ne se

détache nettement. Par exemple, le Bénin est classé premier lorsque la qualité de l'éducation est mesurée par la probabilité de savoir lire après six années d'éducation primaire, mais respectivement quatrième et septième lorsque les critères retenus sont les résultats aux tests et le salaire moyen des instituteurs. Sur les autres variables d'exclusion, on peut également arguer du fait que l'absence du père lorsque l'individu avait 15 ans et son niveau d'éducation sont potentiellement des indicateurs du niveau de richesse actuel du ménage de l'individu, et que ces variables exercent donc une influence directe sur le salaire horaire et le choix d'occupation. Cependant, les tests de sur-identification présentés dans le tableau 8 (voir plus loin) montrent que l'hypothèse d'une absence de corrélation entre ces instruments et les termes d'erreur des équations de gains n'est rejetée que dans deux cas sur sept.

Dans la troisième étape de notre procédure, l'identification du coefficient  $\alpha$  dans le modèle structurel de choix résidentiel requiert, quant à elle, qu'au moins une des variables incluses parmi les régresseurs lors de l'estimation de l'équation (1) soit exclue du vecteur de régresseurs dans l'équation (3). Nous supposons ici que les variables de sexe, de niveau d'éducation et de secteur d'emploi d'un individu exercent une influence sur son salaire, mais qu'elles sont sans effet direct sur son choix de résider dans un pays plutôt qu'un autre, dès lors que le salaire apparaît parmi les régresseurs. Là encore, cette hypothèse est discutable. L'éducation, par exemple, pourrait agir directement sur le choix de résidence si les individus très éduqués montraient une préférence pour les pays dotés d'un niveau moyen d'éducation élevé, afin de bénéficier d'externalités liées à la concentration géographique de personnes éduquées (offre de services culturels, etc.). Cependant, dans les cas qui nous intéressent, les migrants apparaissent moins éduqués que les non-migrants, à la fois dans le pays d'origine et dans celui de destination. Nous pensons donc que l'effet direct de l'éducation sur le choix de résidence, s'il existe, est tout au plus marginal. On pourrait également arguer que les migrants subissent une perte en bien-être du fait de l'éloignement de leur pays, famille et amis. Ceci pourrait induire un effet direct du sexe sur le choix de résidence, si les pertes subies sont plus importantes pour les hommes que pour les femmes ou inversement. Cependant, rien ne prouve à priori qu'à ce niveau la différence entre les sexes soit importante, étant donné que les deux sexes sont également impliqués dans la constitution des réseaux sociaux et familiaux. Enfin, supposer que le choix du secteur d'emploi n'intervient pas dans le choix de résidence, autrement qu'à travers le salaire horaire, n'est pas non plus une hypothèse très forte, compte tenu de la grande proximité des structures du marché du travail observées dans les pays de la zone.

Dans l'équation de salaires, la variable dépendante est le logarithme du salaire horaire en francs CFA, converti selon un facteur de conversion de parité des pouvoirs d'achat (PPA), afin de tenir compte des différences de niveaux de prix observées entre pays de la zone. Cette conversion en PPA est nécessaire dans la troisième étape de notre procédure, puisque nous cherchons à mesurer l'impact des différences de salaires horaires entre pays sur les probabilités de choix résidentiel. Le facteur de conversion auquel nous avons eu recours est

celui de l'Agence pour la sécurité de la navigation aérienne en Afrique et à Madagascar pour l'année 1998, que nous avons actualisé à l'aide des taux d'inflation nationaux observés sur la période 1998-2001. Les variables indépendantes de l'équation de salaires sont : le sexe, l'éducation (mesurée par le dernier diplôme obtenu), l'expérience professionnelle potentielle, établie à partir de l'âge et du niveau d'éducation (sous forme quadratique), la connaissance du français et d'une autre langue étrangère, deux indicatrices repérant l'appartenance aux secteurs public ou privé formel (le privé informel étant la catégorie de référence) et une série d'indicatrices relatives à l'activité du père quand l'individu avait 15 ans.

Le logit multinomial en forme réduite de la première étape comporte toutes ces variables, auxquelles s'ajoutent les indicatrices pour la religion et la nationalité de l'individu, ainsi que l'éducation du père et son absence du ménage lorsque l'individu avait 15 ans.

L'estimation se faisant en trois étapes, les écarts types ont été estimés par la méthode du bootstrap après 50 répliques.

## Résultats

### **Première étape : logit multinomial en forme réduite**

Les résultats des estimations sont présentés dans les tableaux 7 à 9b. Le tableau 7 montre les résultats de l'estimation du logit multinomial obtenus lors de la première étape. Ces résultats sont difficiles à interpréter, car seul l'écart des coefficients par rapport à une alternative de référence (ici le Sénégal) peut être identifié. Ainsi, par exemple, le coefficient positif de la variable sexe dans l'estimation réalisée à partir des données du Bénin indique que le fait d'être un homme plutôt qu'une femme accroît relativement plus la probabilité de choisir Cotonou comme lieu de résidence que celle de choisir Dakar. Les résultats suggèrent que, parmi les sept pays de la zone, détenir un diplôme d'études supérieures accroît plus l'utilité de résider à Dakar que dans toute autre capitale. Détenir le baccalauréat, au contraire, accroît plus l'utilité de résider à Ouagadougou, Abidjan, Niamey ou Lomé, qu'à Dakar. C'est également vrai pour les personnes de confession musulmane ou catholique. De façon attendue, nous trouvons également que le fait d'être de nationalité sénégalaise accroît beaucoup plus l'utilité de résider à Dakar que celle de tout autre pays, à l'exception de Bamako, où le coefficient associé à cette variable n'est pas significativement différent de zéro (les résultats de la première étape peuvent être trouvés en ligne à l'adresse <http://www.dial.ird.fr/publications>).

## Deuxième étape : équations de salaires

Suivant la méthode préconisée par DAHL (2002), les résultats de la première étape ont été mobilisés pour calculer, pour chaque individu de notre échantillon, un polynôme de probabilités de choix qui a ensuite été ajouté à l'ensemble des variables explicatives de l'équation de salaires.

Les résultats des estimations par moindres carrés ordinaires sont présentés dans le tableau 8. Les coefficients des variables composant le polynôme de probabilités de choix n'étant pas directement interprétables, nous ne les reproduisons pas ici afin d'alléger la présentation. La première colonne du tableau montre les résultats obtenus lorsque l'équation de salaires est estimée sans procédure de correction pour l'auto-sélection des migrants. La seconde colonne montre les résultats obtenus lorsque la correction est apportée. Les résultats d'une série de tests de Wald sont également présentés en bas du tableau. À travers cette série, nous testons d'abord la significativité jointe des termes de correction de Dahl lorsqu'ils sont ajoutés à l'équation. Nous testons également l'hypothèse de relation d'exclusion pour nos variables instrumentales (test de sur-identification).

L'examen des résultats des tests de sur-identification permet de conclure à l'identification correcte de notre modèle : à l'exception du Mali et du Togo, et pour les seules indicatrices relatives au père, les statistiques de Wald ne permettent pas de rejeter l'hypothèse d'un impact direct non significatif des variables identifiantes sur le salaire, une fois les termes de correction de Dahl inclus dans la liste des régresseurs. Pour le Mali et le Togo, nous avons réestimé l'équation de salaires, en ajoutant les indicatrices relatives au père de l'individu parmi les régresseurs, et nous en sommes arrivés à la conclusion que cela ne modifiait en rien les résultats obtenus.

En ce qui concerne maintenant les termes de correction de Dahl, dans quatre pays sur sept, à savoir le Bénin, la Côte d'Ivoire, le Mali et le Togo, nous rejetons l'hypothèse que les coefficients de ces termes correctifs sont tous nuls, ce qui suggère que le fait de tenir compte de la sélection endogène des migrants a dans ces pays un impact sur l'estimation des équations de gains. Cependant, les biais induits par la sélection endogène des migrants ne sont jamais suffisamment importants pour que les rendements estimés en tenant compte soient situés en dehors de l'intervalle de confiance des rendements estimés en n'en tenant pas compte. Ceci peut s'expliquer soit par le nombre relativement faible de migrants dans notre échantillon, soit par le fait que les termes correctifs de Dahl échouent à corriger la sélection de façon satisfaisante.

Pour le Bénin, la Côte d'Ivoire et le Niger, les rendements estimés de l'éducation sont plus faibles lorsque la sélection endogène des migrants est prise en compte que lorsqu'elle ne l'est pas. Le résultat inverse est obtenu pour le Mali et le Togo. Il est important de noter que ceci n'induit en rien que les migrants sont positivement ou négativement sélectionnés. En effet, même si les migrants au Mali ont des salaires horaires en moyenne plus faibles que les habitants de ce pays, il n'en demeure pas moins possible qu'ils y bénéficient d'un niveau de

Tableau 7

Modèle logit multinomial de choix du lieu de résidence : résultats d'estimation de la forme réduite

Variables explicatives du modèle	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Lomé
Sexe (1 = Homme)	0,97*** (0,33)	0,76** (0,31)	1,35*** (0,29)	0,20 (0,32)	0,34 (0,32)	1,14*** (0,33)
Certificat d'études primaires	-0,67 (0,50)	0,43 (0,49)	-0,20 (0,45)	-0,04 (0,51)	-0,35 (0,50)	-0,12 (0,49)
BEPC (GCSE)	-1,06 (0,65)	0,87 (0,67)	-0,25 (0,58)	0,01 (0,71)	-0,79 (0,67)	-0,49 (0,65)
CAP	-1,03 (1,17)	1,73 (1,19)	0,60 (1,07)	1,77 (1,19)	0,08 (1,19)	-1,04 (1,16)
BEP	-3,20 (2,06)	1,09 (2,09)	-1,05 (1,95)	0,52 (1,91)	-0,81 (1,99)	-0,24 (2,00)
Baccalauréat	1,24 (0,80)	2,32*** (0,89)	1,10* (0,60)	1,35 (0,88)	1,37* (0,79)	1,60** (0,77)
1 <sup>er</sup> cycle universitaire	-2,62 (1,82)	1,07 (1,91)	-0,43 (1,77)	0,21 (1,84)	-0,86 (1,85)	-1,49 (1,84)
2 <sup>e</sup> cycle universitaire	-1,53 (1,00)	0,84 (1,03)	-0,43 (0,92)	0,51 (1,00)	-0,07 (0,99)	-1,20 (1,00)
3 <sup>e</sup> cycle universitaire	-5,51*** (1,02)	-4,01*** (1,17)	-4,88*** (1,06)	-3,85*** (1,07)	-3,99*** (1,06)	-5,45*** (1,07)
Statut marital (1 = Marié)	-0,34 (0,35)	-0,65** (0,33)	-0,83*** (0,30)	-0,08 (0,33)	-0,42 (0,34)	-0,45 (0,34)
Parle français (1 = Oui)	-0,16 (0,40)	-0,08 (0,37)	-0,29 (0,34)	-0,05 (0,39)	0,22 (0,39)	0,22 (0,39)
Parle une autre langue étrangère (1 = Oui)	1,19*** (0,41)	0,07 (0,41)	0,20 (0,35)	-0,08 (0,39)	0,23 (0,40)	1,06*** (0,41)
Expérience (en années)	0,04 (0,04)	0,03 (0,05)	0,16*** (0,04)	-0,04 (0,05)	0,08* (0,05)	0,04 (0,05)
Expérience <sup>2</sup>	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,002*** (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)
Secteur public	-0,18 (0,63)	0,52 (0,66)	-1,60*** (0,59)	0,26 (0,63)	-0,16 (0,62)	-0,29 (0,62)
Secteur privé	0,14 (0,42)	-0,84** (0,38)	-0,17 (0,35)	0,28 (0,39)	0,19 (0,40)	-0,24 (0,41)

Variables explicatives du modèle	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Lomé
Père agriculteur	0,12 (0,39)	-0,07 (0,38)	0,72** (0,35)	-0,41 (0,38)	-0,02 (0,38)	0,20 (0,39)
Père dans le secteur industriel	-0,85 (0,60)	-0,80 (0,62)	-0,05 (0,52)	-0,52 (0,60)	-0,40 (0,60)	-0,68 (0,60)
Père dans le secteur commercial	0,81 (0,43)	1,20*** (0,41)	1,38*** (0,35)	0,97** (0,42)	0,63 (0,41)	1,15** (0,43)
Père cadre supérieur	0,34 (0,72)	1,99** (0,79)	1,20** (0,59)	1,27* (0,73)	1,07 (0,73)	0,67 (0,72)
Père cadre moyen	0,48 (0,64)	0,22 (0,66)	0,02 (0,58)	0,61 (0,65)	0,61 (0,64)	-0,08 (0,63)
Père absent lorsque l'individu avait 15 ans	1,47*** (0,54)	0,35 (0,53)	1,01** (0,48)	0,69 (0,53)	0,63 (0,53)	1,14** (0,54)
Père n'a jamais fréquenté l'école	-0,56 (0,37)	0,31 (0,37)	-0,59* (0,34)	-0,69* (0,38)	0,10 (0,38)	-0,91** (0,37)
Niveau d'éducation du père inconnu	-7,09*** (0,77)	-3,72*** (0,69)	-4,62*** (0,65)	-2,79*** (0,65)	-3,05*** (0,68)	-3,75*** (0,70)
Musulman	-6,00*** (1,80)	-5,55*** (1,82)	-5,74*** (1,78)	-5,72*** (1,84)	-3,18* (1,84)	-6,88*** (1,79)
Catholique	-4,15** (1,82)	-4,57** (1,84)	-4,97*** (1,80)	-4,97** (1,88)	-3,20* (1,86)	-5,37*** (1,81)
Protestant	-2,47 (2,17)	-0,92 (2,19)	-1,93 (2,15)	-2,65 (2,25)	-0,83 (2,22)	-3,39 (2,16)
Variables muettes de nationalité	<i>Non reportées</i>					
Constante	-3,98*** (2,21)	-4,83** (2,23)	-1,62 (1,94)	-0,92 (2,03)	-6,01*** (2,10)	-2,35*** (2,03)
Observations	31 647	31 647	31 647	31 647	31 647	31 647

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

Écarts types entre parenthèses.

\*significatif au seuil de 10 % ; \*\*significatif au seuil de 5 % ; \*\*\*significatif au seuil de 1 %.

La variable dépendante prend la valeur 1 (Bénin) à 7 (Togo), avec la modalité 6 (Sénégal) utilisée comme catégorie de référence.

**Tableau 8**  
*Modèle de gains : estimations par MCO sans correction de la sélection (colonne 1) et avec correction de la sélection (colonne 2)*

<b>Variables explicatives du modèle</b>	<b>Cotonou</b>		<b>Ouagadougou</b>		<b>Abidjan</b>		<b>Bamako</b>		<b>Niamey</b>		<b>Dakar</b>		<b>Lomé</b>	
Sexe (1 = Homme)	0,46***	0,45***	0,41***	0,31***	0,40***	0,44***	0,33***	0,30***	0,23***	0,28***	-0,15***	-0,18***	0,31***	0,28***
	(0,04)	(0,04)	(0,05)	(0,08)	(0,05)	(0,05)	(0,04)	(0,06)	(0,05)	(0,07)	(0,05)	(0,05)	(0,05)	(0,07)
Certificat d'études primaires	0,54***	0,50***	0,44***	0,45***	0,55***	0,55***	0,21***	0,23**	0,52***	0,53***	0,36***	0,36***	0,52***	0,52***
	(0,06)	(0,08)	(0,08)	(0,08)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,10)	(0,09)	(0,13)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,08)
BEPC (GCSE)	1,00***	0,94***	1,31***	1,30***	1,17***	1,19***	0,53***	0,56***	1,07***	1,08***	0,58***	0,57***	1,11***	1,13***
	(0,09)	(0,09)	(0,11)	(0,12)	(0,10)	(0,08)	(0,11)	(0,13)	(0,14)	(0,13)	(0,09)	(0,09)	(0,10)	(0,10)
CAP	1,17***	1,07***	1,18***	1,19***	1,21***	1,19***	0,48***	0,54***	1,48***	1,42***	0,72***	0,74***	1,10***	1,24***
	(0,15)	(0,16)	(0,18)	(0,16)	(0,20)	(0,16)	(0,12)	(0,13)	(0,23)	(0,18)	(0,25)	(0,14)	(0,23)	(0,21)
BEP	0,95**	0,74**	1,74***	1,76***	1,13***	1,03***	0,98***	1,03***	1,30***	1,22***	0,86***	0,85***	1,34***	1,31***
	(0,47)	(0,35)	(0,25)	(0,25)	(0,20)	(0,14)	(0,11)	(0,12)	(0,20)	(0,20)	(0,26)	(0,20)	(0,24)	(0,18)
Baccalauréat	1,37***	1,35***	1,85***	1,86***	1,71***	1,66***	0,81***	0,81***	1,90***	1,90***	0,97***	1,05***	1,64***	1,63***
	(0,15)	(0,14)	(0,19)	(0,16)	(0,15)	(0,11)	(0,20)	(0,24)	(0,19)	(0,19)	(0,14)	(0,16)	(0,18)	(0,16)
1 <sup>er</sup> cycle universitaire	2,14***	1,94***	2,14***	2,10***	2,08***	2,08***	1,00***	1,06***	1,90***	1,82***	1,17***	1,14***	2,72***	2,74***
	(0,20)	(0,21)	(0,22)	(0,24)	(0,15)	(0,12)	(0,16)	(0,14)	(0,25)	(0,22)	(0,26)	(0,22)	(0,28)	(0,19)
2 <sup>e</sup> cycle universitaire	1,98***	1,89***	2,41***	2,41***	2,30***	2,26***	1,42***	1,49***	2,26***	2,16***	1,40***	1,39***	2,53***	2,58***
	(0,13)	(0,13)	(0,16)	(0,12)	(0,13)	(0,10)	(0,12)	(0,13)	(0,14)	(0,11)	(0,14)	(0,12)	(0,16)	(0,13)
3 <sup>e</sup> cycle universitaire	1,74***	1,61***	1,62***	1,65***	1,81***	1,73***	1,15***	1,14***	1,98***	1,89***	1,39***	1,36***	2,20***	2,27***
	(0,18)	(0,17)	(0,23)	(0,22)	(0,21)	(0,18)	(0,23)	(0,22)	(0,18)	(0,15)	(0,18)	(0,13)	(0,27)	(0,21)
Statut marital (1 = Marié)	0,65***	0,63***	0,36***	0,41***	0,28***	0,25***	0,43***	0,47***	0,45***	0,45***	0,36***	0,38***	0,48***	0,49***
	(0,05)	(0,05)	(0,06)	(0,05)	(0,05)	(0,04)	(0,05)	(0,06)	(0,06)	(0,07)	(0,06)	(0,06)	(0,06)	(0,06)
Parle français (1 = Oui)	0,14**	0,15*	0,40***	0,45***	0,06	0,06	0,21***	0,21**	0,24***	0,24***	0,30***	0,32***	0,08	0,07
	(0,06)	(0,09)	(0,07)	(0,08)	(0,06)	(0,07)	(0,06)	(0,08)	(0,07)	(0,08)	(0,06)	(0,07)	(0,07)	(0,07)
Parle une autre langue étrangère (1 = Oui)	0,36***	0,41***	0,32***	0,34***	0,19**	0,17***	0,13**	0,08	0,09	0,17*	0,34***	0,35***	0,04	0,01
	(0,07)	(0,07)	(0,08)	(0,09)	(0,07)	(0,06)	(0,06)	(0,09)	(0,08)	(0,09)	(0,07)	(0,07)	(0,07)	(0,08)
Expérience (en années)	0,16***	0,15***	0,16***	0,14***	0,12***	0,13***	0,09***	0,08***	0,15***	0,15***	0,14***	0,14***	0,14***	0,15***
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)

Variables explicatives du modèle	Cotonou		Ouagadougou		Abidjan		Bamako		Niamey		Dakar		Lomé	
Expérience <sup>2</sup>	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,001*** (0,00)	-0,001*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)	-0,002*** (0,00)
Secteur public	0,27*** (0,09)	0,32*** (0,06)	0,66*** (0,08)	0,76*** (0,10)	0,69*** (0,10)	0,50*** (0,08)	0,33*** (0,07)	0,38*** (0,07)	0,49*** (0,08)	0,46*** (0,08)	0,78*** (0,09)	0,84*** (0,07)	0,64*** (0,10)	0,65*** (0,06)
Secteur privé	0,32*** (0,07)	0,34*** (0,07)	0,42*** (0,09)	0,47*** (0,10)	0,67*** (0,06)	0,65*** (0,06)	0,17*** (0,06)	0,20*** (0,07)	0,31*** (0,08)	0,30*** (0,09)	0,81*** (0,06)	0,83*** (0,06)	0,33*** (0,09)	0,33*** (0,11)
Père agriculteur	-0,02 (0,05)	-0,06 (0,06)	-0,21*** (0,05)	-0,29*** (0,07)	-0,08 (0,05)	-0,05 (0,06)	-0,11** (0,05)	-0,18*** (0,07)	-0,01 (0,06)	-0,02 (0,07)	0,05 (0,06)	0,01 (0,06)	0,02 (0,06)	0,03 (0,06)
Père dans le secteur industriel	0,15 (0,09)	0,10 (0,12)	-0,32** (0,16)	-0,37* (0,19)	-0,22** (0,09)	-0,19** (0,10)	-0,06 (0,09)	-0,06 (0,12)	-0,19 (0,14)	-0,21 (0,21)	-0,11 (0,07)	-0,12 (0,08)	-0,04 (0,10)	-0,02 (0,13)
Père dans le secteur commercial	0,06 (0,07)	0,01 (0,08)	0,01 (0,08)	-0,03 (0,11)	-0,05 (0,07)	-0,02 (0,07)	0,10* (0,05)	0,11* (0,07)	-0,13 (0,08)	-0,11 (0,12)	0,01 (0,06)	-0,02 (0,07)	0,10 (0,09)	0,08 (0,12)
Père cadre supérieur	0,28** (0,12)	0,19 (0,16)	0,24 (0,15)	0,21 (0,16)	0,35** (0,14)	0,35** (0,13)	0,41*** (0,10)	0,43*** (0,11)	-0,20 (0,16)	-0,23 (0,24)	0,26** (0,13)	0,27** (0,13)	0,17 (0,16)	0,18 (0,18)
Père cadre moyen	0,23*** (0,07)	0,25*** (0,07)	0,09 (0,12)	0,12 (0,13)	-0,12 (0,09)	-0,18* (0,10)	0,15** (0,07)	0,17*** (0,06)	-0,05 (0,11)	-0,07 (0,10)	0,09 (0,09)	0,10 (0,09)	-0,01 (0,09)	-0,01 (0,11)
Observations	4 736	4 736	4 471	4 471	4 239	4 239	4 052	4 052	3 701	3 701	5 430	5 430	4 245	4 245
R <sup>2</sup>	0,44	0,44	0,39	0,40	0,41	0,41	0,32	0,32	0,39	0,40	0,34	0,34	0,34	0,35
Test de Wald pour les termes de correction de la sélection	17,3***		6,02		10,6*		11,0*		6,49		5,54		28,0***	
Tests de sur-identification de Wald														
- Muettes relatives au père <sup>(a)</sup>	1,64		1,63		3,86		8,07**		2,03		1,05		10,1**	
- Muettes de religion	3,41		0,59		3,22		0,33		1,70		0,90		3,44	
- Muettes de nationalité	4,61		7,72		5,48		2,45		7,60		0,02		7,17	
Écarts types entre parenthèses.														

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

\*significatif au seuil de 10 % ; \*\*significatif au seuil de 5 % ; \*\*\*significatif au seuil de 1 %.

<sup>(a)</sup> Père absent lorsque l'individu avait 15 ans ; père n'ayant jamais fréquenté l'école ; niveau d'éducation du père inconnu.

rémunération plus élevée que celui qu'ils auraient pu obtenir dans leur pays d'origine. L'impact des différences de salaires sur les choix de résidence ne peut être évalué que moyennant l'estimation du modèle de choix de résidence sous sa forme structurelle, ce qui est l'objet de la troisième étape.

La comparaison des rendements de l'éducation entre pays permet d'observer des différences importantes. À Bamako et, dans une moindre mesure, à Dakar, les rendements de l'éducation apparaissent beaucoup plus faibles que dans les autres capitales. La progression estimée des rendements entre les différents niveaux de qualification ne semble pas non plus très importante. À Bamako par exemple, les individus ayant achevé le cycle primaire ont une rémunération horaire supérieure de 23 % par rapport à ceux qui n'ont jamais été à l'école, alors qu'à Abidjan, la prime liée à l'achèvement du cycle primaire atteint 55 %. Dans tous les pays, les rendements les plus élevés sont atteints pour les diplômés du supérieur. La prime la plus faible (par rapport aux non éduqués) s'élève à 114 % à Bamako tandis que la plus élevée s'élève à 227 % à Lomé.

### Troisième étape : estimation du modèle de choix sous sa forme structurelle

Nous examinons maintenant dans quelle mesure les différences de salaires entre capitales influencent le choix de résidence. Les résultats sont présentés dans le tableau 9a, à la fois pour le modèle estimé sans tenir compte de l'auto-sélection des migrants au cours de la deuxième étape et lorsque l'on en tient compte. Il apparaît que corriger les estimations de l'auto-sélection des migrants a un effet important sur l'estimation de l'impact des différences de salaires. Le coefficient  $\alpha$  est petit (0,3) et peu significatif lorsqu'aucune correction n'est apportée. Sa valeur double et sa significativité augmente lorsque l'auto-sélection est prise en compte, confirmant par là l'hypothèse que les individus choisissent de vivre dans les pays où leurs espérances de gains sont les plus élevées.

Tableau 9 a  
Choix du lieu de résidence : estimation de la forme structurelle

Modèle	Valeur estimée de $\alpha$
Modèle non corrigé de la sélection	0,31* (0,16)
Modèle corrigé	0,78*** (0,15)

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

Une autre façon de montrer cela est de présenter les résultats d'une simulation effectuée afin de comparer les salaires horaires entre les pays d'origine et de destination. La façon dont nous avons procédé est la suivante :

- étape 1 : pour chaque individu, nous avons calculé le salaire horaire moyen prédit dans chacune des sept capitales ;
- étape 2 : pour chaque individu, nous avons effectué un tirage aléatoire dans la loi normale centrée et réduite ;
- étape 3 : nous avons sommé les deux termes issus des étapes 1 et 2, en multipliant le tirage aléatoire de l'étape 2 par l'écart type estimé du terme d'erreur de l'équation de salaires. On obtient ainsi, pour chaque individu et pour chaque pays, une valeur prédite du salaire horaire potentiel ;
- nous avons répété 100 fois les étapes 2 et 3 ;
- pour chaque migrant, nous avons compté le nombre de fois,  $m$ , où le salaire prédit dans son pays de résidence est supérieur à celui prédit dans son pays d'origine ;
- pour chaque non-migrant, nous avons calculé la valeur moyenne des salaires prédits dans les pays où il ne réside pas et calculé le nombre de fois,  $s$ , où le salaire prédit dans le pays de résidence est supérieur à cette moyenne.

Le tableau 9b présente les résultats de cette simulation. Pour les migrants (resp. non-migrants) de chaque pays, nous reportons la proportion d'individus pour lesquels  $m$  (resp.  $s$ ) est plus grand que 50. Pour le Bénin, le Burkina Faso et le Mali, notre modèle prédit que les migrants vivent dans un pays où le salaire horaire qu'ils reçoivent est plus élevé que celui qu'ils pourraient obtenir dans leur pays d'origine. De même, le comportement des non-migrants est conforme au modèle pour la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger et le Sénégal. Toutefois, le modèle échoue à prédire les choix des migrants sénégalais et togolais et des non-migrants béninois. Le fait que le modèle ne prédise pas correctement le comportement des natifs de certains pays n'a rien de surprenant, étant donné que les différences de gains potentiels ne sont qu'une partie des motivations à migrer ou non. Dans ce sens, la capacité relative du modèle à prédire les choix des individus selon la différence de gains escomptés dans les différentes destinations possibles est un résultat étonnant. Au Mali, en particulier, les différences de gains horaires semblent jouer un rôle important.

Tableau 9 b  
Résultats de la simulation

Pays	% de migrants dont $m > 50$	% de non migrants dont $s > 50$
Bénin	85	1
Burkina Faso	90	24
Côte d'Ivoire	50	59
Mali	81	63
Niger	23	83
Sénégal	7	68
Togo	6	31

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

Suivant la même optique, nous avons également calculé, pour chaque migrant, la différence entre la valeur prédite du salaire dans le pays d'origine et dans le pays de destination et, pour les non-migrants, la différence entre la valeur prédite du salaire dans le pays d'origine et la moyenne des valeurs prédites des salaires qui pourraient être obtenus dans les pays de destination, s'ils décidaient de migrer. Ensuite, séparément pour les migrants et les non-migrants, nous avons calculé la moyenne de ces différences. Pour les non-migrants, la différence moyenne est proche de zéro (-0,36), ce qui suggère que pour ces personnes aucun gain substantiel ne peut être espéré suite à une migration. Pour les migrants en revanche, la différence est importante et significative (-3,99), traduisant une augmentation non négligeable du salaire horaire suite à la migration.

### **Robustesse des résultats**

Plusieurs tests ont été menés afin de tester la robustesse des résultats. Premièrement, une des sources potentielles de biais dans nos résultats provient du fait qu'il est difficile de tenir compte à la fois de l'auto-sélection des migrants et de celle liée à la participation au marché du travail. Dans la deuxième étape de notre procédure, nous avons donc estimé un modèle de sélection de Heckman, en exploitant les données sur l'ensemble des individus et non sur les seuls participants au marché du travail. La variable identifiante est le statut marital de l'individu, lequel est supposé affecter le choix de participer ou non au marché du travail mais ne pas avoir d'impact direct sur le salaire horaire. Les résultats obtenus au cours de la troisième étape n'ont pas été modifiés par ce changement, suggérant une importance négligeable du processus de sélection des participants au marché du travail. Deuxièmement, nous avons testé dans quelle mesure la sélection endogène des migrants internes aux pays de notre échantillon modifiait les résultats et n'avons pas non plus trouvé de différence. Enfin, puisque nos résultats reposent en partie sur la conversion des francs CFA courants en parité de pouvoirs d'achat, nous avons ré-estimé notre modèle en adoptant un système de conversion alternatif, obtenu auprès de la BANQUE MONDIALE (2003). De nouveau, cette modification n'a pas eu d'impact significatif sur nos résultats.

## **Conclusion**

En résumé, les résultats de ce chapitre apportent un éclairage intéressant sur les mouvements migratoires à l'intérieur de la zone UEMOA. Ils montrent d'abord

qu'en 2001, la Côte d'Ivoire restait le pays d'immigration le plus important de la région, et ce en dépit de la sévérité de la crise politique qui a démarré en 1999. Ils montrent ensuite que le Mali et le Burkina Faso ont été et sont encore les principaux pays d'émigration de la main-d'œuvre, très largement à destination de la Côte d'Ivoire. Le Bénin, le Niger et le Togo, quant à eux, sont à la fois des pays d'émigration et d'immigration. Quant au Sénégal il semble relativement marginal à la fois comme origine et comme destination des migrations intra-africaines. L'examen des caractéristiques des migrants révèle que ceux-ci tendent à être moins éduqués que les non-migrants, à la fois dans leur pays d'origine et de destination. Ils sont également plus probablement actifs dans le secteur informel et reçoivent des salaires plus faibles que les non-migrants. Les résultats de l'analyse économétrique suggèrent enfin que ne pas tenir compte des migrations internationales dans l'estimation des rendements de l'éducation conduit à une sur-estimation de ces rendements dans trois pays sur sept et à une sous-estimation dans deux autres pays. Toutefois, les différences de rendements entre capitales ne disparaissent pas, ce qui signifie qu'à côté des rémunérations, plusieurs autres facteurs interviennent dans l'explication du choix de résidence d'individus ayant des niveaux d'éducation semblables. Cela n'empêche pas que nous trouvions un impact très significatif des différences de rémunération sur le choix de résidence et que, toutes choses égales par ailleurs, les individus tendent à vivre dans les capitales où leur rémunération est la plus forte. Naturellement, notre échantillon n'est pas représentatif de l'ensemble de zone UEMOA, et les destinations retenues dans cette étude ne représentent pas l'ensemble des destinations possibles. Mais, alors que l'économie du développement est remplie d'interrogations sur l'explication de comportements apparemment irrationnels, nos résultats montrent que les choix de résidence d'un ensemble important d'Africains de l'Ouest, ne dévient pas systématiquement de ce que prédit la théorie économique standard.



# Les migrants de retour valorisent-ils leur capital ?

*Philippe DE VREYER*

*Flore GUBERT*

*Anne-Sophie ROBILLIARD*

## Introduction

Alors que la question des causes et des conséquences de la migration et des transferts a fait l'objet d'une attention grandissante au cours des dernières années, celle des déterminants et de l'impact de la migration de retour demeure peu étudiée. Cet état de fait est pour le moins surprenant dans la mesure où les migrants font souvent le choix de rentrer dans leur pays d'origine. À titre d'illustration, la migration des travailleurs en provenance de l'Europe du Sud vers l'Europe continentale entre les années 1950 et 1970 était une migration essentiellement temporaire, comme le montre BÖHNING (1984). Celui-ci estime en effet que « plus des deux tiers des travailleurs étrangers admis sur le territoire allemand et plus des quatre cinquièmes de ceux admis en Suisse sont rentrés » (cité par DUSTMANN, 2000). GLYTSOS (1988) estime quant à lui que sur le million de Grecs ayant émigré en Allemagne entre 1960 et 1984, 85 % sont rentrés au pays. DUSTMANN et WEISS (2007), enfin, estiment qu'environ 68 % des femmes et 60 % des hommes étrangers admis en Grande-Bretagne entre 1992 et 1994 s'y trouvaient encore cinq ans plus tard. En dépit d'un manque de données, la migration ouest-africaine est aussi souvent décrite comme étant de nature temporaire (ADEPOJU, 2005 ; BA, 2006). Ce n'est pas seulement vrai pour la migration au sein de la sous-région, mais également pour la migration inter-régionale et intercontinentale même si, dans ce dernier cas, les restrictions croissantes à l'immigration ont eu tendance à faire augmenter la durée des

séjours. Des flux de migrants de retour substantiels sont donc enregistrés depuis l'Europe vers l'Afrique de l'Ouest. D'après les enquêtes du Remuao (Réseau migrations et urbanisation en Afrique de l'Ouest) conduites simultanément dans sept pays en 1993, 111 000 individus âgés de plus de 15 ans ont migré d'un pays d'Afrique de l'Ouest vers l'Europe sur la période 1988-1992, et 33 000 étaient enregistrés dans le sens inverse sur la même période (BOCQUIER, 1998).

Les travaux empiriques examinant les liens entre migration de retour et développement sont trop peu nombreux et leurs résultats trop contrastés pour que des conclusions claires puissent en être tirées. L'impact observé paraît dépendre du volume de la migration de retour, des caractéristiques des individus qui rentrent, de l'importance et du sens de l'auto-sélection des migrants de retour, des facteurs à l'origine du retour et du climat économique et social prévalant dans le pays d'origine.

Nous mobilisons ici les données des enquêtes collectées dans les capitales économiques de sept pays d'Afrique de l'Ouest pour évaluer l'impact micro-économique de la migration de retour. Notre objectif est d'apporter un éclairage sur la question suivante : le capital financier accumulé et les compétences acquises à l'étranger sont-ils valorisés au moment du retour ? Nous traitons cette question en regardant dans quelle mesure les migrants de retour bénéficient d'une prime salariale lorsqu'ils occupent un emploi salarié ou d'une productivité supérieure lorsqu'ils s'établissent à leur compte.

Le chapitre se présente comme suit : la première section propose une revue de la littérature sur l'impact de la migration de retour pour les pays d'origine. Dans la deuxième section, nous présentons les données et proposons des statistiques descriptives sur les caractéristiques des migrants de retour que nous comparons à celles des immigrants et des non-migrants. Dans la troisième section, nous analysons les performances des migrants de retour sur le marché du travail, à travers l'estimation d'équations de gains et de fonctions de production. La conclusion synthétise les résultats et suggère de nouvelles pistes de recherche pour approfondir l'analyse.

## Une revue de la littérature empirique

Les travaux qui portent sur les performances des migrants de retour sur le marché du travail examinent dans quelle mesure ces derniers parviennent à mettre en application chez eux ce qu'ils ont appris à l'étranger, en comparant les salaires des migrants de retour à ceux de leurs concitoyens non-migrants (KIKER et TRAYNAHM, 1977 ; ENCHAUTEGUI, 1993 ; Co *et al.*, 2000 ; DE COULON et PIRACHA, 2005 ; ROTH et SAARELA, 2007). Des résultats contrastés émergent

de cette littérature. À partir de données collectées en 1980 auprès d'un échantillon de migrants portoricains rentrés des États-Unis au cours des années 1970, ENCHAUTGUI (1993) trouve que l'expérience à l'étranger n'est ni valorisée, ni pénalisée. L'explication privilégiée par l'auteur est que les migrants portoricains occupent des emplois peu qualifiés ne permettant pas l'acquisition de capital humain. À l'inverse, à partir d'un large panel de ménages hongrois, CO *et al.* (2000) trouvent que l'expérience migratoire n'est pas neutre et que les migrants de retour bénéficient d'une prime salariale sur le marché du travail. En outre, leurs résultats suggèrent que cette prime est plus élevée pour les femmes que pour les hommes et qu'elle varie selon le pays dans lequel le séjour en migration a été effectué. Ainsi, à caractéristiques identiques, les femmes ayant séjourné dans un pays de l'OCDE touchent à leur retour une rémunération plus élevée de 67 % en moyenne que celle versée à leurs homologues sans expérience migratoire, alors que les femmes de retour d'un pays situé hors de l'OCDE ne bénéficient d'aucune prime salariale. Jusqu'à présent, aucune étude quantitative de la sorte n'a été à notre connaissance réalisée sur des migrants de retour africains. Un travail mené sur des migrantes ghanéennes fait toutefois figure d'exception, qui conclut à un impact négligeable en raison du très faible niveau de qualification des emplois occupés par la plupart de ces femmes lors de leur séjour en migration (BRYDON, 1992). En pratique, même les migrants ayant acquis de l'expérience et de nouvelles compétences lors de leur séjour à l'étranger peuvent ne pas parvenir à en tirer profit lors de leur retour, notamment ceux originaires du milieu rural qui font le choix de s'y réinstaller (comme la majorité des migrants originaires du Mali). Il est en effet difficile de mettre en application des compétences techniques acquises par exemple dans le secteur industriel en milieu rural où les infrastructures sont défectueuses. En milieu urbain, où l'accès à l'emploi se fait bien souvent via des réseaux informels, les migrants peuvent en outre être pénalisés dans leur recherche d'emploi s'ils n'ont pas conservé de liens étroits avec leurs réseaux pendant qu'ils séjournaient à l'étranger.

Dans cette littérature, l'existence de biais de sélection constitue l'une des principales difficultés méthodologiques. On parle de biais de sélection lorsque les individus étudiés ont toutes les chances de présenter des caractéristiques différentes de celles qu'auraient des individus tirés au hasard au sein d'une population donnée. S'agissant des migrants (et des migrants de retour), la présence d'une auto-sélection est généralement démontrée (NAKOSTEEN et ZIMMER, 1980 ; BORJAS, 1987 ; BORJAS et BRATSBERG, 1996). Le processus de sélection est dit positif si les migrants qui prennent la décision de migrer (ou de rentrer dans le cas des migrants de retour) sont par exemple plus aptes ou plus motivés en moyenne que ceux qui ne migrent pas. À contrario, la sélection est négative si les migrants sont moins aptes ou moins motivés en moyenne que ceux qui ne migrent pas. Ignorer ce phénomène d'auto-sélection des migrants et des migrants de retour résulte en une estimation biaisée de la prime salariale attribuable à l'expérience acquise à l'étranger. DE COULON et PIRACHA (2005) le prennent donc largement en compte dans leur étude réalisée à partir de données

albanaises. Ils trouvent que les migrants de retour sont négativement sélectionnés par rapport aux non-migrants. En d'autres termes, les résultats de leur analyse suggèrent que si les migrants de retour avaient fait le choix de ne pas migrer, leurs performances sur le marché du travail albanais auraient été moins bonnes en moyenne que celles enregistrées par les non-migrants. À partir de données collectées auprès de migrants de retour hongrois, Co *et al.* (2000) abordent également cette question de la sélection et la traitent en estimant deux types d'équations de gains. Ils estiment d'abord une équation de gains par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), en incluant simplement parmi les régresseurs une variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'individu a vécu à l'étranger (0 sinon). Ils estiment ensuite la même équation de gains avec sélection par maximum de vraisemblance (MLE). Dans le cas des hommes, le coefficient obtenu pour la variable relative à l'expérience migratoire est plus faible dans l'estimation par MLE que par MCO. Ce résultat implique qu'une partie de l'effet positif de l'expérience migratoire sur le salaire obtenu par les MCO tient au processus de sélection positif des migrants. Autrement dit, les migrants de retour de l'échantillon auraient enregistré de meilleurs salaires que les non-migrants, même s'ils n'avaient pas fait le choix de séjourner un temps à l'étranger. Le résultat inverse est obtenu pour les femmes.

Quelques travaux empiriques se sont attachés à évaluer l'impact de la migration de retour sur la création de petites et moyennes entreprises (ILAH, 1999 ; McCORMICK et WAHBA, 2001 ; AMMASSARI, 2003 ; BLACK *et al.*, 2003 ; WAHBA, 2004 ; MESNARD, 2004 ; NICHOLSON, 2004). L'influence de l'expérience migratoire sur le développement du petit entrepreneuriat se fait au travers de deux canaux : l'épargne accumulée lors du séjour à l'étranger, qui vient pallier le fonctionnement imparfait du marché du crédit du pays d'origine, d'une part, et les compétences acquises à l'étranger, d'autre part. Dans le cas de l'Égypte, McCORMICK et WAHBA (2001) examinent la propension des migrants de retour à créer des petites entreprises et regardent l'influence respective de l'épargne accumulée à l'étranger, de l'expérience professionnelle acquise lors du séjour en migration et du niveau d'éducation formel de l'individu au moment de son départ. À l'aide des données de l'enquête-emploi de 1988, laquelle contient un module détaillé sur l'expérience migratoire des individus, ils cherchent à identifier les déterminants de la propension d'un migrant de retour à devenir entrepreneur. Les résultats de leur analyse suggèrent que l'épargne accumulée à l'étranger et la durée du séjour en migration sont deux facteurs importants de la propension à devenir entrepreneur parmi les individus instruits. En revanche, la durée du séjour en migration est sans effet sur cette propension lorsque l'analyse se focalise sur les individus non instruits. ILAH (1999) investit la même question dans le cas du Pakistan et trouve que l'épargne accumulée à l'étranger est également un des facteurs qui autorise les migrants de retour à se lancer dans une activité entrepreneuriale. Dans le cas de l'Afrique de l'Ouest, un projet de recherche porté par le Centre for Migration Research de l'université du Sussex s'est intéressé aux liens entre migration, retour et développement, en opérant une distinction entre les migrants de retour très qualifiés et non qualifiés

au Ghana et en Côte d'Ivoire<sup>1</sup>. Bien que les analyses soient qualitatives et que la petite taille des échantillons impose de considérer les résultats avec une certaine prudence, les auteurs identifient une liste de variables clés influençant la propension des migrants à investir dans une activité : le niveau de qualification des migrants, la durée de leur séjour à l'étranger, l'expérience professionnelle acquise en migration, les conditions de travail, ainsi que les contacts avec les amis et parents au moment du retour.

## Données et statistiques descriptives

Les données utilisées sont issues des phases 1 et 2 des *enquêtes 1-2-3* du projet Parstat, présentées en introduction du livre.

En restreignant l'échantillon à l'ensemble des individus âgés de plus de 15 ans, nous débutons l'analyse en comparant les caractéristiques moyennes des migrants de retour avec celles des non-migrants et des immigrants. Sont considérés comme non-migrants les individus qui n'ont jamais quitté le pays dans lequel ils sont nés, comme immigrants les individus non-natifs et non-citoyens du pays dans lequel ils ont été enquêtés et comme migrants de retour les individus nés dans le pays dans lequel ils ont été enquêtés (ou qui en ont la nationalité), qui ont vécu à l'étranger et en sont rentrés. Parmi eux, il est possible de distinguer les individus dont le séjour en migration s'est fait dans un pays de l'UEMOA, ceux dont le séjour s'est fait dans un pays de l'OCDE, et ceux enfin dont le séjour s'est fait dans un autre pays. Comme nous le verrons, ces trois catégories de migrants présentent des caractéristiques contrastées. Dans la mesure où les *enquêtes 1-2-3* n'ont pas été conçues pour aborder spécifiquement le thème des migrations, elles ne fournissent malheureusement que très peu d'informations sur l'expérience migratoire des individus. En particulier, aucune information n'est disponible sur leur date de départ en migration le cas échéant, la région dans laquelle ils résidaient au moment de leur départ, la durée de leur séjour à l'étranger (et si la migration était temporaire, saisonnière, circulaire ou permanente), leur statut familial et professionnel à l'étranger, etc. Rien ne permet de savoir non plus si leurs parents étaient eux-mêmes des migrants. L'échantillon total comprend 58 459 individus âgés de 15 ans et plus (tableau 1). Parmi eux, 3 594 sont des migrants de retour, dont la majorité (88 %) proviennent d'un pays non-membre de l'OCDE. Les migrants de retour représentent donc une petite fraction de la population âgée de 15 ans et plus dans les sept capitales étudiées. La part moyenne est de 4,8 %, mais elle varie sensiblement entre les villes, allant de 1,9 % à Dakar (Sénégal) à 13,3 % à Lomé

1. Ce projet, achevé en 2003, s'intitule « *Transnational Migration, Return and Development in West Africa* ». Les lecteurs intéressés peuvent consulter le site du projet : <http://www.sussex.ac.uk/Units/SCMR/research/transrede/>

Tableau 1  
Statistiques descriptives selon le statut migratoire

Caractéristiques	Non-migrants	Migrants de retour				Immigrants	Total
		UEMOA	OCDE	Autre	Tous		
Nb d'observations	52 267	2 162	390	1 042	3 594	2 598	58 459
Structure	88,5	2,8	0,6	1,4	4,8	6,7	100,0
Âge	31,0 (13,7)	34,8 (15,1)	40,3 (14,6)	36,1 (15,8)	35,9 (15,3)	34,1 (12,2)	31,4 (13,7)
% d'hommes	48,1	50,3	62,0	47,3	50,8	58,6	49,0
% de mariés	42,7	54,4	60,9	55,4	55,5	62,4	44,6
Éducation en années	5,6 (4,9)	5,6 (5,2)	11,1 (6,7)	5,5 (5,0)	6,3 (5,7)	3,0 (4,6)	5,5 (5,0)

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1, 2001-2003, INS, Afristat, Dial, individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

Note : écarts types entre parenthèses.

(Togo)<sup>2</sup>. Dans cinq villes sur sept, la part des migrants de retour est supérieure à celle des immigrants. Les deux villes à part sont Abidjan (Côte d'Ivoire) où la part des immigrants dans la population est très élevée (15,4 %) et celle des migrants de retour comparativement faible (2,1 %), et Niamey (Niger) où ces deux proportions sont faibles (4,3 % et 3,2 % respectivement).

La phase 2 des enquêtes 1-2-3 porte sur un échantillon d'unités de production informelles (UPI), dont les dirigeants ont été identifiés au cours de la phase 1. L'échantillon total compte 6 619 UPI. L'enquête fournit des informations détaillées sur la production et/ou les ventes, les coûts de production, les caractéristiques des employés et le capital physique de chaque UPI. Elle fournit également des informations sur les caractéristiques des UPI au moment de leur création, leur mode de financement, etc.

Les migrants de retour présentent-ils des caractéristiques différentes de celles des non-migrants ou de celles des immigrants ? Comme le suggère la revue de littérature, les migrants et les migrants de retour sont des individus « auto-sélectionnés » qui, sur la base de leurs caractéristiques, observables ou non observables, font le choix de migrer après avoir comparé les avantages et inconvénients associés au fait de vivre dans un lieu donné plutôt que dans un autre. On s'attend donc à ce que les migrants de retour présentent des caractéristiques en moyenne différentes de celles des non-migrants et des immigrants. De fait, des différences significatives existent dans les données, non seulement entre ces trois groupes, mais aussi entre les migrants de retour qui proviennent d'un pays de l'OCDE et ceux qui proviennent d'un pays non-membre de l'OCDE. Il en est ainsi pour l'âge, le sexe, le statut matrimonial et le niveau d'éducation.

2. Des statistiques descriptives désagrégées par pays sont présentées dans DEVREYER et al. (2010 a).

Tableau 2  
Régressions MCO de l'éducation sur les caractéristiques individuelles

Variables explicatives du modèle	Coefficient	P> t
<b>Sexe et âge</b>		
Homme (= 1)	2,242	0,000***
Âge	0,085	0,000***
Âge au carré	-0,002	0,000***
<b>Religion</b>		
Catholique	2,758	0,000***
Protestant	2,977	0,000***
Autre	1,151	0,000***
<b>Statut migratoire [réf = non-migrant]</b>		
Migrant de retour de l'OCDE	0,555	0,000***
Migrant de retour de l'UEMOA	5,969	0,000***
Migrant de retour d'un autre pays	0,020	0,890
Immigrant	-1,995	0,000***
<b>Indicatrice ville</b>		
Constante	2,621	0,000***
Nombre d'observations	58,058	
R <sup>2</sup>	0,1478	

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

Note : \*significatif au seuil de 10 % ; \*\*significatif au seuil de 5 % ; \*\*\*significatif au seuil de 1 %.

Comparés aux non-migrants, les migrants de retour sont plus âgés de 5 ans en moyenne, sont plus souvent des hommes (50,8 % contre 48,1 %), sont plus souvent mariés et sont plus instruits (tableau 1). Les différences observées apparaissent également fortes entre migrants de retour provenant ou non d'un pays de l'OCDE : les premiers sont plus âgés de 5 ans en moyenne et sont bien plus souvent des hommes (62,0 % contre 49,3 %). Le fait que les migrants de retour soient plus âgés n'est guère surprenant puisque l'échantillon des non-migrants inclut des futurs migrants. La même raison peut expliquer que les immigrés en provenance de l'Afrique de l'Ouest soient plus âgés que les non-migrants, mais moins que les migrants de retour.

Du point de vue de leur éducation, les migrants de retour sont plus instruits en moyenne que les non-migrants mais, là encore, des différences très importantes existent entre les migrants provenant d'un pays de l'OCDE (plus de 11 années d'éducation achevées en moyenne), ceux provenant d'un pays d'Afrique de l'Ouest (5,6 années) et ceux provenant d'un autre pays (5,5 années). Ce résultat par ailleurs ne semble pas être tiré par la composition démographique des différents échantillons. Comme le montre le tableau 2, en effet, les différences de

niveau d'éducation persistent même lorsque l'on neutralise l'effet des variables de sexe, d'âge et de religion. Le niveau d'éducation élevé des migrants de retour des pays de l'OCDE peut avoir deux origines, non nécessairement exclusives l'une de l'autre. D'abord, il est possible que les individus les plus instruits tirent davantage profit d'un séjour dans un pays développé si les rendements du capital humain y sont plus élevés. Ensuite, il est également possible que les individus migrent pour poursuivre leurs études, ce qui implique mécaniquement que les migrants soient plus instruits en moyenne que les non-migrants<sup>3</sup>. Selon que la première ou la seconde explication domine, les implications diffèrent. Si les individus quittent leur pays une fois instruits pour tirer les plus hauts rendements possibles de leur capital humain, alors cette fuite de cerveaux peut nuire au développement du pays d'origine (BHAGWATI, 1972 ; BHAGWATI et HAMADA, 1974 ; USHER, 1977 ; BLOMQUIST, 1986 ; HAQUE et KIM, 1995), à moins qu'une proportion suffisante de migrants retourne dans son pays d'origine et avec suffisamment de nouvelles compétences pour compenser la perte initiale, ou que l'incitation à migrer soit à l'origine d'une augmentation nette du nombre d'individus instruits dans le pays (STARK *et al.*, 1997 ; BEINE *et al.*, 2001, 2003).

## Les performances des migrants de retour sur le marché du travail au sein de l'UEMOA

### **Situation dans l'emploi des migrants de retour**

À l'instar des autres pays en développement, une situation dans l'emploi « meilleure » ou privilégiée en Afrique de l'Ouest est généralement synonyme d'un emploi formel salarié, dans les secteurs public ou privé, ou associée au statut d'entrepreneur dans l'un ou l'autre de ces secteurs<sup>4</sup>. Par opposition, la situation la moins favorable est celle qui correspond au statut de travailleur dans le secteur informel. Compte tenu des caractéristiques des migrants de retour, notamment en termes d'éducation, on peut s'attendre à ce que leur situation dans l'emploi soit meilleure que celle des non-migrants. Les statistiques descriptives présentées dans le tableau 3 confirment cette intuition : les migrants de retour sont dans une situation plus favorable sur le marché du travail que les non-migrants, et ce d'autant plus s'ils résidaient dans un pays membre de l'OCDE.

3. Malheureusement, les enquêtes ne fournissent pas d'information sur l'âge au moment du départ en migration. Il ne nous est donc pas possible de privilégier une explication plutôt qu'une autre.

4. Les entrepreneurs des secteurs formel ou informel sont les individus qui déclarent avoir des employés, que ceux-ci soient salariés, aides familiaux non rémunérés ou apprentis. Les individus à leur compte qui n'ont pas d'employés ne sont pas inclus dans cette catégorie.

Tableau 3  
Situation dans l'emploi – Participation au marché du travail

Caractéristiques	Non-migrants	Migrants de retour				Immigrants	Total
		UEMOA	OCDE	Autre	Tous		
Participation	57,2	59,3	63,8	68,2	62,4	74,5	58,6
% de salariés du public	5,4	5,3	18,1	3,4	6,3	0,9	5,1
% de salariés du formel privé	7,8	6,6	16,9	5,1	7,4	8,5	7,8
% d'entrepreneurs	3,1	4,0	11,2	5,7	5,4	8,3	3,6
% de travailleurs informels	83,7	84,1	53,8	85,8	80,9	82,3	83,5
Revenus individuels en milliers de FCFA*	55,9	54,7	227,1	46,0	73,4	57,6	56,9

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs. (\*) Évalués en tenant compte de la parité des pouvoirs d'achat, de sorte que les revenus moyens sont comparables d'une ville à l'autre.

En moyenne, la participation des migrants de retour sur le marché du travail est plus élevée que celle des non-migrants, même s'il existe des disparités fortes entre les capitales. Alors que la participation est sensiblement plus élevée à Abidjan, Niamey et Dakar, elle est plus faible à Ouagadougou, Bamako et Lomé. Cependant, lorsque l'on se focalise sur les migrants de retour d'un pays membre de l'OCDE, leur participation au marché du travail est systématiquement plus élevée que celle des non-migrants, avec des écarts parfois substantiels. En dehors de ce groupe, les migrants provenant d'un pays hors UEMOA et hors OCDE se révèlent eux aussi avoir une participation au marché du travail particulièrement élevée. En ce qui concerne le statut dans l'emploi des individus actifs, aucune différence significative n'est observée entre migrants de retour et non-migrants, sauf lorsque l'échantillon des migrants est restreint aux seuls migrants de retour d'un pays de l'OCDE. À titre d'illustration, la proportion d'individus occupant un emploi salarié dans le secteur public atteint 18 % parmi les migrants de retour d'un pays de l'OCDE contre 5,4 % parmi les non-migrants et 5,3 % parmi les migrants de retour d'un pays de l'UEMOA. Le même écart s'observe pour les individus occupant un emploi salarié dans le secteur privé formel (16,9 % contre 7,8 %) et pour ceux ayant le statut d'entrepreneur (11,2 % contre 3,1 %). Il semble donc que les individus en provenance de l'OCDE aient accès à des emplois plus protégés, tandis que leurs homologues de retour de l'UEMOA sont dans une situation sur le marché de l'emploi comparable à celle des non-migrants.

Étant donné la proportion plus forte de migrants de retour dans les emplois formels ou dans les postes à responsabilité, il n'est pas étonnant que la proportion de ceux travaillant dans le secteur informel à leur compte ou en tant qu'employeurs soit comparativement faible. Là encore, la situation des migrants de retour d'un pays non-membre de l'OCDE paraît assez comparable à celle des non-migrants.

La forte participation des migrants de retour ayant résidé dans un pays de l'OCDE dans le secteur formel s'explique par leur niveau d'éducation élevé,

mais peut signifier également qu'ils aient acquis à l'étranger des compétences spécifiques, valorisées dans le secteur formel (ils peuvent par exemple être au fait des législations étrangères utiles dans les secteurs d'exportation<sup>5</sup>). Afin de tester la validité de cet argument, il est instructif d'examiner dans quelle mesure la plus forte participation des migrants de retour d'un pays de l'OCDE dans les secteurs formels publics ou privés ou dans les postes à responsabilité persiste une fois neutralisé l'effet de toutes les autres caractéristiques individuelles. Pour ce faire, nous estimons un modèle multinomial de choix d'activité sur l'échantillon total des individus actifs (tableau 4). Les résultats montrent qu'une fois neutralisé l'effet de toutes les autres caractéristiques individuelles des migrants de retour, la probabilité de travailler dans le secteur formel est en réalité plus faible pour les migrants de retour, quel que soit leur pays de provenance, que pour les non-migrants. Ainsi, l'accès privilégié des migrants de retour d'un pays de l'OCDE aux postes offerts par le secteur public tient davantage à leur niveau d'éducation élevé qu'à d'éventuelles compétences acquises lors du séjour à l'étranger. En effet, une fois neutralisé l'effet de l'éducation, l'avantage relatif des migrants de retour disparaît et devient même un désavantage relatif. Ce dernier résultat peut tenir à la perte de capital social due à la migration. La probabilité d'avoir un travail salarié dans le secteur privé formel est également plus faible pour les migrants de retour d'un pays non-membre de l'UEMOA et non-membre de l'OCDE mais, en dehors de ces cas particuliers, les migrants de retour ne semblent ni mieux ni moins bien lotis pour accéder à ce type d'emploi. Enfin, la probabilité d'être entrepreneur dans le secteur formel ou informel apparaît plus forte chez les migrants de retour d'un pays de l'OCDE, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat peut être lié à l'acquisition d'un capital « spécifique » acquis lors du séjour en migration ou à l'accumulation d'une épargne nécessaire au démarrage de toute nouvelle activité. Il est également possible que les migrants de retour deviennent auto-entrepreneurs faute d'avoir accès aux emplois offerts par le secteur formel. En raison de leur réseau social moins dense, les chances d'intégrer le secteur formel peuvent être en effet plus faibles (si l'on ne tient pas compte des caractéristiques d'éducation) pour les migrants de retour que pour les non-migrants. En revanche, pour les autres migrants de retour, l'expérience migratoire est sans effet.

Dans la mesure où les migrants de retour d'un pays de l'OCDE présentent de meilleures caractéristiques individuelles et occupent des emplois plus favorables sur le marché du travail, leurs rémunérations sont en moyenne plus élevées que celles des non-migrants (tableau 3). Nous examinerons dans la suite de ce chapitre si ce résultat tient une fois neutralisé l'effet des caractéristiques individuelles et des biais de sélection.

Les migrants de retour ont-ils accès à l'emploi par les mêmes canaux que les non-migrants ? Les statistiques présentées dans le tableau 5 suggèrent une

5. La petite taille de l'échantillon des migrants de retour en provenance d'un pays de l'OCDE empêche malheureusement de présenter des statistiques descriptives à un niveau plus désagrégé que celles fournies par le tableau 3. Il nous est donc impossible de connaître la proportion de migrants de retour travaillant dans les secteurs tournés vers l'exportation.

Tableau 4  
Régressions logit multinomial des statuts dans l'emploi (effets marginaux)

Variables explicatives du modèle	Hommes		Femmes	
	Coefficient	P> t	Coefficient	P> t
<b>1 = salarié du public</b>				
Éducation	0,021	0,000***	0,006	0,000***
Expérience potentielle	0,011	0,000***	0,002	0,000***
Expérience potentielle <sup>2</sup>	0,000	0,000***	0,000	0,000***
<b>Statut migratoire [réf = non-migrant]</b>				
Migrant de retour de l'OCDE	-0,041	0,000***	-0,003	0,032**
Migrant de retour de l'UEMOA	-0,029	0,004***	-0,004	0,147
Migrant de retour d'un autre pays	-0,044	0,000***	-0,007	0,000***
Immigrants	-0,075	0,000***	-0,011	0,000***
<b>2 = salarié du privé</b>				
Éducation	0,025	0,000***	0,011	0,000***
Expérience potentielle	0,014	0,000***	0,002	0,000***
Expérience potentielle <sup>2</sup>	0,000	0,000***	0,000	0,000***
<b>Statut migratoire [réf = non-migrant]</b>				
Migrant de retour de l'OCDE	0,005	0,784	0,004	0,507
Migrant de retour de l'UEMOA	-0,007	0,821	0,021	0,236
Migrant de retour d'un autre pays	-0,045	0,017**	-0,018	0,002***
Immigrant	-0,055	0,000***	-0,005	0,359
<b>2 = entrepreneur</b>				
Éducation	0,005	0,000***	0,004	0,000***
Expérience potentielle	0,006	0,000***	0,002	0,000***
Expérience potentielle <sup>2</sup>	0,000	0,000***	0,000	0,011**
<b>Statut migratoire [réf = non-migrant]</b>				
Migrant de retour de l'OCDE	0,002	0,862	-0,006	0,272
Migrant de retour de l'UEMOA	0,078	0,010**	0,115	0,007***
Migrant de retour d'un autre pays	0,009	0,487	0,000	0,977
Immigrant	0,002	0,769	0,016	0,019
<b>Indicatrices ville</b>		<b>Incluses</b>		<b>Incluses</b>
Observations	18,436		14,806	
R <sup>2</sup>	0,1823		0,2998	

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

Note : le statut de référence est « travailleurs informel ». \*significatif au seuil de 10 % ; \*\*significatif au seuil de 5 % ; \*\*\*significatif au seuil de 1 %.

Tableau 5  
Situation dans l'emploi – Mode d'accès à l'emploi actuel

Caractéristiques	Non-migrants	Migrants de retour				Immigrants	Total
		UEMOA	OCDE	Autre	Tous		
Relations personnelles	42,1	36,2	22,8	37,9	35,0	38,7	41,4
Directement auprès de l'employeur	9,9	9,9	19,0	7,3	10,3	7,2	9,7
Petites annonces ou ANE	1,3	1,6	6,2	1,4	2,1	0,5	1,3
Concours	13,5	7,9	16,8	7,5	8,9	2,9	12,3
Initiative personnelle	31,4	42,3	27,9	44,5	41,2	49,7	33,5
Autre	1,9	2,1	7,4	1,5	2,6	1,0	1,8
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

réponse négative. Les migrants de retour semblent en effet moins prendre appui sur leur réseau social que les non-migrants (35,0 % pour les premiers contre 42,1 % pour les seconds). L'écart entre les deux groupes est encore plus large si l'échantillon des migrants de retour est restreint aux seuls individus en provenance d'un pays de l'OCDE. La perte relative de capital social mentionnée plus haut pourrait être à l'origine de ce résultat. Toutefois, la question de savoir si ces différences tiennent une fois neutralisé l'effet des caractéristiques individuelles et du type d'emploi occupé demeure.

Les données utilisées portent sur un échantillon d'individus résidant au sein d'une capitale d'Afrique de l'Ouest. En conséquence, seuls les migrants faisant le choix de résider en ville à leur retour de l'étranger sont observés, lesquels peuvent ne pas être représentatifs de l'ensemble des migrants de retour. Pour mesurer la représentativité de notre échantillon, il faudrait pouvoir comparer les caractéristiques moyennes de ces migrants de retour à celles des migrants de retour s'installant en milieu rural. Mais le manque de données rend malheureusement cette comparaison impossible. Néanmoins, on peut penser que deux types de biais sont présents : d'abord, les migrants de retour choisissant de résider dans la capitale économique sont probablement en moyenne plus instruits ou plus qualifiés que ceux qui font le choix de résider dans une ville secondaire ou en milieu rural ; ensuite, il est vraisemblable que la part des migrants provenant d'un pays de l'OCDE est plus élevée dans la capitale que dans les autres villes ou régions.

Il est probable que le choix des migrants de retour de séjourner en ville plutôt qu'à la campagne est corrélé avec leur milieu de résidence au moment de leur départ en migration. Il est dans cette perspective instructif de comparer le lieu de résidence des migrants de retour en fonction du milieu dans lequel ils résidaient au moment de leur départ. Une telle information est disponible dans le cas du Sénégal (BA, 2006). Dans ce pays, les migrants originaires de Dakar ont une chance bien plus forte de migrer vers un pays membre de l'OCDE que les

migrants originaires d'une autre région : près de 75 % d'entre eux ont en effet migré vers l'Europe, les États-Unis ou le Canada, contre seulement 40 % pour les migrants provenant du milieu rural.

Nous allons maintenant estimer des équations de gains pour évaluer l'impact de l'expérience migratoire sur les salaires. Puis nous regarderons si les migrants de retour s'avèrent être des entrepreneurs plus productifs en moyenne que les non-migrants, en exploitant l'échantillon des patrons et des individus travaillant à leur propre compte identifiés lors de la phase 1<sup>6</sup>.

### Expérience à l'étranger et gains

La performance sur le marché du travail des migrants de retour est dans un premier temps analysée à travers l'estimation d'un modèle individuel de gains. On considère la spécification suivante pour l'équation de gains :

$$\ln Y_i = X_i \beta + RM_i \alpha + e_i \quad (1)$$

où  $\ln Y$  est le log des gains horaires,  $\beta$  et  $\alpha$  sont des vecteurs de coefficients,  $e$  est le terme d'erreur, la matrice  $X$  inclut des variables sur les caractéristiques individuelles et  $RM$  est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 si l'individu est un migrant de retour et 0 sinon.

Nous restreignons l'estimation de l'équation (1) à l'échantillon des travailleurs salariés. L'impact de la migration de retour sur le niveau de rémunération des travailleurs indépendants et des entrepreneurs sera étudié dans la section suivante.

Afin d'estimer correctement l'impact de la migration de retour sur les gains, il est nécessaire de contrôler la sélection des migrants de retour. Cela peut être fait à travers un modèle de traitement dans lequel les migrants de retour constituent la population « traitée » et les non-migrants la population de « contrôle ». La « qualité » du « traitement » dépend néanmoins de la destination des migrants. Comme suggéré dans la partie descriptive ci-dessus, les migrants de retour ne constituent pas un groupe homogène : ceux de retour d'un pays de l'OCDE diffèrent de manière significative des autres migrants de retour. Comme les individus choisissent dans une certaine mesure le « traitement » qu'ils reçoivent (à travers leur destination de migration), nous avons choisi de conduire des régressions séparées, c'est-à-dire une pour chacun de trois groupes de migrants de retour : migrants de retour d'un pays membre de l'UEMOA ; migrants de retour d'un pays de l'OCDE ; migrants de retour d'un autre pays. Dans chacune des régressions, l'échantillon des « traités » est celle des migrants de retour tandis que le groupe de contrôle est constitué des non-migrants. Les immigrants sont exclus des échantillons.

6. L'activité de ces entreprises informelles est couverte par la phase 2 de l'enquête 1-2-3. Les micro-entreprises « formelles » (c'est-à-dire celles dotées d'une comptabilité écrite et/ou d'un numéro d'enregistrement) ne sont donc pas incluses dans l'échantillon.

L'auto-sélection des migrants de retour n'est qu'une sélection (potentiellement) endogène parmi d'autres. Co *et al.* (2000) contrôlent pour un double processus d'auto-sélection : la participation au marché du travail et la migration de retour. Leur modèle est estimé par maximum de vraisemblance et il autorise les termes d'erreur de l'équation de gains et des équations de participation et de migration à être corrélés. Dans le cas présent, nous aurions voulu estimer un modèle qui permette de contrôler la sélection pour la participation au marché du travail et, au sein des participants, la sélection dans le groupe des salariés. L'estimation d'un tel modèle n'a néanmoins pas été possible étant donné les données disponibles.

Le modèle de traitement que nous estimons est donc donné par l'équation (1) à laquelle est adjointe une équation qui décrit la probabilité d'être un migrant de retour :

$$RM_i^* = Q_i'\xi + u_i \quad (2)$$

où  $RM^*$  est une variable latente inobservée qui mesure la propension à être un migrant de retour. Sous l'hypothèse de normalité du vecteur des termes d'erreur  $(e_i, u_i)$ , le modèle peut être estimé par maximum de vraisemblance (MLE) ou en deux étapes (TWOS).

L'identification correcte du modèle structurel complet requiert de disposer d'instruments valides pour le modèle de migration. Co *et al.* (2000) utilisent la localité de naissance d'un individu pour instrumenter la probabilité d'être un migrant de retour, tandis que DE COULON et PIRACHA (2005) utilisent le nombre de dépendants dans le ménage, la population dans la ville de résidence et la religion. Le nombre de dépendants dans le ménage peut être un bon instrument si une contrainte budgétaire plus forte constitue un déterminant de la migration tout en n'ayant pas d'impact direct sur l'équation de gains. La religion et le nombre de dépendants dans le ménage n'ont pu être utilisés dans cette étude pour différentes raisons. Dans certains pays (par exemple le Sénégal), la religion n'offre pas de variabilité suffisante dans l'échantillon pour expliquer la migration. Quant au nombre de dépendants, il est uniquement observé au moment de l'enquête, et l'on peut concevoir qu'il soit très différent de ce qu'il était lors du départ et du retour du migrant. La localité de naissance d'un individu est un bon instrument s'il existe des variations spatiales dans la probabilité de migrer, liées par exemple à des variations de l'environnement géographique ou des attitudes « traditionnelles » vis-à-vis de la migration. Dans notre cas, nous ne pouvons utiliser cette variable car elle n'est pas précisément observée pour tous les individus. À la place, nous utilisons la proportion de migrants de retour dans le quartier de résidence (en excluant le ménage du migrant dans le calcul), ce qui devrait capturer le même type de variations que la localité de naissance. Notre second instrument est le type d'activité du père lorsque l'individu avait 15 ans. Ces deux instruments devraient expliquer la migration sans pour autant avoir un impact direct sur l'équation de gains.

Afin d'évaluer l'importance et le signe des biais résultant des deux processus de sélection, nous reportons également les estimations de l'équation de gains par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

Tableau 6  
Coefficient de la variable indicatrice « Migrant de retour » dans les équations de gains

Échantillon sur lequel le modèle est estimé	Signification des lignes	Migrants de retour d'un pays de l'UEMOA			Migrants de retour d'un pays de l'OCDE			Migrants de retour d'un autre pays		
		MCO	MLE	TWOS	MCO	MLE	TWOS	MCO	MLE	TWOS
Hommes	Coefficient	-0,0118	0,0625	0,185	0,166**	0,384**	0,396*	-0,0631	0,0625	0,185
	(erreur standard)	(0,0409)	(0,140)	(0,220)	(0,0729)	(0,193)	(0,205)	(0,0587)	(0,140)	(0,220)
	Corrélation		-0,059			-0,19			-0,0590	
Femmes	Coefficient	0,075	0,703***	0,244	0,309***	0,907***	0,744***	0,107	0,0206	0,0783
	(erreur standard)	(0,055)	(0,119)	(0,218)	(0,106)	(0,175)	(0,238)	(0,0961)	(0,414)	(0,396)
	Corrélation		-0,536***			-0,574***			0,0684	
Tous	Coefficient	0,0359	0,292**	0,367**	0,241***	0,681***	0,751***	-0,00904	0,0389	0,128
	(erreur standard)	(0,0332)	(0,143)	(0,163)	(0,0608)	(0,122)	(0,161)	(0,0508)	(0,150)	(0,239)
	Corrélation		-0,205*			-0,380***			-0,0353	

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

Note : le statut de référence est « travailleurs informel ». \*significatif au seuil de 10 % ; \*\*significatif au seuil de 5 % ; \*\*\*significatif au seuil de 1 %.

MCO : estimation par les moindres carrés ordinaires ; MLE : estimation par le maximum de vraisemblance ; TWOS : estimation en deux étapes.

Afin de valider statistiquement notre choix d'instruments, nous examinons le pouvoir explicatif joint des deux variables dans les équations de première étape et procédons à des tests de suridentification. Nous profitons également de l'existence de deux estimateurs alternatifs (TWOS et MLE) pour estimer notre modèle de traitement. Sous l'hypothèse de la bonne spécification du modèle, ces deux estimateurs devraient en effet donner des résultats équivalents asymptotiquement<sup>7</sup>. Nous considérons ainsi valides et fiables les résultats des estimations qui sont statistiquement identiques avec l'une ou l'autre approche. L'estimation du coefficient de la variable « migrant de retour » dans un modèle de traitement estimé alternativement sur le sous-échantillon des migrants de retour d'un pays de l'UEMOA (colonnes 1a, pour l'estimation MCO, 1b pour l'estimation MLE et 1c pour l'estimation TWOS), de l'OCDE (colonnes 2a, 2b et 2c) et d'un autre pays (colonnes 3a, 3b et 3c) est indiquée dans le tableau 6. Les régressions ont été conduites séparément pour les hommes et les femmes, puis pour l'échantillon complet<sup>8</sup>.

7. Nous remercions un relecteur anonyme pour nous avoir suggéré d'utiliser cette propriété.

8. L'ensemble des résultats est disponible sur le site associé à l'ouvrage (<http://www.dial.ird.fr/publications>).

Nos résultats indiquent que le contrôle de l'auto-sélection dans la migration modifie de manière très importante les estimations. Quels que soient le pays de retour de migration et le sexe de l'individu, le coefficient estimé par les estimations MCO est systématiquement moins élevé que celui obtenu par les estimations MLE et TWOS, bien que la différence ne soit pas toujours significative. Cela suggère que les migrants sont sélectionnés « négativement » dans leur population d'origine. En d'autres termes, ils partagent des caractéristiques inobservables qui, toutes choses égales par ailleurs, les conduisent à avoir des gains inférieurs aux non-migrants. Cela est confirmé par la valeur négative du coefficient de corrélation entre les termes d'erreur des équations de gains et de migration (-0,38, significatif au seuil de 1 % dans l'échantillon complet). Ce résultat peut paraître assez surprenant dans la mesure où l'on fait généralement l'hypothèse que les migrants sont positivement sélectionnés. Un résultat similaire est néanmoins obtenu par DE COULON et PIRACHA (2005) sur des données albanaises. Cela suggère que les individus qui sont partis à l'étranger ne disposent pas de certaines qualités inobservables qui les avantageraient sur le marché du travail local. En faisant le choix de la migration, ils acquièrent néanmoins des compétences que le marché local rémunère sous forme d'une prime salariale.

Lorsque les hommes et les femmes sont rassemblés dans le même échantillon, les résultats obtenus suggèrent que les migrants de retour d'un pays de l'OCDE ou d'un pays de l'UEMOA ont des salaires plus élevés. Lorsqu'en revanche les hommes et femmes sont considérés séparément, les résultats pour les migrants de retour d'un pays de l'UEMOA sont tirés uniquement par les femmes. Les résultats des estimations MLE et TWOS diffèrent néanmoins significativement pour cet échantillon. On peut donc suspecter que le modèle n'est pas correctement spécifié et le résultat n'est donc pas retenu. À l'inverse, les résultats pour les migrants de retour d'un pays de l'OCDE apparaissent bien plus robustes puisqu'aucune différence significative n'apparaît entre les résultats des estimations MLE et TWOS. Étant donné que l'estimateur MLE est plus efficace, nous ne commentons dans ce qui suit que les résultats obtenus avec cet estimateur. Quand les hommes et les femmes sont rassemblés dans le même échantillon, la prime salariale de migration est estimée à 68 % du salaire. Lorsqu'hommes et femmes sont considérés séparément, la prime salariale de migration apparaît bien plus élevée pour les femmes que pour les hommes (+91 % contre « seulement » +38 %).

À partir des données du Hungarian Household Panel Survey, Co *et al.* (2000) trouvent un résultat similaire : les femmes qui reviennent d'une migration dans un pays de l'OCDE reçoivent une prime à la migration de 67 % sur le marché du travail hongrois. Selon les auteurs, le niveau élevé de la prime pourrait s'expliquer par des compétences acquises à l'étranger. Pendant leur expérience migratoire, les femmes ont acquis une connaissance du mode de fonctionnement des économies occidentales, et cette connaissance est valorisable dans un pays comme la Hongrie qui était dans une phase de transition vers l'économie de marché au moment où les données de l'enquête ont été collectées. Dans notre cas, une explication similaire peut être donnée. Comme les différences de développement entre les pays de l'UEMOA et de l'OCDE sont très importantes, on peut s'attendre à

ce que les travailleurs ayant une expérience de travail dans un pays occidental aient acquis des compétences valorisables sur le marché du travail africain, ce qui explique le niveau des primes salariales « à la migration ». Le fait que les femmes reçoivent des primes plus élevées que les hommes est néanmoins plus difficile à expliquer. Les erreurs de mesure dans la variable d'expérience pourraient être une explication plausible. En effet, la mesure de l'expérience professionnelle des femmes est sujette à des erreurs du fait du caractère discontinu de cette participation. Si les femmes non migrantes ont plus d'enfants (et ont donc des interruptions de carrières plus fréquentes) que les femmes qui ont passé du temps à l'étranger, alors l'expérience potentielle des femmes non migrantes souffre d'un biais plus élevé que celle des femmes migrantes de retour. Le coefficient de la variable « migrant de retour » capturerait alors une partie de ce biais. Nous n'avons malheureusement pas de données appropriées pour tester cette hypothèse, car nous ne connaissons pas le nombre d'enfants par femme. Nous avons introduit le nombre d'enfants dans le ménage dans l'ensemble des régresseurs (qui est un *proxy* assez faible du nombre d'enfants par femme, étant donné la forte prévalence de la polygamie et surtout du « confiage » en Afrique de l'Ouest), mais cet ajout ne modifie pas significativement les résultats.

Tous les résultats présentés reposent sur la validité des instruments. Nous présentons les valeurs de la statistique du test du  $\chi^2$  pour les variables indiquant l'activité du père et pour la proportion de migrants de retour dans le quartier dans les tableaux 7 et 8. Les valeurs de ces statistiques sont également présentées lorsque les deux variables sont ajoutées à l'équation de gains. Les chiffres du tableau 7 montrent que les variables indiquant l'activité du père sont toujours très significatives dans l'équation de migration, à l'exception de la régression portant sur l'échantillon des femmes de retour d'un pays de l'OCDE. Pour cet échantillon, le modèle n'est identifié que par la proportion de migrants de retour dans le quartier de résidence. Les tests de suridentification (tableau 8) montrent que l'activité du père et la proportion de migrants dans le quartier de résidence ne sont jamais significatives lorsqu'ils sont introduits dans les équations de gains et lorsque les échantillons sont divisés par sexe. Avec l'échantillon complet, les variables d'activité du père sont significatives de manière jointe dans l'équation de gains mais ce n'est pas le cas pour la proportion de migrants, de sorte que le modèle est bien identifié. De surcroît, le coefficient de la variable « migrant de retour » ne change pas lorsque les variables d'activité du père sont introduites dans l'équation de gains. Nous sommes donc confiants sur le fait que nos résultats ne souffrent pas du biais de variable omise.

Concernant les estimations des autres coefficients, les résultats des MCO et du MLE sont conformes aux résultats attendus : la maîtrise du français, le niveau d'éducation et l'expérience contribuent positivement aux revenus<sup>9</sup>. Les gains des hommes apparaissent plus élevés que ceux des femmes dans l'échantillon réunissant tous les migrants de retour (+25 %) et les gains des employés du secteur public et du secteur privé formel sont plus élevés que ceux des employés du

9. Voir le site associé à l'ouvrage (<http://www.dial.ird.fr/publications>) pour les résultats complets.

Tableau 7  
Test des variables instrumentales dans l'équation de migrations

Échantillon sur lequel le modèle est estimé	Signification des lignes	Migrants de retour d'un pays de l'UEMOA		Migrants de retour d'un pays de l'OCDE		Migrants de retour d'un autre pays	
		MLE	TWOS	MLE	TWOS	MLE	TWOS
Hommes	Activité du père (Chi2)	25,0	24,8	26,6	28,0	16,7	16,7
	P >  t	(0,0003)	(0,0004)	(0,0002)	(0,0001)	(0,0103)	(0,0106)
	% MR dans le quartier (Chi2)	3,15	3,02	10,3	9,72	5,49	5,62
	P >  t	(0,076)	(0,0823)	(0,0013)	(0,0018)	(0,0191)	(0,0178)
Femmes	Activité du père (Chi2)	23,4	26,2	6,16	6,96	14,6	14,6
	P >  t	(0,0007)	(0,0002)	(0,4057)	(0,3246)	(0,0235)	(0,0235)
	% MR dans le quartier (Chi2)	14,2	14,1	17,3	11,3	0,31	0,42
	P >  t	(0,0002)	(0,0002)	(0,0000)	(0,0008)	(0,578)	(0,5185)
Tous	Activité du père (Chi2)	54,5	51,6	23,8	24,8	24,3	24,3
	P >  t	(0,0000)	(0,0000)	(0,0006)	(0,0004)	(0,0005)	(0,0005)
	% MR dans le quartier (Chi2)	14,23	13,1	23,2	19,3	2,68	2,76
	P >  t	(0,0002)	(0,0003)	(0,0000)	(0,0000)	(0,1017)	(0,0964)

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

Note : MCO ; estimation par les moindres carrés ordinaires ; MLE : estimation par le maximum de vraisemblance ; TWOS : estimation en deux étapes.

secteur informel (+48 % et +42 % respectivement). Les résultats montrent également que les cadres supérieurs sont mieux rémunérés que les autres catégories de travailleurs. Lorsque les régressions sont conduites sur les échantillons divisés par sexe, les rendements de l'éducation et de la maîtrise du français apparaissent plus élevés pour les femmes que pour les hommes. Cette différence pourrait être due à des caractéristiques inobservées : si les travailleurs s'auto-sélectionnent dans l'éducation et si cette sélection est due à des caractéristiques inobservables, alors les rendements de l'éducation sont biaisés vers le haut si l'hétérogénéité non observée est corrélée positivement avec les gains horaires. Comme les femmes sont moins susceptibles que les hommes d'atteindre un niveau d'éducation élevé en Afrique, alors, toutes choses égales par ailleurs, les femmes qui travaillent sont plus sélectionnées que les hommes et des biais plus importants dans les rendements de l'éducation peuvent être attendus.

### Expérience à l'étranger et profits

Les fonctions de production des entreprises individuelles sont estimées à partir des données de la phase 2 des enquêtes. La technologie de production s'écrit comme suit :

$$Y = F(K, L) \quad (3)$$

Tableau 8

Test de suridentification des variables instrumentales dans l'équation de migrations

Échantillon sur lequel le modèle est estimé	Signification des lignes	Migrants de retour d'un pays de l'UEMOA	Migrants de retour d'un pays de l'OCDE	Migrants de retour d'un autre pays
		MLE	MLE	MLE
Hommes	Activité du père (Chi2)	7,43	8,38	8,37
	P >  t	(0,2826)	(0,2115)	(0,2125)
	% MR dans le quartier (Chi2)	1,32	0,53	0,52
Femmes	Activité du père (Chi2)	6,82	4,56	6,35
	P >  t	(0,3376)	(0,6010)	(0,3854)
	% MR dans le quartier (Chi2)	1,23	0,03	0,28
Tous	Activité du père (Chi2)	14,6	15,6	16,8
	P >  t	(0,0234)	(0,0158)	(0,0102)
	% MR dans le quartier (Chi2)	1,68	0,97	0,51
Tous	P >  t	(0,1953)	(0,3247)	(0,4747)

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1), individus de 15 ans et plus, calculs des auteurs.

où  $Y$  est la valeur ajoutée de l'entreprise,  $K$  est le stock de capital et  $L$  la quantité de travail.

La phase 2 de l'enquête 1-2-3 collecte des données très détaillées sur les niveaux de production, les ventes et les achats d'inputs au cours des douze derniers mois, ainsi que sur les dépenses suivantes : loyers pour les bâtiments, salaires bruts et nets des employés, dépenses d'eau, de gaz et d'électricité, charges de téléphone, frais de transport et d'assurance, frais d'entretien et de réparation, loyers de la location de machines et d'équipement, taxes, intérêts payés, etc. L'enquête collecte également des informations détaillées sur le caractère saisonnier de l'activité sur l'année écoulée et sur les dates des transactions, afin de prendre en compte les délais potentiels entre le moment d'achat des inputs et le moment de la vente des produits. Grâce à ces données, on peut calculer la valeur ajoutée qui est ensuite régressée sur les inputs en capital et en travail, ainsi que sur un vecteur de caractéristiques de l'entrepreneur. Il convient de mentionner qu'il est généralement très difficile d'obtenir une mesure fiable de la valeur ajoutée et des profits des micro-entreprises dans les pays en développement, du fait de l'absence de comptabilité dans la plupart de ces structures. Ainsi, on doit généralement s'appuyer sur des données déclaratives dont la qualité repose sur la mémoire des entrepreneurs. Du fait de la fongibilité de l'argent et des biens entre l'activité de l'entreprise et le ménage, de la saisonnalité de la plupart des activités, etc., ces données manquent généralement de précision. Le questionnaire de la phase 2 est conçu de manière à

obtenir une estimation plus précise, mais ce gain de précision reste à analyser (pour une discussion détaillée des problèmes, voir DE MEL *et. al.*, 2009). Afin d'obtenir une bonne estimation de  $K$ , on utilise l'information fournie par l'entrepreneur sur le coût de remplacement de son équipement professionnel (outils, machines, véhicules, bâtiments, etc.). Concernant le travail, on utilise le nombre total d'heures effectuées par l'entrepreneur et ses employés au cours des douze derniers mois.

Sous l'hypothèse d'une fonction de type Cobb-Douglas, la technologie de la micro-entreprise s'écrit :

$$\log Y = \log A + \alpha \log L + \beta \log K + u \quad (4)$$

où  $A$  est la productivité totale des facteurs,  $\alpha$  et  $\beta$  sont les élasticités de la production vis-à-vis du travail et du capital et  $u$  est un terme d'erreur. Cette équation peut être estimée par régression linéaire en prenant le log de la valeur ajoutée – définie comme la valeur annuelle de la production moins le coût des intrants (eau, électricité, loyers) – sur le log de la valeur du capital et le log du nombre d'heures travaillées. Dans les régressions qui suivent, des variables supplémentaires sont incluses pour contrôler des caractéristiques de l'entrepreneur (niveau d'éducation, âge, expérience potentielle), du secteur d'activité et de l'environnement macro-économique (à travers des indicatrices de pays). Finalement, on ajoute une variable indicatrice qui prend la valeur 1 si l'entrepreneur est un migrant de retour, afin de tester si l'expérience migratoire rend les entreprises plus productives.

Afin de prendre en compte l'auto-sélection des migrants, nous estimons simultanément l'équation (4) avec l'équation de migration (2) par maximum de vraisemblance sur l'échantillon des micro-entreprises. Comme pour les équations de gains, la migration est instrumentée par le pourcentage de migrants dans le quartier de résidence. Les régressions sont conduites sur les trois mêmes groupes de migrants de retour.

Le tableau 9 présente les principaux résultats de l'estimation de la fonction de production Cobb-Douglas définie dans l'équation (4) sur l'échantillon complet des micro-entreprises<sup>10</sup>. Le coefficient de la variable « migrant de retour » est positif et significatif quand l'échantillon des « traités » est restreint aux migrants de retour d'un pays de l'OCDE. Ce résultat suggère qu'une expérience de travail dans un pays occidental donne un fort avantage productif aux entrepreneurs. Cet avantage pourrait provenir soit de compétences de management améliorées, soit de l'acquisition de compétences spécifiques pendant le séjour. Comme pour les équations de salaires, les coefficients estimés par les MCO apparaissent fortement biaisés vers le bas dans toutes les régressions, du fait d'une corrélation négative (bien que non significative) entre les caractéristiques inobservées de la fonction de production et de l'équation de migration.

10. Voir le site associé à l'ouvrage (<http://www.dial.ird.fr/publications>) pour les résultats complets.

Tableau 9  
Fonctions de production

Variables explicatives du modèle	Migrants de retour d'un pays de l'UEMOA			Migrants de retour d'un pays de l'OCDE			Migrants de retour d'un autre pays		
	MCO	MLE	TWOS	MCO	MLE	TWOS	MCO	MLE	TWOS
Log(Capital)	0,171 (12,82)***	0,172 (12,92)***	0,171 (12,91)***	0,160 (12,04)***	0,161 (12,04)***	0,161 (12,04)***	0,162 (12,10)***	0,162 (12,00)***	0,162 (11,98)***
Indicatrice Capital	0,276 (3,85)***	0,279 (3,91)***	0,278 (3,90)***	0,250 (3,51)***	0,259 (3,59)***	0,259 (3,59)***	0,257 (3,57)***	0,258 (3,55)***	0,257 (3,54)***
Log(Travail)	0,407 (20,21)***	0,407 (20,26)***	0,407 (20,27)***	0,409 (20,40)***	0,400 (19,88)***	0,400 (19,88)***	0,418 (20,49)***	0,414 (20,20)***	0,413 (20,20)***
Migrant de retour	-0,007 (0,94)	0,136 (0,52)	0,643 (1,10)	0,283 (2,36)**	0,293 (0,81)	0,277 (0,60)	0,605 (2,58)**	1,094 (2,32)**	2,034 (2,22)**
% MR quartier	0,292 (0,88)			0,411 (0,93)			0,427 (0,93)		
Constante	2,488 (13,21)***	1,496 (9,37)***	1,469 (9,05)***	3,634 (10,15)***	1,622 (8,88)***	1,622 (8,88)***	3,599 (10,36)***	1,486 (9,16)***	1,497 (9,20)***
% MR quartier		2,743 (6,18)***	2,727 (6,16)***		3,034 (6,13)***	3,034 (6,13)***		2,656 (2,68)***	2,573 (2,61)***
Rho		-0,047 (0,55)			0,008 (0,06)			-0,155 (1,23)	
Sigma		0,333 (34,60)***			0,329 (33,97)***			0,327 (33,22)***	
Ratio de Mills			-0,309 (1,11)			0,018 (0,08)			-0,608 (1,64)
Observations	5 438	5 438	5 438	5 323	5 323	5 323	5 214	5 214	5 214

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 et 2, 2001-2003, INS, Afristat, Dial, unités de production informelles, calculs des auteurs.

Notes : valeurs absolues de z entre parenthèses. \*significatif au seuil de 10 % ; \*\*significatif au seuil de 5 % ; \*\*\*significatif au seuil de 1 %.

Les variables de contrôle additionnelles incluent 8 variables indicatrices de secteur, 6 variables indicatrices de ville et des caractéristiques individuelles de l'entrepreneur (sexe, maîtrise du français, diplôme, expérience potentielle et son carré). Dans l'équation de migration, les régresseurs sont ceux de la fonction de production avec une variable supplémentaire (la proportion de migrants de retour dans le quartier) qui joue le rôle de variable instrumentale.

MCO : estimation par les moindres carrés ordinaires ; MLE : estimation par le maximum de vraisemblance ; TWOS : estimation en deux étapes.

Concernant les autres coefficients estimés, les élasticités de la valeur ajoutée par rapport au capital et au travail sont autour de 0,17 et 0,47 respectivement et apparaissent très proches d'une régression à une autre. Le niveau d'éducation de l'entrepreneur joue également positivement sur la valeur ajoutée.

## Conclusion

Quelles sont les conséquences de la migration internationale sur les pays d'origine ? Cette question a suscité de nombreux travaux dans les années 1970 lorsque des économistes, comme Jadish Bagwati, considéraient la migration d'individus éduqués comme une perte de capital humain pour les pays de départ. L'importance quantitative des migrations de retour rend néanmoins possible un bénéfice pour les pays d'origine, si les migrants de retour sont suffisamment nombreux et s'ils rapportent suffisamment de capital, financier ou humain, pour alimenter l'économie. Dans ce contexte, il est fondamental d'étudier les caractéristiques, les motivations et l'impact économique de la migration de retour dans les pays d'origine.

Nous avons utilisé ici un ensemble d'enquêtes-emploi individuelles et sur les micro-entreprises collectées dans les principales villes de sept pays de l'UEMOA, afin d'examiner les performances sur le marché du travail de migrants de retour. La revue de littérature a mis en exergue trois effets attendus : premièrement, les migrants de retour peuvent bénéficier de niveaux plus élevés de capital humain ou financier ; deuxièmement, leur éducation et/ou leur expérience à l'étranger peuvent les avoir conduits à acquérir des connaissances spécifiques valorisables sur le marché du travail de leur pays d'origine ; troisièmement, à l'inverse, les migrants de retour peuvent souffrir d'une perte relative de capital social due à leur séjour hors du pays.

Les résultats des analyses statistiques et économétriques montrent qu'à part l'âge et le sexe, les migrants de retour d'un pays de l'UEMOA ont des caractéristiques individuelles et d'insertion sur le marché du travail très proches de celles des non-migrants. À l'inverse, les migrants de retour d'un pays de l'OCDE sont significativement plus éduqués, plus actifs et plus riches que les non-migrants. Nous trouvons également que la participation des migrants de retour d'un pays de l'OCDE dans le secteur formel est bien plus élevée que celle des non-migrants ; cet avantage disparaît néanmoins – et devient même négatif – lorsque l'on contrôle le niveau d'éducation. Ce résultat suggère que les migrants subissent une perte de leur capacité à accéder à des emplois formels. Cela pourrait être lié à une perte de capital humain, confirmée dans une certaine mesure par le fait que les migrants de retour s'appuient beaucoup moins que les non-migrants sur leurs relations personnelles pour trouver un emploi.

En termes de gains, nos résultats suggèrent que l'expérience migratoire se traduit par une prime salariale substantielle pour les migrants de retour d'un pays de l'OCDE mais pas pour les autres. Le niveau de prime varie entre les hommes et les femmes, au bénéfice de ces dernières. Les migrations dans un pays de l'OCDE se traduisent non seulement par une prime sur les salaires, mais aussi par un avantage productif pour les entrepreneurs. En effet, à partir d'un échantillon de micro-entreprises, nous trouvons que l'expérience migratoire augmente l'efficacité productive des migrants de retour de l'OCDE.

Globalement, les résultats présentés indiquent que la migration internationale, particulièrement lorsqu'elle s'effectue à destination des pays de l'OCDE, peut avoir des conséquences positives en termes de performances sur le marché du travail, au retour dans le pays d'origine. Mais en dépit de ces bénéfices potentiels, la faible importance de la migration de retour en Afrique de l'Ouest suggère que son rôle en tant que levier de développement ne peut être que modeste. Cela est particulièrement vrai dans un contexte où les conditions économiques et les opportunités d'investissement restent défavorables.



# Travail, scolarisation et activité domestique : quel arbitrage pour les enfants ?

Philippe DE VREYER

Flore GUBERT

Nelly RAKOTO-TIANA

## Introduction

La littérature économique compte de nombreux travaux théoriques et appliqués sur le choix d'allocation du temps des enfants dans les pays en développement. Ces travaux mettent en lumière divers déterminants de la demande d'éducation et/ou de l'offre de travail infantine qui peuvent être regroupés selon deux principaux courants de pensée. Le premier s'inscrit dans la veine de la théorie de la demande d'éducation initiée par BECKER (1975). Pour Becker, le choix des parents de scolariser ou non leur enfant est le résultat d'un arbitrage entre les rendements attendus de l'éducation et son coût. Celui-ci inclut les dépenses monétaires liées à la scolarité ainsi qu'un coût d'opportunité lié au salaire ou à la rémunération à laquelle l'enfant renonce lorsqu'il étudie. Si les rendements de l'éducation sont trop faibles par rapport à son coût, alors les parents feront le choix de ne pas scolariser l'enfant et de le faire travailler. Le travail des enfants peut également être considéré comme la meilleure option lorsque des connaissances spécifiques ou « apprises sur le tas » sont plus rentables que celles fournies par l'école (ROSENZWEIG et WOLPIN, 1985 ; DE VREYER *et al.*,

1999). Le deuxième courant de pensée met en avant l'impact de diverses contraintes affectant l'offre de travail infantine et/ou la demande d'éducation. Un premier ensemble de contraintes résulte du fonctionnement imparfait des marchés du travail et de la terre (BHALOTRA et HEADY, 2003). Lorsque la force de travail des membres d'âge actif d'un ménage ne suffit pas à exploiter l'ensemble des terres dont ce ménage dispose, deux possibilités s'offrent à lui : soit recourir à de la main-d'œuvre extérieure (salariés agricoles), soit louer ses terres ou en mettre une partie en métayage. Mais si l'accès à une main-d'œuvre extérieure est difficile du fait d'imperfections sur le marché du travail, fréquentes en milieu rural, ou si le marché de la terre est absent ou défaillant, alors le ménage sera incité à recourir à la force de travail des enfants qui le composent. Ainsi, tout facteur concourant à augmenter le coût d'opportunité du temps des enfants tend à augmenter leur participation au travail et à réduire leur temps de présence à l'école. D'autres articles mettent en avant les contraintes liées à la pauvreté (BASU et VAN, 1998) ou aux imperfections du marché du crédit (JACOBY et SKOUFIAS, 1997 ; RANJAN, 1999 ; COADY ET PARKET, 2002 ; BALAND et ROBINSON, 2000) pour expliquer l'émergence de travail des enfants et, concomitamment, leur non-scolarisation ou leur déscolarisation.

Au plan empirique, de nombreux travaux se sont attachés à identifier les facteurs intervenant dans l'arbitrage travail-scolarisation. La participation des enfants à des activités économiques ou à des tâches domestiques n'étant pas nécessairement incompatible avec le fait de fréquenter l'école, beaucoup de ces travaux reposent sur l'estimation jointe d'équations de scolarisation et de participation au travail à l'aide de modèles de type probit bivarié ou séquentiel. La définition retenue pour le travail infantin est néanmoins assez variable selon les auteurs. Pour les uns, le travail infantin se définit comme « toute activité économique exercée par un enfant ». Dans cette perspective, qui est celle adoptée par l'Organisation internationale du travail, un enfant ne participant qu'à des tâches domestiques au sein de la sphère familiale n'est pas considéré comme un enfant qui travaille<sup>1</sup>. D'autres auteurs retiennent une définition plus large et considèrent la participation à des tâches domestiques comme une forme de travail infantin. Si cette deuxième définition, plus inclusive, paraît préférable, regrouper activités domestiques et activités économiques dans une seule et même catégorie revient néanmoins à faire l'hypothèse implicite forte que les premières et les secondes sont déterminées par les mêmes facteurs. Il est probable que l'analyse des facteurs intervenant dans l'arbitrage travail-scolarisation serait considérablement enrichie si activités domestiques et économiques étaient considérées comme deux alternatives distinctes et non comme une seule et même alternative.

1. La définition du travail des enfants par l'OIT est assez restrictive. Est considéré comme travail infantile tout travail qui est « mentalement, physiquement, socialement ou moralement dangereux et préjudiciable aux enfants et qui interfère avec leur éducation en les empêchant d'aller à l'école, en les obligeant à quitter l'école prématurément ou en leur demandant de combiner la participation à la classe avec un travail excessivement long et lourd ». Ainsi, selon cette définition, un enfant qui ne peut aller à l'école du fait de son implication dans les activités familiales ne sera pas considéré comme étant au travail, tant que ces activités ne sont pas dangereuses ou préjudiciables à sa santé.

Partant de ce constat, ce chapitre propose une analyse conjointe des déterminants de la scolarisation et du travail des enfants, en distinguant les activités menées dans un cadre domestique et les activités économiques. Pour ce faire, nous retenons l'approche adoptée par Kis-Katos (2007) et estimons un probit trivarié par maximum de vraisemblance simulée, dans lequel la participation à l'école, aux tâches domestiques et aux activités économiques sont expliquées par un vecteur de variables incluant des caractéristiques de l'enfant (âge, sexe, lien avec le chef de ménage, rang dans la fratrie, religion, etc.) et celles de son ménage d'appartenance (richesse, taille, composition, activités, etc.). Les données utilisées sont issues de la phase 1 des *enquêtes 1-2-3* menées simultanément dans sept capitales d'Afrique de l'Ouest. Les résultats montrent d'abord qu'il est pertinent d'opérer une distinction entre activités domestiques et économiques, dans la mesure où les déterminants de la participation aux premières et aux secondes sont significativement différents. Le statut d'entrepreneur indépendant du chef de ménage tend par exemple à accroître la participation des enfants aux activités économiques dans six des sept capitales mais est sans effet sur leur participation aux activités domestiques. La participation aux activités domestiques apparaît également sensiblement moindre chez les garçons, mais ces derniers ont une probabilité plus forte de participer aux activités économiques dans trois capitales sur sept. Par ailleurs, la concurrence dans l'allocation du temps paraît sensiblement plus forte entre activité économique et scolarisation qu'entre activité domestique et scolarisation.

La structure du chapitre est la suivante. La première section présente un ensemble de statistiques descriptives établies à partir des données de l'*enquête 1-2-3* sur la scolarisation et le travail des enfants. La deuxième section explique notre stratégie de modélisation économétrique, destinée à identifier les paramètres de l'arbitrage entre travail et éducation. Les résultats des estimations sont présentés et commentés dans la troisième section. La dernière section conclut.

## Travail et scolarisation des enfants : un état des lieux

La phase 1 des *enquêtes 1-2-3* est une enquête-emploi fournissant des informations détaillées sur les activités économiques et domestiques (garde d'enfants, de personnes âgées ou de malades, collecte d'eau ou de bois, etc.) de tous les individus âgés de 10 ans et plus. La discussion qui suit se concentre sur les enfants âgés de 10 à 14 ans<sup>2</sup>. Leur répartition par capitale et par sexe est donnée dans le tableau 1.

2. L'âge de fin de la scolarité obligatoire varie d'un pays à l'autre (il est de 11 ans au Bénin, de 12 ans au Niger et au Sénégal, de 15 ans en Côte d'Ivoire, au Mali et au Togo et de 16 ans au Burkina Faso). Il n'est pas clair que cet âge soit une donnée pertinente dans notre contexte compte tenu du fait qu'il n'est pas toujours effectif.

Tableau 1  
Effectifs d'enfants âgés de 10 à 14 ans, enquêtes 1-2-3 phase 1

Effectif	Cotonou	Abidjan	Bamako	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Filles	702	648	793	1 228	601	964	915
Garçons	626	522	739	1 148	529	859	834
<b>Total</b>	<b>1 328</b>	<b>1 170</b>	<b>1 532</b>	<b>2 376</b>	<b>1 130</b>	<b>1 824</b>	<b>1 749</b>

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1, 2001-2003, INS, Afristat, Dial ; calculs des auteurs.

Le taux de scolarisation et l'incidence du travail des enfants après extrapolation sont donnés pour chaque capitale dans le tableau 2<sup>3</sup>. La somme des pourcentages en colonne est supérieure à 100 % puisque les enfants peuvent exercer des activités économiques et/ou domestiques tout en étant scolarisés. Les chiffres du tableau révèlent d'importantes disparités entre capitales. En matière de scolarisation d'abord, le pourcentage d'enfants âgés de 10 à 14 ans qui étaient scolarisés au moment de l'enquête apparaît sensiblement plus élevé à Lomé (86 %), Ouagadougou (79 %) et Cotonou (77 %) qu'à Abidjan (68 %) et Dakar (69 %) pourtant plus riches. À Abidjan, cette situation résulte de l'importance des discriminations à l'égard des filles : l'Indice de parité entre les sexes (IPS), donné par le rapport du taux de scolarisation des filles sur celui des garçons, y est en effet de 71 % alors qu'il dépasse 85 % dans les autres capitales (à l'exception de Cotonou où il est de 77 %). Paradoxalement, c'est aussi à Lomé et à Cotonou que la participation des filles et des garçons aux activités domestiques est la plus importante. Dans le cas de ces deux villes, il semble donc possible de combiner école et activités domestiques. Ce résultat est confirmé par les chiffres du tableau 3 relatifs au pourcentage d'enfants qui combinent travail et école. Ce dernier s'élève à 72 % et 52 % respectivement à Lomé et Cotonou contre 31-32 % à Niamey et Ouagadougou, 25-26 % à Dakar et Bamako et moins de 18 % à Abidjan. Si le taux de participation aux activités domestiques varie fortement entre capitales, il en est différemment pour le taux de participation aux activités économiques (tableau 2) : dans toutes les capitales, ce taux est faible et compris entre 9 et 16 %. Pour finir, l'arbitrage travail-école paraît dans l'ensemble plus défavorable aux filles, ces dernières participant beaucoup plus que les garçons aux activités domestiques et économiques et fréquentant moins l'école que leurs homologues masculins.

Le tableau 4 fournit quant à lui des informations sur le nombre moyen d'heures travaillées lorsque l'échantillon est restreint aux seuls enfants qui travaillent. Les moyennes figurant dans la première partie du tableau sont établies sans faire de distinction entre les enfants qui vont à l'école et ceux qui n'y vont pas, tandis que celles figurant dans les deuxième et troisième parties sont calculées

3. Dans les pays où l'islam est la religion dominante, il est fréquent que les enfants aillent à l'école coranique. Cette fréquentation peut être compatible avec la participation à l'école « formelle » ou, au contraire, entrer en concurrence avec celle-ci. Le questionnaire de l'enquête 1-2-3 permet juste de savoir si les enfants ont fréquenté l'école coranique, mais n'en précise pas l'intensité, ni la date. Par conséquent, tout enfant qui déclare ne pas fréquenter l'école formelle est considéré comme non scolarisé.

Tableau 2  
Taux de participation au travail et taux de scolarisation des enfants âgés de 10-14 ans (%)

	Cotonou		Abidjan		Bamako		Dakar		Lomé		Niamey		Ouagadougou	
	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons
<b>Participation</b>														
Aux activités domestiques (a)	69,8	77,6 61,3	36,5	51,6 17,6	33,2	51,8 14,6	39,7	58,8 19,5	85,2	92,0 77,5	45,3	64,4 23,8	41,4	60,6 21,0
Aux activités économiques (b)	13,9	19,4 8,0	15,2	20,2 8,9	10,7	11,5 9,8	8,7	6,8 10,8	16,2	22,0 9,6	12,1	10,3 14,3	7,9	9,0 6,8
Au travail [(a) ou (b)]	72,6	79,3 65,4	43,0	58,0 24,3	38,7	54,8 22,6	45,3	61,7 27,9	85,8	92,1 78,6	50,4	66,3 32,5	45,4	63,5 26,2
À l'école	77,2	67,4 87,7	67,8	57,5 80,7	76,6	71,9 81,3	69,1	65,9 72,5	85,5	77,7 94,4	72,8	71,3 74,4	79,4	74,1 85,0
Inactifs	1,9	1,4 2,5	6,6	5,7 7,7	10,8	9,0 12,6	11,5	7,9 15,3	0,5	0,5 0,5	9,2	5,5 13,3	6,5	4,8 8,4
Nombre d'observations (chiffres extrapolés)	102 694	53 254 49 440	320 200	177 888 142 312	148 202	74 237 73 964	241 546	124 088 117 458	91 247	48 467 42 780	86 491	45 831 40 660	113 076	58 187 54 889

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calcul des auteurs.

Tableau 3  
Arbitrage travail-scolarisation des enfants âgés de 10 à 14 ans (%)

	Cotonou		Abidjan		Bamako		Dakar		Lomé		Niamey		Ouagadougou	
	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons
<b>Participation</b>														
Au travail seulement	20,9	31,2 9,9	25,6	36,8 11,6	12,6	19,1 6,1	19,4	26,2 12,2	14,0	21,8 5,1	18,1	23,2 12,3	14,1	21,2 6,7
À l'école seulement	25,5	19,3 32,2	50,4	36,4 68,0	50,5	36,2 64,8	43,2	30,4 56,8	13,7	7,3 20,9	40,4	28,2 54,2	48,1	31,7 65,5
Au travail et à l'école	51,7	48,1 55,5	17,4	21,2 12,7	26,1	35,7 16,5	25,9	35,5 15,7	71,8	70,4 73,5	32,4	43,1 20,2	31,3	42,3 19,5
Inactifs	1,9	1,4 2,5	6,6	5,7 7,7	10,8	9,0 12,6	11,5	7,9 15,3	0,5	0,5 0,5	9,2	5,5 13,3	6,5	4,8 8,4
Nombre d'observations (chiffres extrapolés)	102 694	53 254 49 440	320 200	177 888 142 312	148 202	74 237 73 964	241 546	124 088 117 458	91 247	48 467 42 780	86 491	45 831 40 660	113 076	58 187 54 889

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calcul des auteurs.

Tableau 4  
Nombre d'heures travaillées

	Cotonou		Abidjan		Bamako		Dakar		Lomé		Niamey		Ouagadougou	
	Total	Filles	Total	Filles	Total	Filles	Total	Filles	Total	Filles	Total	Filles	Total	Filles
Types d'activités	Garçons		Garçons											
<i>Sous-échantillon des enfants de 10 à 14 ans qui travaillent</i>														
<i>Activités économiques</i>														
Moyenne	9,3	11,3	16,9	16,1	11,7	8,5	8,4	4,4	8,3	10,9	9,3	5,2	8,3	6,7
		6,6		19,2		19,4		17,7		4,7		18,7		12,4
<i>Activités domestiques</i>														
Moyenne	12,4	15,3	11,0	13,4	16,0	19,0	14,0	17,1	16,7	20,4	15,6	18,2	15,4	18,7
		8,5		3,9		8,6		6,8		11,8		9,5		7,0
<i>Sous-échantillon des enfants de 10 à 14 ans qui travaillent et qui vont à l'école</i>														
<i>Activités économiques</i>														
Moyenne	0,3	0,4	1,7	1,9	7,8	5,4	2,7	1,5	4,1	5,0	5,7	2,8	2,2	1,6
		0,2		1,5		13,1		5,5		3,2		12,8		3,8
<i>Activités domestiques</i>														
Moyenne	9,8	11,0	6,1	6,8	14,8	17,4	12,9	15,0	15,1	18,3	14,8	16,7	13,3	15,6
		8,8		4,7		9,2		8,0		11,6		10,2		8,0
<i>Sous-échantillon des enfants de 10 à 14 ans qui travaillent sans aller à l'école</i>														
<i>Activités économiques</i>														
Moyenne	31,4	28,0	27,2	24,3	19,8	14,4	16,0	8,4	29,5	29,9	15,7	9,7	21,8	17,1
		42,8		38,6		36,4		33,4		27,7		28,6		37,8
<i>Activités domestiques</i>														
Moyenne	18,6	22,0	14,4	17,2	18,4	22,0	15,4	19,9	25,0	27,1	17,0	21,0	20,1	24,9
		6,9		3,1		7,3		5,2		14,5		8,4		4,2

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calcul des auteurs.

sur l'un et l'autre groupe respectivement. En toute logique, le nombre d'heures travaillées est en moyenne plus important pour les enfants qui travaillent sans aller à l'école que pour ceux qui combinent travail et scolarisation. Mais les différences observées tiennent surtout au nombre d'heures consacrées aux activités économiques. Qu'ils aillent à l'école ou non, les enfants consacrent en effet un nombre d'heures aux activités domestiques relativement similaire, sauf à Lomé, Cotonou et, dans une moindre mesure, à Abidjan et Ouagadougou. Cette caractéristique vient encore renforcer l'idée selon laquelle il est possible de participer aux activités domestiques tout en allant à l'école, au moins jusqu'à un certain point. Le tableau 4 révèle également des différences entre les sexes sur le temps consacré aux activités domestiques : quel que soit le statut vis-à-vis de la scolarisation, les filles consacrent en moyenne nettement plus de temps que les garçons à ce type d'activité.

Les tableaux 5 et 6 montrent la nature du travail exercé et le mode de rémunération des enfants qui ont une activité économique. Le tableau 5 révèle une grande hétérogénéité dans les activités exercées selon la capitale observée. Le statut d'aide familial est dominant dans six capitales sur sept. L'exception est Dakar où seuls 26,2 % des enfants au travail ont ce statut, contre 51,6 % qui sont apprentis. Les apprentis représentent également une part importante de la population des jeunes actifs à Cotonou (30,5 %), Ouagadougou (25,7 %), Abidjan (25,3 %) et Bamako (23,5 %). La troisième catégorie importante est celle des manœuvres, qui représentent jusque 29 % de ces jeunes travailleurs à Abidjan. La catégorie « Autres » inclut le petit nombre de ceux qui déclarent être employés moyennant salaire dans un travail semi-qualifié. La plupart sont domestiques ou femmes de ménage. Les aides familiaux et les manœuvres ont le même type d'occupation : la grande majorité d'entre eux est domestique, femme de ménage ou vendeur. La différence réside dans la paie que reçoivent presque toujours les manœuvres, alors qu'elle est exceptionnelle pour les aides familiaux. Les apprentis ne reçoivent en général aucune paie, mais sont engagés dans des emplois plus qualifiés. Ils apprennent à devenir soudeurs, mécaniciens, tailleurs, chaudronniers, ferblantiers ou encore serveurs de restaurant. Cependant, les résultats diffèrent largement selon le sexe. Pour les garçons, le statut d'aide familial est dominant uniquement à Lomé et à Niamey. Dans les autres capitales, les garçons actifs sont apprentis dans plus de 70 % des cas à Cotonou, Abidjan et Dakar et dans environ 50 % des cas à Bamako et à Ouagadougou. « Aide familial » est la catégorie dominante pour les filles dans toutes les capitales. Les différences entre les sexes sont également apparentes lorsque l'on examine la répartition entre les activités de manœuvre et d'apprenti. Sauf à Lomé, les filles ont une probabilité nettement plus faible d'être apprenties et nettement plus forte d'être manœuvres que les garçons. Cette caractéristique doit être reliée au fait que les filles ont relativement moins de chances d'être scolarisées. Si le statut d'apprenti favorise l'acquisition d'une expérience professionnelle spécifique, alors le fait que les garçons, lorsqu'ils travaillent, aient une plus forte probabilité de l'obtenir peut signifier qu'ils poursuivent de cette façon leur investissement en capital humain. L'inégalité de genre dans l'accès à l'éducation serait alors doublée d'une inégalité dans

Tableau 5  
Nature du travail des enfants de 10 à 14 ans qui exercent une activité économique

Statut	Cotonou		Abidjan		Bamako		Dakar		Lomé		Niamey		Ouagadougou	
	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons	Total	Filles Garçons
Manœuvre	17,8	22,9 4,6	29,0	35,4 11,4	16,4	24,1 7,4	18,7	35,9 7,3	16,7	11,3 30,5	9,4	12,9 6,5	14,8	18,5 9,6
Apprenti	30,5	11,3 81,1	25,3	7,6 73,9	23,5	2,7 48,0	51,6	13,9 76,4	8,7	3,9 21,2	15,5	7,8 21,7	25,7	9,4 48,3
Aide familial	51,7	65,9 14,4	44,6	55,4 14,7	58,5	70,2 44,7	26,2	42,5 15,5	74,1	84,1 48,3	72,8	76,9 69,5	59,1	72,1 41,1
Autres	0,0	0,0 0,0	1,1	1,5 0,0	1,6	3,0 0,0	3,6	7,7 0,8	0,5	0,7 0,0	2,3	2,4 2,3	0,4	0,0 1,0
Nombre d'observations (chiffres extrapolés)	14 260	10 332 3 928	47 590	34 921 12 669	15 279	8 257 7 022	21 027	8 352 12 675	14 834	10 710 4 123	10 419	4 656 5 763	8 933	5 194 3 738

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; calcul des auteurs.

Tableau 6  
Mode de rémunération des enfants de 10 à 14 ans qui exercent une activité économique

Mode de rémunération	Cotonou		Abidjan		Bamako		Dakar		Lomé		Niamey		Ouagadougou	
	Total	Filles	Total	Filles	Total	Filles	Total	Filles	Total	Filles	Total	Filles	Total	Filles
		Garçons	Garçons	Garçons	Garçons	Garçons	Garçons	Garçons	Garçons	Garçons	Garçons	Garçons	Garçons	Garçons
Salaire fixe	11,6	15,5	12,5	16,0	13,8	25,4	22,1	44,6	10,8	13,0	8,6	16,4	15,9	21,9
		1,6		2,5		0,3		7,1		5,1		2,3		7,4
Au jour ou à l'heure de travail	0,4	0,0	4,4	4,3	4,5	0,0	2,1	0,0	4,9	2,2	3,6	0,0	4,7	1,1
		1,6		4,9		9,8		3,5		11,6		6,6		9,8
À la tâche	0,0	0,0	3,2	4,3	4,4	0,7	7,4	2,6	5,1	0,8	10,8	1,8	6,0	2,1
		0,0		0,0		8,6		10,6		16,1		18,1		11,4
Commission	0,2	0,2	10,9	12,2	0,5	0,0	8,5	4,9	1,7	1,5	1,2	0,0	0,0	0,0
		0,0		7,1		1,2		10,9		2,1		2,2		0,0
Bénéfices	1,3	1,7	10,4	13,6	37,4	39,0	6,9	8,9	24,3	26,0	14,1	13,5	20,1	15,8
		0,0		1,5		35,6		5,5		19,9		14,6		26,3
En nature	10,6	11,8	13,8	18,1	12,6	9,1	2,9	4,2	12,0	13,6	2,1	1,3	19,3	20,3
		7,3		1,5		16,7		2,0		8,0		2,7		17,9
N'est pas rémunéré	75,9	70,7	44,3	30,9	23,3	21,6	47,9	31,3	40,8	42,1	56,5	63,6	33,7	38,3
		89,4		82,4		25,2		58,9		37,4		50,8		27,2
Ne se prononce pas	0,0	0,0	0,5	0,7	3,5	4,3	2,3	3,5	0,5	0,7	3,1	3,4	0,2	0,4
		0,0		0,0		2,6		1,6		0,0		2,8		0,0
Nombre d'observations (chiffres extrapolés)	14 260	10 332	47 590	34 921	15 279	8 257	21 027	8 352	14 834	10 710	10 419	4 656	8 933	5 194
		3 928		12 669		7 022		12 675		4 123		5 763		3 738

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calcul des auteurs.

l'accès à la formation professionnelle. Cette conclusion est renforcée par l'examen des résultats du tableau 6, dans lequel on observe que les filles ont une probabilité partout plus élevée que celle des garçons d'être rémunérées avec un salaire fixe alors que, dans quatre capitaux sur sept, les garçons ont une probabilité plus forte de ne pas être rémunéré.

Au total, ces résultats indiquent qu'en moyenne lorsque les filles sont déscolarisées, leur force de travail est employée pour fournir des revenus à la famille ou pour vaquer à des tâches domestiques. Les garçons, en revanche, continuent leur investissement en capital humain. Leur statut d'apprenti ne leur permet pas d'accroître les revenus du ménage mais leur permettra d'accroître leurs ressources à l'âge adulte.

## Modélisation économétrique de l'arbitrage travail domestique, travail de marché, éducation

La théorie du capital humain (BECKER, 1975) considère l'éducation comme un investissement, réalisé par un individu autonome dont le montant est déterminé par ses préférences et ses caractéristiques (préférence pour le présent, espérance de vie, capacités cognitives), d'une part, et les rendements de l'éducation, d'autre part. L'individu peut être plus ou moins contraint, notamment par sa capacité à emprunter pour obtenir les moyens d'existence durant sa période de formation. À chaque date, l'individu doit décider de poursuivre ses études ou bien au contraire de les arrêter et d'entrer sur le marché du travail pour trouver un emploi en rapport avec ses qualifications. Le montant optimal de l'investissement est déterminé par l'égalisation entre le coût d'une année d'éducation supplémentaire et le rendement de cette année. Ce modèle a ensuite été étendu, afin de prendre en compte l'arbitrage entre éducation et fécondité (BECKER et LEWIS, 1973) et l'arbitrage entre les investissements consentis pour différents enfants d'une même famille (BEHRMAN *et al.*, 1982).

Ce cadre de raisonnement peut être repris pour donner quelques clés d'interprétation des résultats statistiques et économétriques obtenus lorsque l'on analyse les déterminants de la demande d'éducation et le travail des enfants. Dans ce cadre, la répartition du temps disponible des enfants, hors loisir, est décidée par le chef de ménage. Trois emplois du temps sont possibles : école, travail domestique, travail de marché. L'allocation du temps entre ces trois activités dépend, premièrement, des préférences du ménage, deuxièmement des rendements immédiats et futurs de chacune des activités et, troisièmement, des contraintes qui s'imposent au ménage. Passons brièvement en revue chacun de ces aspects. Certains ménages peuvent avoir une faible préférence pour

l'éducation ou encore rechigner à réduire leur consommation actuelle en échange d'une consommation future plus importante. Ceux-là tendront à investir relativement peu dans l'éducation et préféreront que leurs enfants travaillent plutôt qu'ils aillent à l'école. Pour ce qui concerne les rendements, il est raisonnable de faire l'hypothèse que non seulement l'éducation, mais également le travail de marché et, peut-être, le travail domestique, sont porteurs de rendements, en ce sens que le temps qui y est consacré aujourd'hui peut augmenter la productivité future dans ces activités. Si l'enfant qui travaille acquiert un savoir-faire spécifique, celui-ci peut être mis en balance avec les connaissances acquises à l'école. Si les rendements de ce savoir-faire sont suffisamment importants par rapport à ceux de l'éducation formelle, le ménage peut décider de ne pas scolariser l'enfant ou bien de limiter la durée de sa scolarisation (DE VREYER *et al.*, 1999). Côté contraintes, enfin, la pauvreté est un facteur susceptible de limiter considérablement la possibilité d'éduquer les enfants et de contraindre les ménages à les faire travailler, quelles que soient leurs préférences ou la nature des rendements supposés.

Tous ces facteurs sont naturellement étroitement imbriqués et déterminent, à des degrés divers, les décisions de scolariser les enfants, de les faire travailler ou encore de leur demander de participer aux tâches domestiques. Cette interdépendance est prise en compte dans notre stratégie de modélisation économétrique.

Nous modélisons l'allocation du temps des enfants entre activités économiques, activités domestiques et école, en considérant ces choix comme interdépendants et simultanés. Le temps précis passé dans chaque activité nous est inconnu, mais on sait pour chaque enfant s'il prend part, ou non, à chacune de ces activités. Notons  $M_i$ ,  $D_i$  et  $S_i$  trois variables indicatrices prenant la valeur 1 si l'enfant  $i$  effectue un travail de marché ( $M$ ), domestique ( $D$ ) ou est scolarisé ( $S$ ) au moment de l'enquête et zéro sinon. Les valeurs prises par ces indicatrices sont chacune déterminées par celles d'une variable latente,  $M^*$ ,  $D^*$  ou  $S^*$ , non observée mais que l'on peut décomposer sous la forme d'une somme d'une partie déterministe, produit d'un vecteur de variables explicatives  $X$  et d'un vecteur de paramètres  $\beta_M$ ,  $\beta_D$  ou  $\beta_S$ , et d'une partie stochastique représentée par un terme  $\varepsilon_M$ ,  $\varepsilon_D$  ou  $\varepsilon_S$ . Ces termes stochastiques sont supposés distribués conjointement selon une loi normale.

Formellement, nous obtenons un système à trois équations qui s'écrit de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
 M_i &= \begin{cases} 1 \text{ si } M_i^* = X_i' \beta_M + \varepsilon_{iM} > 0 \\ 0 \text{ sinon} \end{cases} \\
 D_i &= \begin{cases} 1 \text{ si } D_i^* = X_i' \beta_D + \varepsilon_{iD} > 0 \\ 0 \text{ sinon} \end{cases} \\
 S_i &= \begin{cases} 1 \text{ si } S_i^* = X_i' \beta_S + \varepsilon_{iS} > 0 \\ 0 \text{ sinon} \end{cases}
 \end{aligned} \tag{1}$$

$$\text{où } \begin{pmatrix} \varepsilon_{iM} \\ \varepsilon_{iD} \\ \varepsilon_{iS} \end{pmatrix} \rightarrow N(0, \square) \text{ avec } \square = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{MD} & \rho_{MS} \\ \rho_{MD} & 1 & \rho_{DS} \\ \rho_{MS} & \rho_{DS} & 1 \end{pmatrix}$$

Les coefficients  $\rho_{jk}$  (avec  $j = k$ ) reflètent la corrélation pouvant exister entre les erreurs des trois équations de choix. Cette corrélation, lorsqu'elle est non nulle, peut résulter de termes d'hétérogénéité non observés (préférences, chocs exogènes, etc.) qui impactent chacun des choix et les rendent interdépendants. L'estimation de ce modèle se fait par maximum de vraisemblance simulé selon la méthode GHK (Geweke-Hajivassiliou-Keane) (voir GREENE, 2008 : chapitre 15 et TERRACOL, 2002).

Le vecteur de variables  $X$  inclut des variables de caractéristiques individuelles (âge de l'enfant, sexe, statut migratoire, statut par rapport au chef de ménage, religion) ainsi que des variables de caractéristiques du ménage (sexe du chef de ménage, présence ou non d'un conjoint, niveau d'éducation du chef et, le cas échéant, de son conjoint, statut d'indépendant – ou non – du chef de ménage, taille du ménage, nombre d'enfants, richesse).

L'âge de l'enfant tient compte du fait que la probabilité de présence à l'école entre 10 et 14 ans peut être une fonction décroissante de l'âge, même dans les pays où l'âge de fin de scolarité obligatoire est postérieur à 14 ans (Côte d'Ivoire, Mali, Togo, Burkina Faso) et à plus forte raison dans ceux où cet âge est antérieur (Bénin, Niger, Sénégal). Le sexe de l'enfant est également susceptible d'agir sur l'allocation du temps, puisque les statistiques descriptives ont montré que les filles ont un niveau de scolarisation moyen inférieur à celui des garçons, prennent plus de tâches domestiques en charge et, sauf à Dakar et à Niamey, ont une probabilité plus forte d'exercer une activité orientée vers le marché. Le statut par rapport au chef de ménage, mesuré à travers une indicatrice prenant la valeur 1 si l'enfant est le fils ou la fille du chef, peut avoir un impact si les chefs de ménage sont plus enclins à investir dans l'éducation de leurs enfants parce qu'ils espèrent en retirer un soutien accru ultérieurement ou pour un autre motif. En l'absence de systèmes établis d'assurance retraite, l'éducation peut en effet faire l'objet d'un contrat implicite entre les parents et l'enfant éduqué, celui-ci ayant le devoir de prendre en charge ses parents lorsque ceux-ci seront trop âgés pour mener leurs activités. Les parents peuvent alors juger utile de pourvoir à l'éducation de leurs enfants, en espérant que les revenus plus élevés que cette éducation devrait garantir auront un effet positif sur le soutien reçu. Dans le même ordre d'idée, la religion est introduite pour tenir compte du fait que, dans les pays où l'islam est la religion dominante, de nombreux parents peuvent juger préférable que leurs enfants fréquentent l'école coranique, plutôt que l'école formelle. Ces enfants sont ici considérés comme non scolarisés. Enfin, le statut migratoire de l'enfant, mesuré par une indicatrice prenant la valeur 1 si l'enfant a migré depuis une zone rurale, est destiné à contrôler l'impact de l'origine de l'enfant sur l'allocation de son temps. De nombreux enfants vivent dans les ménages enquêtés sans être les enfants du

chef de ménage. Leurs parents peuvent cependant être eux-mêmes dans le ménage, mais les *enquêtes 1-2-3* ne permettent pas de le savoir. Cependant, lorsque ces enfants sont nés en dehors de la capitale, il existe une forte probabilité qu'ils aient été confiés et en fonction du motif de « confiage » la scolarisation ou la participation aux activités économiques et domestiques peut s'en trouver modifiée.

Le sexe et l'éducation du chef et de son conjoint sont introduits dans le modèle pour rendre compte des préférences du ménage vis-à-vis de la scolarisation et/ou de la mise au travail des enfants. La variable éducation permet de tenir compte du fait que des adultes mieux éduqués peuvent offrir de meilleures conditions d'apprentissage aux enfants, leur choisir des établissements de meilleure qualité ou encore faciliter leur insertion sur le marché du travail. On peut donc s'attendre à ce qu'elle ait un impact positif sur la demande d'éducation et négatif sur le travail des enfants. Le statut d'indépendant du chef de ménage est introduit pour tenir compte du fait que les enfants vivant dans un ménage où le chef est à son compte sont plus facilement employables et ont donc, de ce fait, un coût d'opportunité du temps plus élevé que les autres, ce qui peut avoir un impact négatif sur leur scolarisation et positif sur leur participation au marché du travail. La taille du ménage et le nombre d'enfants peuvent également avoir un effet sur l'allocation du temps. Un plus grand nombre d'enfants peut avoir un effet négatif sur la scolarisation et le travail de marché et positif sur le travail domestique, si les enfants parmi les plus âgés sont requis pour prendre en charge les plus jeunes. En revanche, un nombre plus élevé d'adultes permet une meilleure répartition des tâches et de relâcher la contrainte temporelle, ce qui peut avoir un effet positif sur la scolarisation et le travail de marché.

L'effet de la richesse du ménage est à priori indéterminé. D'une part, les ménages les plus riches ont moins probablement que les autres une contrainte budgétaire forte, ce qui devrait avoir un effet favorable sur la demande d'éducation et négatif sur le travail des enfants. D'autre part, les ménages les plus riches sont plus que les autres susceptibles de posséder des actifs productifs, ce qui peut au contraire favoriser l'emploi des enfants si le rendement de leur travail est accru par le volume de ces actifs. Dans la mesure où la régression tient compte du statut d'indépendant du chef du ménage, cet effet devrait être absorbé par cette indicatrice, et on peut s'attendre à ce que l'effet positif l'emporte. La mesure retenue de la richesse est un indicateur synthétique de niveau de vie, ou score, construit à l'aide des données sur les avoirs du ménage et les caractéristiques de son logement. Cet indicateur donne une mesure du niveau de vie du ménage moins conjoncturelle que son revenu ou sa consommation par tête. Il est construit à partir d'une analyse en composantes principales synthétisant l'information contenue dans 16 variables (posséder ou non une voiture, une moto, une bicyclette, un poste de radio, un téléviseur, une chaîne hi-fi, une machine à coudre, nombre de pièces du logement, raccordement à l'électricité, mode d'approvisionnement en eau – robinet ou borne fontaine –, et type d'aisance – privé avec chasse d'eau, extérieur, commun avec chasse d'eau, latrines). Les scores associés aux différentes variables dans la

Tableau 7  
Poids des variables dans la première composante principale (CP)

Caractéristiques	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo
<b>Actifs possédés</b>							
Voiture (1 : oui/0 : non)	0,32	0,32	0,26	0,36	0,33	0,25	0,32
Moto (1 : oui/0 : non)	0,17	0,22	0,00	0,13	0,09	0,10	0,13
Bicyclette (1 : oui/0 : non)	0,14	0,03	0,01	0,14	0,16	0,10	0,08
Radio (1 : oui/0 : non)	0,15	0,10	0,17	0,13	0,19	0,15	0,16
Téléviseur (1 : oui/0 : non)	0,31	0,33	0,27	0,33	0,34	0,33	0,33
Chaîne hi-fi (1 : oui/0 : non)	0,27	0,28	0,25	0,30	0,23	0,24	0,28
Réfrigérateur (1 : oui/0 : non)	0,31	0,32	0,25	0,37	0,29	0,20	0,33
Machine à coudre (1 : oui/0 : non)	0,10	0,13	0,10	0,18	0,15	0,17	0,13
<b>Caractéristiques du logement</b>							
Nombre de pièces	0,26	0,15	0,34	0,22	0,23	0,25	0,25
Raccordé au réseau électrique (1 : oui/0 : non)	0,24	0,32	0,11	0,32	0,30	0,26	0,29
Logement de type villa (1 : oui/0 : non)	0,27	0,31	0,25	0,24	0,31	0,26	0,32
Raccordé à l'eau courante (1 : oui/0 : non)	0,30	0,34	0,37	0,31	0,36	0,39	0,30
Accès à l'eau par borne fontaine (1 : oui/0 : non)	-0,28	-0,32	-0,35	-0,19	-0,31	-0,37	-0,22
Toilettes individuelles (1 : oui/0 : non)	0,36	0,31	0,40	0,30	0,28	0,33	0,34
Toilettes communes (1 : oui/0 : non)	-0,20	-0,02	-0,20	-0,02	-0,01	-0,21	-0,03
Latrines (1 : oui/0 : non)	-0,03	0,04	-0,22	-0,14	-0,04	-0,15	-0,16
% de l'inertie totale expliquée par la 1 <sup>re</sup> CP	0,26	0,29	0,27	0,23	0,28	0,22	0,26

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir tableau I) ; calculs des auteurs.

première composante principale sont présentés dans le tableau 7. Selon les pays, la première composante principale restitue entre 22 et 30 % de l'inertie totale du nuage de points. Elle est significativement corrélée avec la majorité des variables retenues (positive avec les actifs possédés et les indicateurs de confort du logement, négative avec les variables reflétant la pauvreté des conditions de vie), ce qui permet de l'interpréter comme un indicateur de niveau de vie ou de richesse des ménages.

Parmi ces variables, certaines sont susceptibles d'être corrélées avec un facteur d'hétérogénéité non observé agissant sur la probabilité d'être scolarisé, de participer aux activités domestiques ou de travailler. En particulier, le statut migratoire de l'enfant et le score de richesse du ménage pourraient entrer dans cette catégorie. Les enfants qui ont migré, soit de façon individuelle soit pour suivre leurs parents, peuvent avoir une participation différente aux trois types

d'activités, non pas du fait de leur migration, mais parce que celle-ci pu être rendue nécessaire justement pour qu'ils puissent se livrer à l'activité dans laquelle nous les observons. Ce peut être le cas par exemple des enfants confiés pour des motifs de scolarisation. De même, le score de richesse du ménage peut être positivement corrélé à la probabilité de scolariser les enfants sans qu'il y ait de relation causale, si par exemple les ménages les plus riches, toutes choses égales par ailleurs, sont aussi ceux qui ont une préférence plus élevée pour l'éducation. Les variables de contrôle, éducation du chef et de son conjoint en particulier, qui sont incluses dans la liste des variables explicatives ont pour effet d'amoindrir cette source de biais. Mais nous ne pouvons garantir qu'elles suffisent à l'éliminer totalement. En l'absence d'un instrument crédible qui permettrait de régler la question, nous n'avons d'autre choix que d'en tenir compte lorsque nous commentons les résultats de la régression dans la section suivante.

## Résultats économétriques

Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 8. Les écarts types des coefficients estimés étant potentiellement biaisés par l'existence de corrélations des termes d'erreur pour les enfants originaires d'un même ménage, ces derniers ont été corrigés.

L'examen des coefficients de corrélation des résidus montre d'abord que l'effet des variables inobservables est de sens opposé sur la scolarisation et sur la participation au travail, que celui-ci soit exercé dans un cadre domestique ou non. En d'autres termes, les ménages qui, toutes choses égales par ailleurs, investissent plus dans l'éducation choisissent également de ne pas faire travailler leurs enfants. Ce résultat suggère qu'il existe une forme de concurrence entre école et travail. La concurrence paraît toutefois beaucoup plus forte entre école et activité économique ( $\rho_{MS}$ ) qu'entre école et activité domestique ( $\rho_{DS}$ ). En effet, le coefficient de corrélation  $\rho_{DS}$  est de faible valeur et non significativement différent de zéro pour quatre capitales sur sept, tandis que  $\rho_{MS}$  est significatif et de valeur élevée pour toutes les capitales. Ce résultat est assez proche de celui obtenu par DUMAS (2004) et KIS-KATOS (2007) à partir de données portant, respectivement, sur le Brésil et sur deux provinces du nord de l'Inde.

En ce qui concerne maintenant les variables de caractéristiques individuelles, conformément à ce que l'on pouvait attendre dans le contexte ouest-africain, les résultats font apparaître que les enfants les plus âgés ont une probabilité plus faible d'être scolarisés et plus forte de prendre part aux activités de marché et domestique. Ce résultat est robuste quels que soient l'échantillon et la spécification. L'examen des résultats par sexe montre que les garçons ont, comparativement aux filles, une probabilité d'aller à l'école souvent plus forte et une

Travail, scolarisation et activité domestique : quel arbitrage pour les enfants ?

Tableau 8  
Résultats du modèle probit trivarié

Équation estimée et variables explicatives	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé
<b>Va à l'école</b>							
Âge	-0,183** (0,0324)	-0,165** (0,0267)	-0,131** (0,0309)	-0,0685** (0,0262)	-0,141** (0,0245)	-0,126** (0,0208)	-0,0926* (0,0377)
Garçon	0,215 (0,158)	-0,0186 (0,155)	0,670** (0,191)	0,206* (0,101)	0,0227 (0,0822)	0,188* (0,0770)	0,779** (0,195)
Enfant du chef	1,174** (0,124)	0,636** (0,127)	0,601** (0,125)	0,363* (0,143)	0,310** (0,113)	0,0859 (0,0820)	0,624** (0,174)
Musulman	-0,273 (0,177)	-0,483** (0,105)	-0,134 (0,129)				-0,0550 (0,193)
Musulman x enfant du chef	0,237 (0,301)	0,185 (0,167)	-0,299 (0,201)				-0,494 (0,303)
Chef de ménage Masculin	-0,0859 (0,231)	0,832** (0,216)	0,0240 (0,179)	0,232 (0,346)	0,0579 (0,296)	-0,206 (0,182)	-0,251 (0,231)
Chef de ménage sans conjoint	0,370 (0,228)	0,702** (0,215)	0,238 (0,156)	0,381 (0,338)	0,0840 (0,298)	0,162 (0,187)	0,0763 (0,230)
Éducation du chef de ménage	0,00895 (0,0139)	0,0280* (0,0139)	0,0208 (0,0143)	0,0466** (0,0132)	0,0518** (0,0116)	0,0476** (0,0103)	0,0309 (0,0168)
Éducation du conjoint du chef	0,0156 (0,0162)	-0,0106 (0,0157)	0,0274 (0,0191)	0,0149 (0,0162)	0,0199 (0,0142)	0,0483** (0,0140)	0,0279 (0,0233)
Éducation du chef x Garçon	0,0441* (0,0217)	0,0515* (0,0232)	0,0481* (0,0245)	0,0272 (0,0200)	0,00191 (0,0160)	0,00471 (0,0136)	0,00380 (0,0318)
Éducation du conjoint du chef x garçon	0,0349 (0,0307)	0,0178 (0,0258)	-0,0624* (0,0311)	0,00379 (0,0259)	0,0336 (0,0218)	-0,0153 (0,0193)	0,0315 (0,0479)
Chef travailleur Indépendant	-0,232* (0,106)	-0,0322 (0,0873)	-0,190 (0,102)	-0,244* (0,0974)	-0,213** (0,0816)	-0,298** (0,0720)	-0,287* (0,119)
Nb d'adultes dans le ménage	-0,0152 (0,0260)	0,0184 (0,0200)	0,0344 (0,0197)	0,0610** (0,0194)	-0,00297 (0,0147)	-0,00742 (0,0110)	0,0528 (0,0283)
Nb d'enfants dans le ménage	-0,0142 (0,0259)	-0,0382 (0,0203)	0,0283 (0,0274)	-0,0545* (0,0218)	-0,0136 (0,0156)	-0,0242 (0,0141)	-0,0133 (0,0385)
Migrant interne	-0,809** (0,150)	-0,314* (0,158)	-0,787** (0,137)	-0,831** (0,185)	-0,675** (0,196)	-0,638** (0,143)	-0,590** (0,176)
Migrant interne x enfant du chef	0,566** (0,210)	0,699** (0,212)	0,746** (0,203)	0,469* (0,235)	0,568* (0,228)	0,537** (0,207)	0,736** (0,244)

Tableau 8 (suite)

Équation estimée et variables explicatives	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé
Indice de richesse	0,0972** (0,0302)	0,0316 (0,0255)	0,155** (0,0285)	0,0241 (0,0320)	0,0820* (0,0328)	0,114** (0,0195)	-0,00642 (0,0327)
Constante	2,238** (0,515)	1,718** (0,447)	1,295** (0,431)	0,894 (0,536)	1,999** (0,449)	2,070** (0,324)	1,638** (0,582)
<b>Participe aux tâches domestiques</b>							
Âge	0,0811** (0,0257)	0,0801** (0,0225)	0,0989** (0,0284)	0,0848** (0,0237)	0,0545* (0,0218)	0,137** (0,0197)	-0,0312 (0,0325)
Garçon	-0,598** (0,138)	-0,949** (0,125)	-0,762** (0,186)	-1,106** (0,101)	-1,065** (0,0839)	-1,266** (0,0802)	-0,852** (0,194)
Enfant du chef	-0,219 (0,126)	-0,144 (0,123)	-0,392** (0,126)	-0,171 (0,136)	-0,0561 (0,117)	-0,150 (0,0789)	-0,144 (0,153)
Musulman	-0,577** (0,164)	0,0747 (0,0953)	0,155 (0,140)				0,0817 (0,298)
Musulman x enfant du chef	0,609** (0,228)	-0,153 (0,139)	-0,617** (0,205)				-0,0829 (0,368)
Chef de ménage Masculin	0,125 (0,172)	0,370 (0,219)	-0,218 (0,175)	0,105 (0,317)	0,374 (0,253)	-0,0600 (0,138)	-0,0243 (0,226)
Chef de ménage sans conjoint	-0,117 (0,173)	0,241 (0,219)	-0,268 (0,162)	-0,110 (0,309)	0,302 (0,250)	-0,126 (0,138)	-0,276 (0,233)
Éducation du chef	-0,0112 (0,0138)	-0,0171 (0,0128)	-0,0190 (0,0147)	0,0123 (0,0110)	-0,00486 (0,0109)	-0,0105 (0,00972)	-0,0325 (0,0193)
Éducation du conjoint du chef de ménage	-0,0134 (0,0156)	0,00592 (0,0148)	-0,0242 (0,0196)	-0,0328* (0,0143)	-0,0117 (0,0139)	-0,0197 (0,0129)	-0,0511* (0,0260)
Éducation du chef x Garçon	-0,00234 (0,0166)	0,0235 (0,0157)	-0,00487 (0,0209)	-0,0152 (0,0152)	0,0110 (0,0152)	0,0208 (0,0131)	0,0275 (0,0244)
Éducation du conjoint du chef x garçon	0,0302 (0,0209)	-0,0278 (0,0199)	0,0297 (0,0268)	0,0371 (0,0197)	-0,0201 (0,0225)	0,0364* (0,0180)	0,0266 (0,0313)
Chef travailleur Indépendant	0,172 (0,0986)	0,00493 (0,0836)	-0,132 (0,115)	-0,131 (0,0897)	0,132 (0,0814)	0,152* (0,0747)	0,0550 (0,117)
Nb d'adultes dans le ménage	-0,0586* (0,0238)	-0,0107 (0,0174)	-0,0327 (0,0223)	-0,0367* (0,0156)	-0,0152 (0,0156)	-0,0227* (0,0110)	-0,0115 (0,0260)
Nb d'enfants dans le ménage	-0,0389 (0,0256)	-0,0516** (0,0199)	-0,0613 (0,0327)	0,0286 (0,0193)	0,00199 (0,0177)	-0,00119 (0,0136)	0,0205 (0,0334)
Migrant interne	0,133 (0,168)	0,389* (0,160)	0,251 (0,141)	0,0961 (0,176)	0,300 (0,193)	-0,00141 (0,149)	0,508* (0,199)

Travail, scolarisation et activité domestique : quel arbitrage pour les enfants ?

Tableau 8 (suite)

Équation estimée et variables explicatives	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé
Migrant interne x enfant du chef	-0,0390 (0,209)	-0,198 (0,191)	-0,309 (0,194)	-0,105 (0,220)	-0,130 (0,225)	0,0579 (0,204)	-0,0568 (0,235)
Indice de richesse	-0,0313 (0,0287)	-0,0309 (0,0232)	-0,0748* (0,0311)	-0,0346 (0,0277)	-0,0493 (0,0296)	-0,0249 (0,0204)	0,00148 (0,0344)
Constante	0,307 (0,412)	-0,810* (0,408)	-0,185 (0,441)	-0,743 (0,483)	-0,610 (0,396)	-1,104** (0,295)	2,156** (0,567)
<b>Participe aux activités économiques</b>							
Âge	0,208** (0,0348)	0,174** (0,0317)	0,126** (0,0399)	0,199** (0,0356)	0,0848** (0,0269)	0,247** (0,0307)	0,0917** (0,0341)
Garçon	-0,0358 (0,175)	0,0394 (0,203)	-0,364 (0,218)	0,213 (0,112)	0,237* (0,0972)	0,369** (0,110)	-0,451** (0,170)
Enfant du chef	-1,145** (0,133)	-0,612** (0,146)	-0,348* (0,165)	-0,0442 (0,153)	-0,216 (0,143)	0,000821 (0,110)	-0,327* (0,160)
Musulman	0,270 (0,175)	0,382* (0,152)	-0,0873 (0,153)				-0,305 (0,200)
Musulman x Enfant du chef	-0,399 (0,353)	-0,0761 (0,215)	0,320 (0,239)				0,126 (0,294)
Chef de ménage Masculin	0,263 (0,231)	-0,416 (0,301)	-0,166 (0,196)	-0,236 (0,406)	0,157 (0,269)	0,260 (0,172)	0,356 (0,202)
Chef de ménage sans conjoint	-0,169 (0,247)	-0,190 (0,293)	-0,201 (0,173)	0,0699 (0,400)	0,238 (0,259)	-0,00493 (0,176)	0,239 (0,209)
Éducation du chef	-0,0128 (0,0152)	-0,0295 (0,0192)	-0,0257 (0,0181)	-0,00460 (0,0134)	0,00319 (0,0154)	-0,0200 (0,0144)	-0,0188 (0,0162)
Éducation du conjoint du chef	-0,0285 (0,0186)	0,0262 (0,0216)	0,0125 (0,0200)	0,00876 (0,0170)	-0,0433* (0,0183)	-0,0423* (0,0214)	-0,00510 (0,0242)
Éducation du chef x garçon	-0,0760** (0,0276)	-0,00870 (0,0256)	-0,0498 (0,0277)	-0,0316 (0,0171)	-0,0389 (0,0199)	-0,0361 (0,0202)	0,00239 (0,0252)
Éducation du conjoint x garçon	-0,00248 (0,0389)	-0,0205 (0,0285)	0,0320 (0,0301)	-0,0415 (0,0223)	0,0510* (0,0236)	0,0358 (0,0276)	-0,00833 (0,0339)
Chef travailleur Indépendant	0,284* (0,117)	0,0803 (0,111)	0,322* (0,130)	0,171 (0,110)	0,330** (0,0996)	0,237* (0,0934)	0,279* (0,112)
Nb d'adultes dans le ménage	0,0172 (0,0264)	-0,0456 (0,0236)	-0,0522 (0,0308)	-0,0185 (0,0196)	-0,0249 (0,0189)	0,00425 (0,0150)	0,0406 (0,0237)
Nb d'enfants dans le ménage	0,0202 (0,0300)	0,0560 (0,0319)	-0,0126 (0,0353)	0,0183 (0,0216)	-0,00986 (0,0230)	0,0176 (0,0168)	-0,0304 (0,0332)

Tableau 8 (suite)

Équation estimée et variables explicatives	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Niamey	Dakar	Lomé
Migrant interne	0,588** (0,149)	-0,0511 (0,180)	0,635** (0,171)	0,626** (0,185)	0,577** (0,210)	0,703** (0,173)	0,556** (0,173)
Migrant interne x Enfant du chef	-0,562* (0,220)	-0,465 (0,269)	-0,718** (0,256)	-0,507* (0,250)	-0,291 (0,255)	-0,738** (0,266)	-0,476* (0,218)
Indice de richesse	-0,0389 (0,0314)	-0,0324 (0,0328)	0,00113 (0,0354)	-0,0128 (0,0329)	-0,0394 (0,0395)	-0,0866** (0,0269)	-0,0767* (0,0342)
Constante	-3,173** (0,567)	-2,875** (0,543)	-1,959** (0,604)	-3,558** (0,671)	-2,315** (0,459)	-4,964** (0,454)	-2,313** (0,524)
$\rho$ DS	-0,0618 (0,0630)	-0,0934 (0,0506)	-0,389** (0,0636)	-0,0749 (0,0535)	-0,156** (0,0482)	-0,0968* (0,0417)	-0,165 (0,0932)
$\rho$ MS	-1,866** (0,148)	-0,759** (0,0789)	-1,189** (0,108)	-0,389** (0,0650)	-0,411** (0,0655)	-0,671** (0,0646)	-0,766** (0,0850)
$\rho$ MD	0,101 (0,0696)	0,0524 (0,0506)	0,0746 (0,0744)	0,231** (0,0612)	0,222** (0,0479)	-0,0293 (0,0563)	0,362** (0,0774)
Observations	1,327	1,744	1,168	1,526	1,820	2,367	1,130

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir tableau 1) ; calculs des auteurs.

Écart types robustes entre parenthèses. \*significatif au seuil de 10 % ; \*\*significatif au seuil de 5 % ; \*\*\*significatif au seuil de 1 %.

probabilité de participer aux tâches domestiques systématiquement plus faible. Les résultats sont plus contrastés pour la participation aux activités économiques : les garçons sont moins enclins à avoir une activité hors du cadre domestique à Lomé mais le sont davantage à Niamey et à Dakar. La nature des liens unissant l'enfant au chef de ménage (enfant biologique ou non) apparaît également comme un déterminant important du choix d'allocation du temps entre travail et scolarisation. Les enfants biologiques du chef de ménage ont en effet une probabilité plus forte d'aller à l'école et moins forte de travailler, que ce soit dans un cadre domestique ou non<sup>4</sup>. De même, la variable précisant le statut migratoire de l'enfant montre que les enfants qui ne sont pas nés dans la capitale ont une probabilité sensiblement moins grande d'aller à l'école et plus forte d'exercer une activité économique dans six capitales sur sept<sup>5</sup>. Cependant, ceci n'est vrai que pour les enfants qui ne résident pas avec leurs parents biologiques, puisque le coefficient de l'interaction entre le fait d'être migrant et le fait d'être un enfant biologique du chef de ménage est toujours positif et significatif. Une interprétation possible de ces résultats est que l'impact du statut

4. Afin de ne pas biaiser les résultats des analyses, les enfants ayant le statut de domestiques ont été exclus de l'échantillon.

5. La proportion d'enfants nés hors de la capitale et ayant migré en ville est importante : elle s'élève à 37 % à Lomé, 31 % à Abidjan, 27 % à Cotonou et 23 % à Ouagadougou. Elle est plus faible à Bamako, Niamey et Dakar, où elle atteint respectivement 17 %, 15 % et 9 %.

migratoire sur la probabilité de travailler ou d'aller à l'école s'explique parce que la migration et le choix d'activité font partie d'un même projet. Les enfants qui ont migré avec leurs parents pourraient avoir une probabilité plus forte d'aller à l'école parce qu'une des raisons de la migration pourrait être d'améliorer leurs chances d'éducation<sup>6</sup>. À l'opposé, les enfants qui ont migré sans leurs parents pourraient l'avoir fait pour améliorer leurs chances de trouver un emploi. Une bonne partie des enfants non biologiques, particulièrement ceux nés en dehors de la capitale, sont probablement des enfants confiés à un membre adulte du ménage. Ainsi par exemple au Sénégal, environ 12 % des enfants de 0 à 15 ans sont confiés, et 32 % des ménages accueillent ou envoient un ou plusieurs enfants (BECK *et al.*, 2011). Que ces enfants aient une probabilité plus faible d'être scolarisés que les enfants biologiques de leur ménage d'accueil est cohérent avec l'hypothèse, défendue par certaines organisations internationales et dans certains articles académiques, que la pratique consistant à confier un enfant à une personne autre que ses parents biologiques aurait un impact négatif sur son bien-être (KIELLAND, 1999 ; UNICEF, 1999 ; CASE *et al.*, 2000, 2004 ; BISHAI *et al.*, 2003). Les premières études sur le « confiage » des enfants, telle celle de AINSWORTH (1996), obtiennent des résultats qui ne contredisent pas cette hypothèse. Mais elles sont limitées par la nature des données employées qui ne permettent pas la comparaison des enfants confiés avec ceux de leur ménage d'origine. Une autre perspective est offerte par AKRESH (2008), pour le Burkina Faso, à partir de données qui réunissent des informations sur les ménages d'accueil et d'origine de l'enfant confié. L'étude montre que les enfants confiés n'ont pas une probabilité d'être scolarisés significativement plus faible que celle des enfants biologiques de leur ménage d'accueil et, surtout, que cette probabilité est significativement plus élevée que celle de leurs frères et sœurs biologiques non confiés. De même, COPPOLETTA *et al.* (2011), exploitant des données sénégalaises recueillies en 2006-2007, montrent que les adultes qui ont été confiés lorsqu'ils étaient enfants ont aujourd'hui une situation légèrement plus favorable que les non confiés, en termes d'éducation et de statut dans leur ménage. En l'état, nous ne pouvons donc pas interpréter nos résultats comme le signe que les enfants confiés au ménage ont un sort relativement peu enviable en comparaison de leurs frères et sœurs biologiques.

Plusieurs variables de caractéristiques du ménage ont elles aussi une influence sur le choix d'allocation du temps des enfants. L'éducation du chef de ménage et, dans une moindre mesure, celle de son conjoint augmentent la probabilité que l'enfant aille à l'école, dans presque toutes les capitales, et diminuent la probabilité qu'il travaille. Ce résultat est cohérent avec le cadre théorique : le niveau d'éducation des adultes au sein d'un ménage augmente les rendements de l'éducation des enfants, en facilitant notamment leurs conditions d'apprentissage, et incite ces derniers à consacrer plus de temps à l'école et moins de temps au travail. L'impact du niveau d'éducation du chef de ménage apparaît

6. Il se pourrait également que ces enfants partagent avec leurs parents des caractéristiques communes inobservables qui auraient un effet positif à la fois sur la probabilité de migrer et sur celle d'être scolarisé. Nos données ne nous permettent pas de tester cette possibilité.

en outre plus fort chez les garçons à Abidjan, Cotonou et à Ouagadougou. L'effet du niveau d'éducation du conjoint du chef a une significativité moindre car il est la somme de deux effets de sens contraire : d'un côté, une femme instruite a plus d'opportunités d'emploi et est donc plus susceptible de déléguer du travail domestique aux enfants de son ménage, ce qui réduit leur chance d'aller à l'école (cependant les résultats du chapitre 7 indiquent que le travail domestique ne diminue pas lorsque les femmes travaillent à l'extérieur du ménage) ; de l'autre côté, une femme instruite est mieux à même de soutenir les enfants de son ménage dans leur apprentissage scolaire et, ce faisant, de les conduire à choisir l'école plutôt que le travail.

L'effet du nombre d'adultes dans le ménage sur l'emploi du temps des enfants n'est quant à lui significatif que dans certains cas. À Bamako et, dans une moindre mesure, à Abidjan et à Lomé, cet effet augmente la probabilité d'aller à l'école et réduit la participation aux activités domestiques, suggérant par là un partage des tâches entre les différents membres du ménage. Les enfants d'un même ménage semblent néanmoins se faire concurrence pour accéder à l'école, puisqu'une augmentation du nombre d'enfants tend à réduire la présence à l'école. Cependant, l'effet n'est pas statistiquement élevé et significatif, à l'exception de Bamako.

Finalement, deux variables ont une influence forte sur l'emploi du temps des enfants : le statut d'entrepreneur indépendant du chef de ménage et l'indicateur de richesse du ménage. Le statut d'entrepreneur du chef de ménage accroît significativement la participation des enfants aux activités économiques dans cinq capitales sur sept. Cette participation se fait au détriment de la scolarisation qui diminue quant à elle dans six capitales sur sept. Deux raisons peuvent expliquer ce résultat. Il est tout d'abord possible que les imperfections du marché du travail rendent difficile le recours à de la main-d'œuvre extérieure. Dans cette perspective, un entrepreneur peut être incité à recourir à une force de travail familiale, notamment celle de ses enfants. On retrouve ici, dans un contexte urbain, le même résultat que celui obtenu par BHALOTRA et HEADY (2003) dans le cas du milieu rural au Ghana et au Pakistan. Il est ensuite tout à fait vraisemblable que l'expérience professionnelle acquise par les enfants dans l'entreprise familiale puisse être valorisée sur le marché du travail et qu'elle conduise à arbitrer en défaveur de l'école. On peut en effet penser qu'un chef de ménage utilisant la force de travail de ses propres enfants (ou des autres enfants de son ménage) soit soucieux de leur faire acquérir des compétences ou un capital humain spécifique qu'ils pourront ensuite faire valoir sur le marché du travail. On retrouve ici une hypothèse évoquée précédemment qui envisage la possibilité que l'expérience professionnelle acquise au cours de l'enfance accroisse la productivité du travail à l'âge adulte.

Comme dans de nombreux travaux empiriques (voir notamment RAY, 1999, 2000 ; LACHAUD, 2004 ; PSACHAROPOULOS, 1997), le niveau de richesse des ménages apparaît lui aussi comme un déterminant important du choix d'allocation du temps des enfants. Il agit positivement et significativement sur la

scolarisation des enfants dans six capitales sur sept et diminue leur participation aux activités économiques et/ou domestiques. Cet effet est conforme à ce que l'on peut attendre lorsque l'accès à l'emprunt des ménages dépend de leur capacité à présenter des garanties suffisantes. Un niveau plus élevé de richesse permet alors de relâcher la contrainte budgétaire et favorise la scolarisation. Puisque la variable n'est pas instrumentée, nous ne pouvons naturellement pas exclure la possibilité que l'effet identifié ici soit sur-évalué. Si les ménages qui ont un goût prononcé pour l'éducation sont également les plus riches, le coefficient du score de richesse est biaisé vers le haut dans l'équation de scolarisation et vers le bas dans l'équation de participation au marché du travail. Cependant, le fait que l'éducation du chef de ménage et celle de son conjoint soient incluses dans la liste des variables explicatives, et qu'un résultat qualitativement identique ait été obtenu dans six capitales sur sept, nous conduit à penser qu'un véritable effet de la richesse existe au moins dans certaines capitales.

## Conclusion

L'objectif de ce chapitre est d'identifier les facteurs qui déterminent l'allocation du temps des enfants entre activités économiques, activités domestiques et scolarisation dans les pays de l'Afrique de l'Ouest, à travers un échantillon d'enfants âgés de 10 à 14 ans recueilli dans les sept capitales francophones de l'UEMOA.

Nous montrons que le temps dédié aux activités domestiques ou économiques entre en compétition avec le temps passé à l'école, mais que la concurrence est particulièrement forte entre activités économiques et scolarisation. Ceci suggère qu'il est possible, dans une certaine mesure, de combiner école et participation aux tâches domestiques. Nos résultats montrent également une différence marquée entre garçons et filles, enfants biologiques et non biologiques, migrants et non-migrants. Les garçons, les enfants biologiques et les non-migrants ont une probabilité plus forte d'aller à l'école et une plus faible propension à participer aux tâches domestiques et aux activités économiques (sauf pour les garçons). Enfin, la probabilité d'aller à l'école (resp. de travailler) est généralement trouvée significativement plus forte (resp. faible) dans les ménages les plus éduqués et les plus aisés ou dans ceux dont le chef de ménage n'est pas un travailleur indépendant.

Ce dernier résultat pointe un possible effet non désiré des mesures qui faciliteraient l'accès au crédit (ou à toute autre façon d'accumuler du capital) pour les ménages pauvres. En effet, en améliorant les capacités de ces ménages à créer leur propre activité, on pourrait aboutir à accroître le travail des enfants

(DEL CARPIO et LOAYZA, 2012 pour le Nicaragua ; HAZARIKA et SARANDI, 2008 pour le Malawi rural trouvent des résultats qui confirment cette intuition). Cependant, il ne faut pas nécessairement en attendre un effet négatif sur le bien-être de ces enfants, si ceux-ci acquièrent des talents spécifiques qu'ils valoriseront plus tard sur le marché du travail et feront plus que compenser les pertes de gains dues à une scolarité raccourcie. Ainsi que nos résultats le suggèrent, les garçons semblent avoir un accès privilégié à cette forme d'accumulation du capital humain. Si, à l'avenir, d'autres résultats venaient confirmer cette tendance, cela impliquerait que l'inégal accès des sexes à l'éducation est doublé d'un accès tout aussi inégal à l'acquisition des savoir-faire professionnels dans les capitales ouest-africaines.

# Travailler à l'âge de la retraite ?

*Philippe ANTOINE*

## Introduction

Jusqu'à ces dernières années, dans la plupart des capitales africaines francophones d'Afrique de l'Ouest, l'âge de la retraite était fixé à 55 ans. Cependant, seules les personnes ayant exercé une activité dans les entreprises privées du secteur formel de l'économie ou dans l'administration cotisent et peuvent donc recevoir une pension de retraite. La majorité des travailleurs sont dans le secteur informel et ne bénéficient pas d'une assurance vieillesse. La situation des personnes âgées sur le marché du travail ne soulève guère d'intérêt pour l'instant, vu en particulier leur faible poids numérique, autour de 5 % de la population. Pourtant leur sort mérite qu'on s'y arrête un instant, et que l'on essaie de dresser un début d'état de la question pour au moins deux raisons. La première porte sur la croissance rapide des effectifs de personnes âgées, c'est en effet sur le continent africain que leur accroissement va être le plus important (VELKOFF et KOWAL, 2007). La seconde concerne leur participation au marché de l'emploi à des âges relativement avancés. La présence plus tardive des personnes âgées au travail est une question qui occupe actuellement la scène sociale en Afrique de l'Ouest, et le passage à un âge plus tardif de la retraite (à 60 ans) est une des revendications majeures des syndicats de la sous-région, compte-tenu de la relative modicité des pensions de retraite. Les négociations ont abouti dans la plupart des pays pour le secteur public dans les années 2004-2005, mais elles sont encore en cours dans certains pays en ce qui concerne le secteur privé moderne. Qui travaille après 55 ans et pour exercer quelles activités ? Quelles places respectives occupent les hommes et les femmes âgés sur le marché du travail ? Le temps de la retraite devient-il pour certains celui d'une reconversion

et de l'exercice d'une nouvelle activité ? Ce maintien prolongé en activité n'est-il pas source d'un conflit de générations potentiel : le maintien dans l'emploi des aînés ne freine-t-il pas l'entrée sur le marché du travail des plus jeunes ?

Pour répondre à ces questions<sup>1</sup>, nous analysons les données provenant des enquêtes 1-2-3 coordonnées par Afristat et Dial dans sept capitales ouest-africaines. Il s'agit d'une analyse secondaire d'une enquête qui avait pour objectif essentiel l'étude du marché de l'emploi. Cette étude permet de situer la place tenue par les personnes âgées sur le marché du travail dans chacune des capitales étudiées, en distinguant la situation des actifs exerçant dans le secteur informel de celle des bénéficiaires d'une pension de retraite. La nécessité du travail se pose pour ces personnes, car la plupart ont encore des responsabilités familiales.

## Données et variables utilisées

Les données utilisées pour ce travail proviennent des *enquêtes 1-2-3* réalisées dans les sept capitales des pays francophones de l'Union économique et monétaire ouest-africaine en 2001-2002. Le questionnaire de la phase 1 des enquêtes concerne essentiellement les actifs occupés, mais certaines informations permettent de tracer les grandes lignes de la situation dans l'activité des personnes âgées de 55 ans et plus. L'analyse de ces données permet d'offrir un premier panorama de la situation de l'emploi au-delà de l'âge de 55 ans, situation jusqu'à présent mal connue en Afrique. On trouvera sur la figure 1 la présentation par ville des effectifs concernés. L'essentiel de notre analyse portera sur 4 955 personnes âgées de 55 ans et plus.

## Le contexte

### **La situation socio-démographique**

Un tiers de la population de l'UEMOA réside en ville, et une grande partie de cette population urbaine se concentre dans la capitale du pays<sup>2</sup> qui concentre en

1. Ce texte reprend et développe une communication présentée au colloque international de l'*Aidelf Population et travail. Dynamiques démographiques et activités à Aveiro* (Portugal) en septembre 2006.

2. Toutes les villes mentionnées sont la capitale du pays à l'exception de la Côte d'Ivoire, où la ville d'Abidjan est considérée comme la capitale économique du pays et Yamoussoukro comme la capitale politique ; de fait, Abidjan cumule les deux rôles.

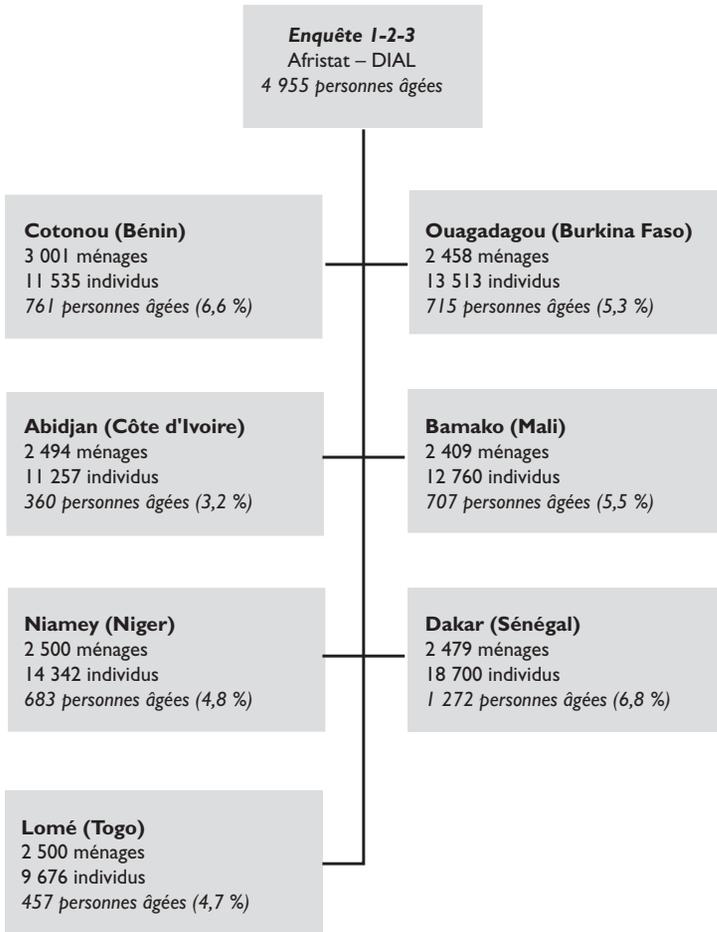


Figure 1  
Les enquêtes I-2-3 dans les sept pays de l'UEMOA.

général la plupart des investissements. Certaines agglomérations, comme Abidjan ou Dakar, atteignent des tailles conséquentes (respectivement près de 3 et 2 millions d'habitants). La structure de la population est jeune ; les personnes âgées de 55 ans et plus représentent une part très faible de la population de la capitale, entre 3 % à Abidjan et 6,5 % à Dakar (tableau 2). Une part importante de la population de chaque capitale est originaire de l'intérieur du pays, les migrations ont été en particulier importantes dans les années 1970. Les migrants de ces années-là sont ceux qui atteignent aujourd'hui l'âge de la retraite.

Une part importante de la population de chacune des capitales n'a pas fréquenté l'école et plus particulièrement les personnes âgées. Si l'analphabétisme régresse dans les générations les plus jeunes, une part importante d'entre elles ne dépasse pas le stade de l'école primaire (tableau 2). Des progrès restent encore à réaliser dans le domaine de l'éducation, en particulier à Dakar, Niamey et Bamako.

Tableau 1  
Données démo-économiques nationales (en 2001)

Données	Côte d'Ivoire	Mali	Bénin	Sénégal	Togo	Niger	Burkina Faso
Population (en milliers)*	17 008	11 994	7 426	10 590	5 510	12 181	11 650
Taux de croissance économique annuel (en %)**	0,1	11,9	6,2	5,6	0,6	5,8	6,8
Espérance de vie à 55 ans***	17,7	17,2	18,1	18,5	-	16,9	17,4

Sources : \*Nations unies ; \*\*UEMOA ; \*\*\*OMS.

1 € = 655,957 FCFA.

1. Il s'agit probablement là d'estimation à partir de tables types de mortalité, car la mortalité aux âges adultes demeure l'une des grandes inconnues de la démographie africaine. Cette estimation de l'espérance de vie à 55 ans ( $e_{55}$ ) permet de donner un ordre d'idée sur le nombre moyen d'années qui restent à vivre aux personnes à l'âge de 55 ans. L'espérance de vie à la naissance ( $e_0$ ) est un indicateur qui n'a par contre guère d'intérêt quand on aborde les questions de retraite et de travail des personnes âgées.

Tableau 2  
Données socio-démographiques concernant les capitales (2001)

Données	Abidjan	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Population (en milliers)*	3 046	1 143	809	1 906	784	675	856
Structure par âge (**):							
– de 0 à 14 ans	34,1	44,0	36,4	34,6	35,0	43,0	37,6
– de 15 à 54 ans	62,9	50,8	58,3	58,9	60,4	52,4	56,9
– 55 ans et plus	3,0	5,2	5,3	6,5	4,6	4,6	5,5
Taux d'activité des 10 ans et plus* :							
– Hommes	70,1	59,3	58,8	62,1	68,9	63,5	66,3
– Femmes	60,3	45,6	60,9	41,1	66,9	35,2	49,6
Taux net scolarisation primaire*	73,2	70,7	81,2	65,9	83,2	70,5	79,7

Sources : \*BRILLEAU *et al.*, 2005 ; \*\*enquêtes 1-2-3, phases 1, 2001-2003, INS, Afristat, Dial ; calculs de l'auteur.

## Un marché du travail où le secteur informel prédomine

Les taux d'activité des hommes varient de 58 % (Cotonou) à 70 % (Abidjan) (tableau 2). Les différences sont plus marquées pour les femmes entre les capitales des pays du golfe de Guinée (Togo, Bénin, Côte d'Ivoire), où un peu plus de 60 % des femmes âgées de 10 ans et plus sont actives, et celles des pays sahéliens (Burkina Faso, Mali, Niger et Sénégal) où la proportion des actives varie entre 35 et 50 %, ces écarts traduisant une différence de statut des femmes dans chacune des sociétés (ADJAMAGBO *et al.*, 2005).

3. Il s'agit probablement là d'estimation à partir de tables types de mortalité, car la mortalité aux âges adultes demeure l'une des grandes inconnues de la démographie africaine. Cette estimation de l'espérance de vie à 55 ans ( $e_{55}$ ) permet de donner un ordre d'idée sur le nombre moyen d'années qui restent à vivre aux personnes à l'âge de 55 ans. L'espérance de vie à la naissance ( $e_0$ ) est un indicateur qui n'a par contre guère d'intérêt quand on aborde les questions de retraite et de travail des personnes âgées.

La répartition par secteur institutionnel des emplois constitue un indicateur synthétique de la structure du marché du travail. Cinq secteurs institutionnels ont été retenus par les concepteurs de l'enquête : les administrations publiques, le secteur parapublic, le secteur privé formel, le secteur informel et, enfin, le secteur social (UEMOA, 2004 b ; tableau 3).

Tableau 3  
Répartition des emplois par secteur institutionnel

Secteur institutionnel	Abidjan	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Administration publique	5,5	7,5	6,3	5,7	5,2	13,5	10,4
Entreprises publiques	1,1	2,5	2,2	1,8	2,3	1,8	2,3
Entreprises privées formelles	17,6	11,4	9,9	15,0	10,5	11,8	11,8
Entreprises privées informelles	74,7	77,5	80,3	76,4	81,0	71,1	73,4
Entreprises associatives	1,1	1,1	1,3	1,1	1,0	1,8	2,1
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

Source : UEMOA, 2004.

Le secteur informel occupe et de loin la première place : 76 % des actifs occupés y sont employés pour l'ensemble des sept capitales. On relève peu de différence entre les villes : un peu plus de 80 % des emplois à Cotonou et Lomé, 71 % à Niamey, ville où cette proportion est la plus faible (tableau 3). Le secteur privé formel vient en deuxième position avec en moyenne 14,2 % des emplois : aux extrêmes, on relève 17,6 % des emplois dans les entreprises privées formelles à Abidjan et 9,9 % à Cotonou. Peu de personnes sont employées dans le secteur public, seulement 8,4 % des actifs occupés travaillent dans ce secteur (6,6 % dans l'administration et 1,8 % dans les entreprises publiques et parapubliques). Niamey se distingue par une proportion relativement importante de fonctionnaires. En définitive, la majorité des travailleurs exercent dans un secteur où ils ne disposent d'aucune protection sociale.

Même les travailleurs du secteur privé formel ne paient pas tous des cotisations de retraite. D'une ville à l'autre, la proportion de travailleurs du secteur moderne qui déclarent avoir versé une cotisation varie de 8 à 19 %<sup>4</sup> (tableau 4).

Tableau 4  
Proportion d'actifs dans le secteur formel privé déclarant avoir un prélèvement de cotisation retraite

Secteur	Abidjan	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Privé formel	10	19	12	13	8	15	17
Secteur associatif	0	26	5	7	5	17	16

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir \*\*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

4. Il est possible que cette information soit sous-évaluée.

C'est dire combien la retraite avec pension ne concerne qu'une minorité de la population ; toutes les personnes qui n'appartiennent pas au secteur moderne de l'économie ne bénéficient pas de couverture sociale et, comme le souligne Colin GILLION (2000), l'extension de la protection « vieillesse » au secteur informel et à l'agriculture constitue un enjeu majeur en Afrique pour les décennies à venir, même si sa mise en place semble encore difficile et diversement appréciée ; tout particulièrement, les systèmes « multiplicateurs » mis en place pour apporter un soutien financier aux personnes âgées (JAMES, 1999 ; SCODELLARO, 2010 ; WILLMORE, 2000)

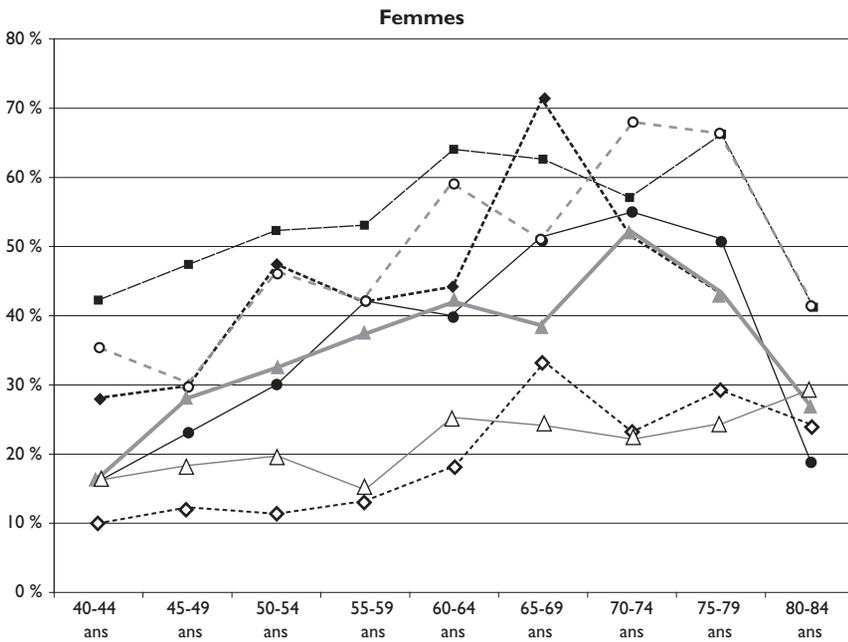
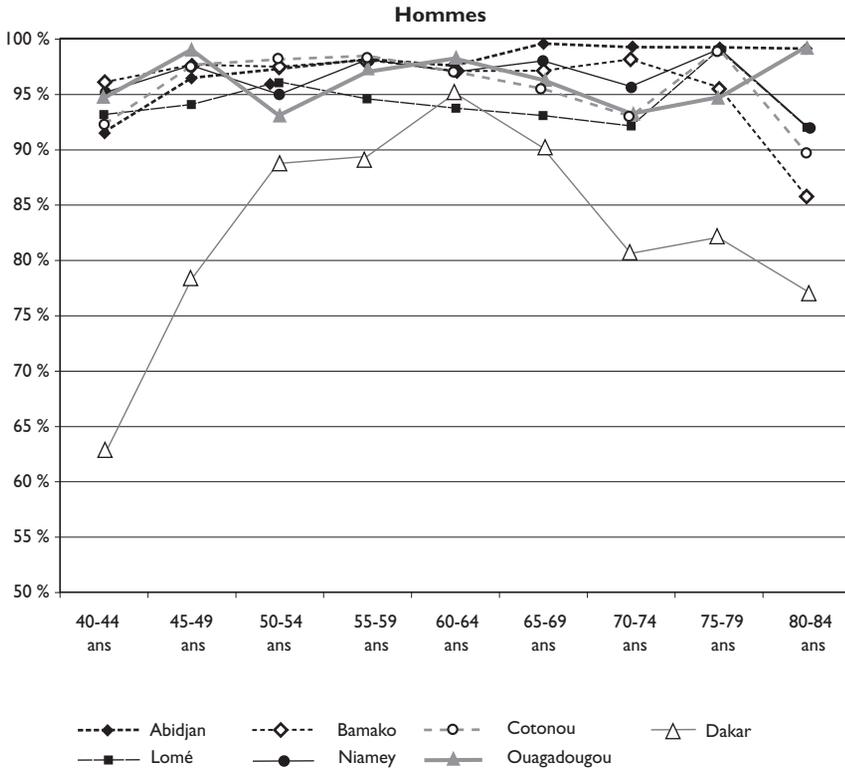
### L'importance des chefs de ménage âgés

Le poids démographique des personnes âgées demeure encore faible en Afrique subsaharienne, environ 7,2 % de la population à plus de 55 ans en 2006 et c'est seulement à partir de 2030 que commenceront à se poser les difficultés liées au vieillissement (UNITED NATIONS ORGANIZATION, 2003 ; VELKOFF et KOWAL, 2007). Les relations entre générations sont un des révélateurs des transformations économiques et sociales actuellement en cours sur le continent africain. Ces relations ne sont pas univoques et même si le pouvoir des aînés est peu à peu remis en question, leur rôle économique continue d'être important jusqu'à des âges avancés (ANTOINE, éd., 2007). Le faible effectif des personnes âgées ne doit pas conduire à minimiser leur importance démographique, sociale et économique.

Arrivés à 55 ans, la plupart des hommes sont chefs de ménage (ou tout au moins déclarés comme tels), à l'exception notable de Dakar, où l'âge pour devenir chef de ménage est plus tardif et où tous les hommes ne le deviennent pas (figure 2). C'est certainement le coût relativement élevé du logement à Dakar qui ne permet pas à tous les hommes de trouver un logement autonome pour leur famille et certains couples et leurs enfants restent hébergés chez un autre parent. De plus, même si la définition de chef de ménage est la même d'une capitale à l'autre l'interprétation de la notion par les enquêteurs et les enquêtés varie ; à Dakar il est difficile à un homme adulte résidant avec son père de se déclarer chef de ménage même si c'est lui le principal contributeur.

Chez les femmes, aux âges élevés, on relève également une forte proportion de femmes chefs de ménage à Abidjan, Lomé et Cotonou, dans une moindre mesure à Dakar et Niamey, et beaucoup moins à Bamako et Ouagadougou (figure 2). C'est essentiellement le veuvage sans remariage qui explique cette proportion importante de femmes chefs de ménage aux âges élevés (ADJAMAGBO et ANTOINE, 2009).

Si le poids démographique *stricto sensu* des personnes âgées de 55 ans et plus est faible, elles représentent cependant une part importante des chefs de ménage : entre 10 % (à Abidjan) et 32 % (à Dakar). Étant donné la taille relativement élevée des ménages dirigés par ces personnes âgées, c'est près d'une personne sur quatre qui vit dans un ménage ayant à sa tête quelqu'un de 55 ans et plus : 16 % de la population à Abidjan et plus de 40 % à Dakar sont dans cette situation. Si on prend en considération ce critère, l'appréciation du poids



**Figure 2**  
 Proportion de chefs de ménage par groupe d'âges.  
 Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir \*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

démographique des personnes âgées doit être relativisée et revue à la hausse en fonction de leur rôle dans la société (tableau 5).

Tableau 5  
Poids démographique relatif des chefs de ménage de 55 ans et plus

Sexe	Abidjan	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
<i>Proportion de chefs de ménage de 55 ans et plus parmi les chefs de ménage</i>							
Masculin	9	20	16	30	10	19	18
Féminin	16	26	24	36	19	31	23
Total	10	20	18	32	13	21	19
<i>Proportion de personnes vivant dans un ménage ayant une personne de 55 ans et plus à sa tête</i>							
En %	16	26	20	41	18	28	25

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir \*\*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

## La place des personnes âgées sur le marché du travail

Avant d'aborder la place des personnes de plus de 55 ans sur le marché du travail, il convient de s'attarder sur la situation des retraités dans ces capitales africaines et sur l'âge de la retraite.

### Le recul de l'âge de la retraite

Le terme retraite est parfois utilisé abusivement en Afrique, tous ceux qui se déclarent retraités ne touchent pas forcément une pension ; dans le langage courant, on peut se déclarer retraité parce qu'on est âgé et que l'on ne travaille plus même si on ne reçoit pas de pension. Dans l'enquête 1-2-3, nous avons considéré comme retraité toutes les personnes qui déclarent percevoir une pension de retraite. Dans les différents pays de l'UEMOA, le système est plus ou moins identique. Deux systèmes de retraite sont en place. L'un concerne les cotisants du secteur privé formel de l'économie, c'est un système par répartition. L'autre bénéficie aux fonctionnaires pour qui le paiement des retraites est inscrit au budget de l'État et dont le montant de la retraite est proportionnel aux annuités passées dans la fonction publique. À titre d'illustration, prenons l'exemple du Sénégal.

#### L'exemple du Sénégal

L'assurance obligatoire en matière de vieillesse est gérée par deux institutions : l'Institution de prévoyance retraites du Sénégal (Ipres) pour le privé et, pour le

public, le Fonds national de retraites (FNR). En application du code du travail en vigueur depuis 1952, l'Institut de prévoyance et de retraite de l'Afrique occidentale (Ipraio) a été créé en 1958 au profit des travailleurs salariés du secteur privé par une convention intersyndicale, patronale et ouvrière. Après l'éclatement de la fédération de l'Afrique occidentale française (AOF) et l'accession à l'indépendance des États qui la composaient, nombre de ces derniers se retireront de l'Ipraio. Au Sénégal, l'Ipraio, dont le siège était à Dakar, subsistera en l'état jusqu'en 1978 et il deviendra ensuite l'Ipres. En 1975, la loi rend obligatoire l'affiliation à ce régime de retraite pour tous les travailleurs salariés et pour les employeurs (DIOP, 2003). Le système de retraite de l'Ipres repose sur la répartition. Le mécanisme de ce système consiste à allouer aux allocataires une partie des cotisations versées par les cotisants (employeurs et employés) après déduction des frais de gestion ; les retraites d'une période donnée sont financées par le prélèvement sur les revenus d'activité de la même période ; d'où l'existence d'une relation qui s'établit entre le nombre de cotisants et le nombre d'allocataires. Pour pouvoir obtenir une pension de retraite, il faut être âgé d'au moins 55 ans, avoir cessé toute activité salariée et comptabiliser au moins 400 points de retraite. La pension peut également être liquidée par anticipation à partir de 53 ans.

Le FNR qui est un compte spécial du Trésor se charge du régime de retraite des fonctionnaires, c'est-à-dire les agents de l'État qui sont dans une situation de stabilité régie par des statuts. Le système de retraite du FNR aussi repose sur la répartition. Ces allocataires bénéficient des mêmes avantages médico-sanitaires que les fonctionnaires de l'État en activité dans les centres et structures hospitalières de l'État. L'âge de la retraite était aussi jusqu'en 2005 de 55 ans, sauf exception pour certains corps de l'État.

Au Sénégal, on compte environ 118 000 retraités, secteurs public et privé confondus. Les retraités ont de plus en plus de mal à percevoir leurs pensions. Le FNR connaît des difficultés financières, avec un déficit cumulé de six milliards FCFA. L'Ipres connaît également des difficultés dans l'accomplissement de sa mission. Avec un peu plus de 100 000 cotisants, elle devait verser des pensions à près de 60 000 retraités en 2003, ainsi qu'aux 35 000 veuves et 2 370 orphelins qui bénéficient d'une pension de réversion<sup>5</sup>. Les pensions restent dans l'ensemble très modestes<sup>6</sup>. Le passage à la retraite s'accompagne donc de changements dans la situation économique pour les individus ; la baisse substantielle de leurs revenus peut perturber le fonctionnement du ménage, comme l'explique ce transitaire en retraite que nous avons interrogé à Dakar : « Un chef de famille qui en activité gagnait 100 000 FCFA pour nourrir sa famille, une fois à la retraite, il touche 60 000 FCFA par trimestre, c'est très difficile. Cela ne peut pas soutenir une maison ». Pour lui, la diminution de ressources fait de la retraite une période de précarité : « La retraite, ce n'est pas

5. En 2003, par trimestre, l'Ipres versait respectivement, en moyenne, 71 408 FCFA aux retraités, 28 666 FCFA aux veuves et 15 789 FCFA aux orphelins.

6. 793 FCFA par jour aux retraités, 319 FCFA aux veuves et 175 FCFA aux orphelins.

le repos, car ce que tu gagnes ne sert à rien. Donc, tu es à la retraite, mais tu cherches un peu partout des moyens pour survivre ». Pour certains, surtout ceux qui perçoivent à l'Ipres, c'est le versement trimestriel des pensions qui accroît leurs difficultés. Pour une autre personne interviewée, le passage à la retraite a été une désagréable surprise car elle ne s'attendait pas à une pension aussi faible : « J'ai eu des déceptions pour ma retraite, j'ai travaillé avec des entreprises qui n'ont rien versé pour moi. J'ai travaillé pendant 45 ans, je perçois une pension de 22 000 FCFA tous les trois mois. Qu'est ce que cela peut régler ? ». Ce cas est loin d'être exceptionnel.

### *Une situation identique dans les autres pays de la sous-région*

On retrouve à peu près la même situation dans les autres capitales d'Afrique de l'Ouest : en général, l'âge de la retraite a été fixé à 55 ans, sauf exception pour certains corps de la fonction publique. Niamey fait figure à part, avec un âge à la retraite de 60 ans pour les hommes et de 55 ans pour les femmes. Sous la pression des institutions de Bretton Woods et pour limiter ses charges, le gouvernement nigérian avait pris en 1998 un certain nombre de mesures impopulaires, parmi lesquelles le départ à la retraite à 55 ans ou bien après avoir effectué 30 ans de service effectif. En mai 2006, le gouvernement a rétabli l'âge de la retraite à 60 ans pour les fonctionnaires. Dans la plupart des pays concernés par notre étude, le ratio retraité/cotisant se détériore de plus en plus et grève largement la trésorerie des structures chargées de gérer les retraités. Cette détérioration résulte en partie de la diminution relative du nombre de cotisants. Les jeunes générations se trouvent occuper de plus en plus d'emplois précaires sans couverture sociale (ANTOINE *et al.*, 2001 ; DIAGNE, 2006).

Partout, on retrouve la même revendication syndicale, retarder l'âge de sortie de l'emploi surtout pour faire face à la modicité de la plupart des pensions de retraite. Au Burkina Faso, par exemple, les revendications ont abouti en janvier 2004. Le gouvernement a décidé du relèvement de l'âge de départ à la retraite pour l'ensemble des travailleurs. Dans la fonction publique, l'âge de départ à la retraite s'échelonne désormais entre 55 et 63 ans selon la catégorie professionnelle. En novembre 2004, la loi a fixé l'âge de départ à la retraite des travailleurs des secteurs privé et parapublic à 56 ans pour les ouvriers et assimilés, 58 ans pour les employés et assimilés, 60 ans pour les agents de maîtrise, les cadres et assimilés, 63 ans pour les médecins et enseignants du supérieur officiant dans le privé<sup>7</sup>. Au Sénégal, l'âge à la retraite pour les fonctionnaires est passé en 2005 à 60 ans et, dans le privé, en principe, un passage progressif à 60 ans a été prévu par un accord entre patronat et syndicats. Mais cet accord tarde à se mettre en place et, récemment, à Dakar en juin 2006, les travailleurs des banques du Sénégal ont mis des brassards rouges pour exiger l'allongement de l'âge de la retraite à 60 ans<sup>8</sup>.

7. Quotidien *Le Pays*, n° 3285 du 31/12/2004.

8. [http://fr.allafrica.com/publishers.html?passed\\_name=Wal%20Fadjri&passed\\_location=Dakar](http://fr.allafrica.com/publishers.html?passed_name=Wal%20Fadjri&passed_location=Dakar), 12 juin 2006.

À la préoccupation des salariés répond celle des experts qui s'inquiètent de la viabilité de systèmes de retraite hérités de la période coloniale. Les régimes leur semblent trop subventionnés, et l'équilibre ne s'établit que par des prélèvements qui touchent l'ensemble de la population. « Ces systèmes peuvent imposer un fardeau injuste à ceux qui, en marge de l'économie formelle, gagnent moins bien leur vie, sans pour autant leur fournir systématiquement une aide pendant leur vieillesse » (HOLZMANN, 2000). Le montant des dépenses pour les retraites représente environ 1,5 % du PIB, sans que le système soit satisfaisant puisque les montants versés restent bien souvent dérisoires. Ainsi Robert Palacios préconisait, pour le Sénégal, dès 2004, la nécessité de réformes passant par le recul de l'âge de la retraite, l'augmentation de l'assise des cotisations, la baisse des prestations et une amélioration de la gestion afin d'en diminuer les coûts. Il s'interroge sur la viabilité à long terme du système du fait, outre le recul de l'âge de la retraite, de la nécessité de l'augmentation des cotisations pour assurer l'équilibre des régimes (PALACIOS, 2004). Dans ces sept pays comme dans de nombreux autres pays à revenu faible ou intermédiaire, le système de sécurité sociale ne couvre qu'une infime minorité de la population (principalement les fonctionnaires et les travailleurs du secteur formel) ; en revanche, les travailleurs du secteur informel, la grande majorité de la population, ne disposent d'aucune protection sociale et sont, par conséquent, particulièrement vulnérables lorsqu'à des âges élevés ils ne peuvent plus travailler, de façon temporaire ou définitive (APT, 2002). C'est pourquoi, si l'on veut améliorer le sort de ces travailleurs, notamment sur le plan de la santé et du niveau de vie, il faut d'abord leur procurer la possibilité d'accéder aux systèmes publics de sécurité sociale (KANNAN, 2007). La mise en place d'un véritable filet de protection sociale représente un objectif efficace pour protéger les personnes les plus démunies contre le risque d'indigence (KAKWANI et SUBBARAO, 2005 ; JAMES, 1999).

### **Une proportion importante de personnes âgées encore en activité**

En général, dans les pays occidentaux comme en Afrique, la productivité des seniors baisse avec l'âge soit parce qu'ils sont physiquement affaiblis, soit parce qu'ils ont de la difficulté à se familiariser avec de nouvelles techniques. Dès l'âge de la retraite atteint, la proportion d'actifs diminue, tant chez les hommes que chez les femmes, indépendamment du fait qu'ils puissent ou non bénéficier d'une pension de retraite. On voit très bien la baisse de la proportion d'actifs entre 50-54 ans et 55-59 ans dans toutes les capitales, à l'exception de Niamey où, on l'a vu, l'âge de la retraite est plus tardif (figure 3). On peut s'étonner d'un arrêt assez rapide d'activité dès 55 ans, alors que la majorité des personnes travaillent dans le secteur informel non concerné par les systèmes de retraite. Certains hommes évoquent des problèmes de santé ou d'invalidité, cette proportion allant croissante avec l'âge (4 % à 55-59 ans, 8 % à 60-64 ans, etc.). Toutefois, l'activité des personnes âgées est loin d'être négligeable puisque, à

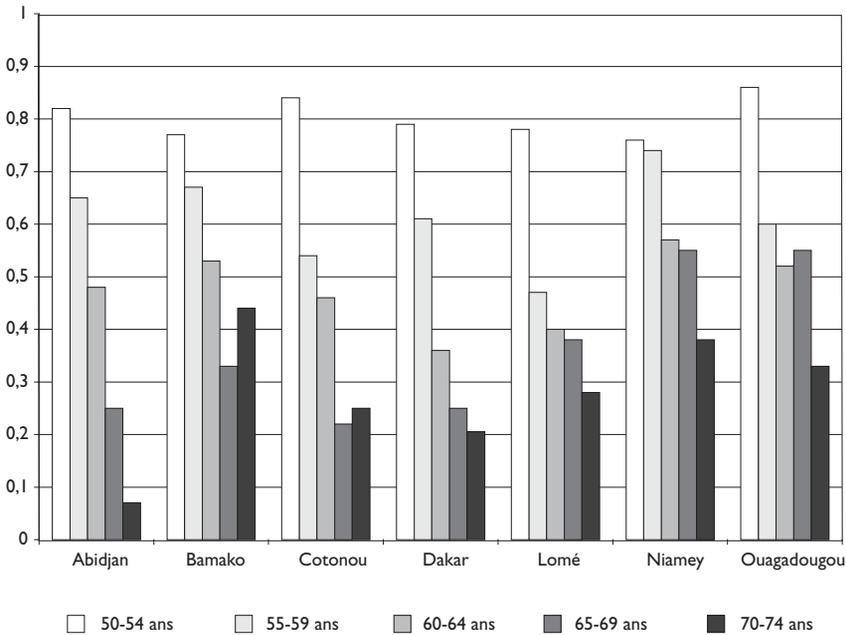


Figure 3

Proportion d'actifs occupés par groupe d'âges (hommes).

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir \*\*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

70-74 ans, plus de 45 % des hommes travaillent encore à Bamako et plus de 30 % à Lomé, Niamey ou à Cotonou.

Les femmes également sont bien présentes après 55 ans sur le marché du travail, particulièrement à Lomé, Cotonou ou Niamey (figure 4). Parfois les femmes âgées ont recommencé à exercer une activité rémunérée fort tardivement, après avoir élevé leurs premiers enfants. C'est le cas en particulier à Dakar (ADJAMAGBO et ANTOINE, 2009). La proportion de femmes qui évoquent des problèmes de santé les empêchant de travailler est toutefois plus grande : 11 % à 55-59 ans, 16 % à 60-64 ans et près d'un tiers à 70-74 ans.

Concernant l'activité aux âges élevés, on peut distinguer deux types de villes. Celles où la proportion de femmes actives est plus forte que celle des hommes ; Cotonou et Lomé et, dans une moindre mesure, Abidjan sont dans ce cas, l'autonomie plus grande des femmes dans ces villes les conduit à continuer à travailler plus longtemps que les hommes (figure 5). Et par ailleurs, celles comme dans les pays sahéliens, en particulier au Mali et au Burkina Faso, où l'activité aux âges élevés concerne davantage les hommes, traduisant le maintien d'une certaine dépendance des femmes.

Mais qu'en est-il de l'activité des personnes âgées au regard des pays occidentaux, où les taux d'emploi aux âges élevés sont très variables. Dans certains pays, la majorité des personnes est encore en emploi à 60-64 ans comme au

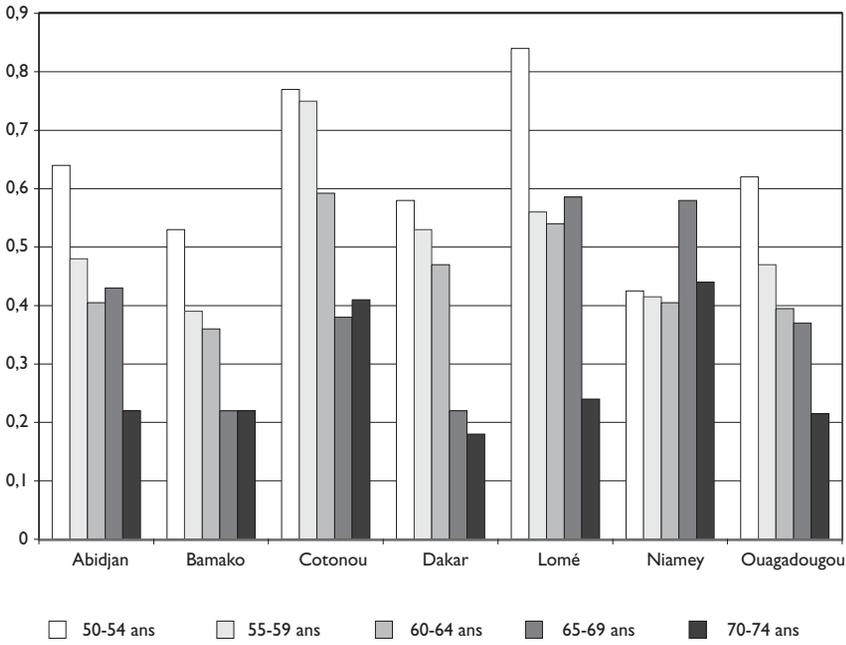


Figure 4

Proportion d'actifs occupés par groupe d'âges (femmes).

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir \*\*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

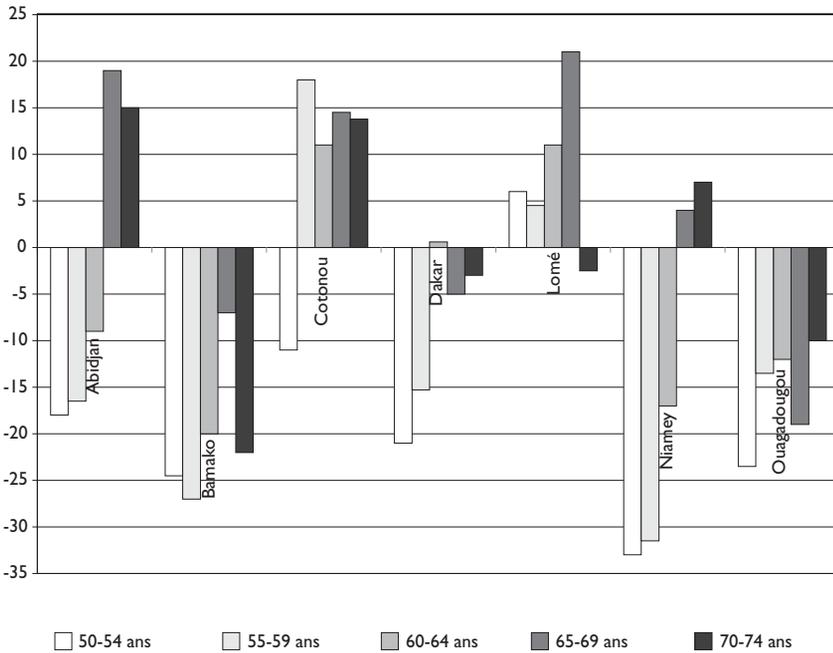


Figure 5

Différence Femmes-Hommes dans la proportion d'actifs occupés par groupe d'âges.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir \*\*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

Japon (65 %) ou aux États-Unis (55 %) (tableau 6). Par contre, dans d'autres pays comme la Belgique (21 %) ou la France (15 %), ils sont particulièrement bas. Ces différences entre pays développés sont fonction des politiques sociales et d'application de l'âge à la retraite spécifiques à chaque pays. L'âge moyen effectif de départ à la retraite est souvent de trois à cinq ans inférieur à l'âge officiel.

Tableau 6  
Proportion d'hommes ayant un emploi par groupe d'âges

Pays ou ville	25-49 ans	50-54 ans	55-59 ans	60-64 ans
Japon*	92,0	92,1	88,8	64,7
États-Unis*	86,5	92,3	74,2	54,5
France*	87,5	84,0	60,2	14,5
Belgique*	85,7	77,1	52,3	21,3
7 capitales de l'UEMOA **	82,2	81,7	63,2	47,0
Dakar**	77,7	80,2	61,3	35,9
Niamey**	80,5	75,7	75,0	57,5

Sources : \*D'AUTUME et al., (2005) et \*\*enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir \*\*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

Les travailleurs en Afrique de l'Ouest ne bénéficient pas des mêmes protections sociales que ceux des pays occidentaux. Leur taux d'emploi à 60-64 ans apparaît relativement élevé, alors que l'âge officiel de retraite est plus précoce que dans les pays occidentaux. Leur espérance de vie à 55 ans est également bien plus courte que celle des populations des pays développés, le travail à un âge avancé leur laisse donc peu d'années à vivre sans obligations professionnelles (voir tableau 1).

On l'a vu précédemment, le secteur formel de l'économie n'offre qu'une faible part des emplois (tableau 3). La part prépondérante des emplois dans le secteur informel est encore plus marquée pour les travailleurs âgés. On voit très bien le basculement entre 50-54 ans et 55-59 ans dans les sept capitales. Ainsi, à Abidjan, la proportion d'hommes travaillant dans l'informel passe de 37 % pour le groupe d'âges 50-54 ans (avant la retraite) à 61 % pour le groupe d'âges 55-59 ans (après la retraite) (figure 6). La même situation se retrouve à Bamako (de 44 à 75 % respectivement pour les 50-54 ans et les 55-59 ans) ou à Cotonou (42 à 62 %), etc. Cette transition résulte d'un triple effet. Les individus arrivant aujourd'hui à l'âge de la retraite sont ceux qui ont connu les embauches importantes dans le secteur formel dans les années 1960 et au début des années 1970. Ils sont relativement plus nombreux à avoir travaillé dans le secteur formel que les générations suivantes (les quadras et les plus jeunes). À la retraite, une part d'entre eux se reconvertit dans le secteur informel. Une autre part se retire du marché du travail, alors que les travailleurs de l'informel continuent leurs activités plus longtemps que ceux du secteur formel. Ces différents facteurs se conjuguent pour que, passé l'âge de 55 ans, plus les personnes vieillissent, plus

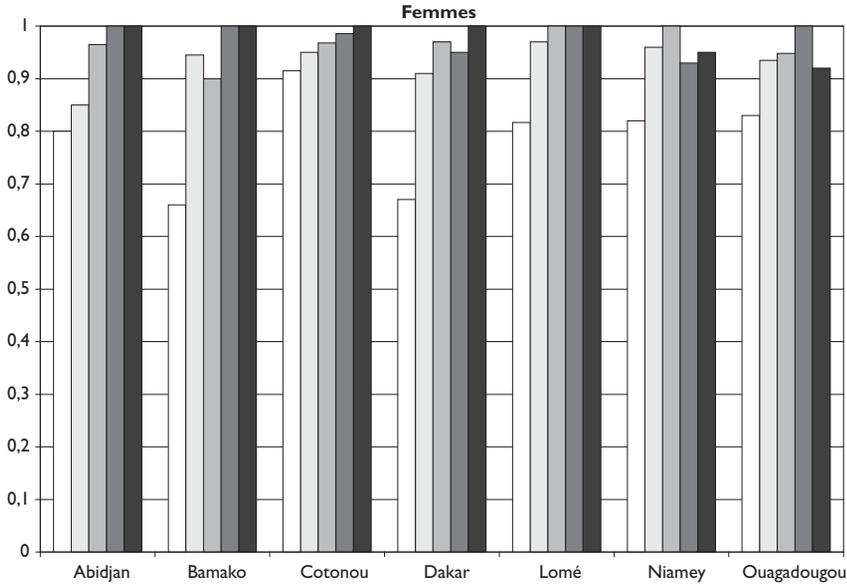
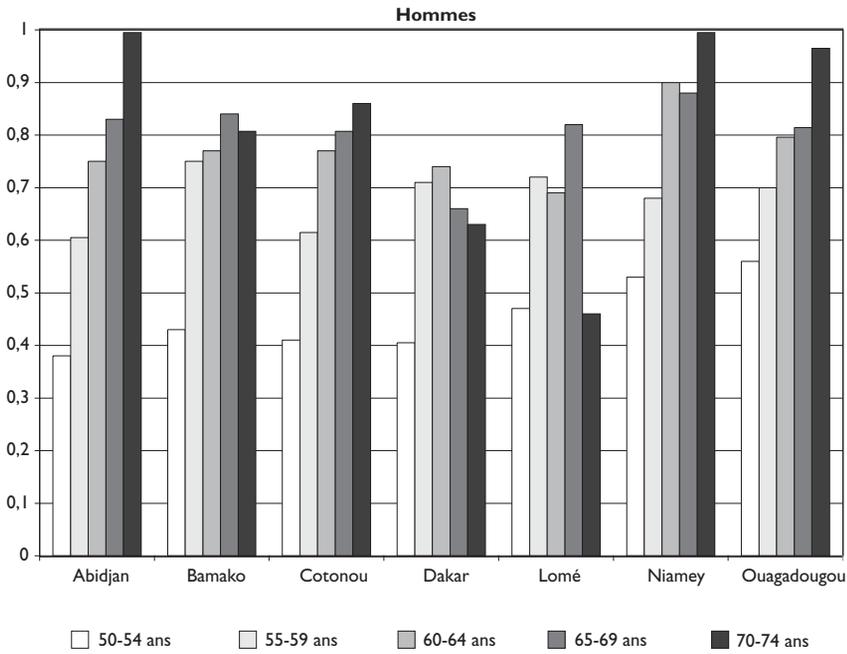


Figure 6

Proportion de personnes travaillant dans le secteur informel parmi les actifs occupés par groupe d'âges et par ville.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir \*\*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

celles qui sont encore en activité exercent essentiellement dans le secteur informel (figure 6). La situation est encore plus prononcée chez les femmes où, passé cet âge, la plupart d'entre elles travaillent dans le secteur informel, le petit commerce essentiellement. C'est le cas de 85 % des femmes actives à Abidjan de 55-59 ans et de 95 % de celles âgées de 60 à 64 ans ; ce chiffre atteint 100 % au-delà de 65 ans. Des évolutions de la même ampleur sont relevées dans les autres villes.

Étudier le changement de catégorie professionnelle au moment de la retraite n'a été possible que pour un effectif restreint d'individus, car cette information n'est disponible que pour ceux qui déclarent bénéficier d'une pension de retraite et qui sont encore en activité. Faute d'effectifs suffisants par ville, les calculs ont été effectués pour l'ensemble des sept agglomérations. Une part importante des cadres (74 %) s'installe seule à son propre compte ou bien fonde sa petite entreprise. La moitié des employés de bureau (53 %) et une majorité de manœuvres (67 %) font de même (tableau 7).

Tableau 7  
 Activité antérieure et activité actuelle pour les retraités avec pension de 55 à 64 ans

Catégorie socio-professionnelle antérieure	Catégorie socio-professionnelle actuelle					Total
	Cadre	Employé, ouvrier	Manœuvre	Patron	Propre compte	
Cadre	23	2	0	37	37	100
Employé, ouvrier	6	30	11	4	49	100
Manœuvre	0	0	33	0	67	100
Patron	0	0	0	0	100	100
Propre compte	0	0	0	21	79	100

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir \*\*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

Le passage du secteur formel au secteur informel est donc dominant parmi les actifs issus du secteur formel et qui exercent encore une activité une fois atteint l'âge de la retraite. Ceux qui continuent de travailler dans le secteur formel ne sont qu'une minorité, soit que leur statut le leur permet comme pour certains cadres de la fonction publique (enseignants par exemple), soit qu'ils obtiennent de nouveaux contrats. Les rares travailleurs qui étaient précédemment patron ou à leur propre compte restent évidemment dans ce secteur.

La reconversion des travailleurs du secteur formel n'est pas toujours couronnée de succès ; ils n'ont pas toujours l'expérience suffisante pour se lancer dans une nouvelle activité parfois fort éloignée de leur ancien métier. Syndicats et associations de retraités militent cependant pour une préparation à une retraite active, en favorisant l'accès aux prêts ou aux moyens de production. Par exemple, l'Association nationale des retraités civils et militaires du Sénégal, lors de son VIII<sup>e</sup> congrès, revendique dans une de ses motions que les pouvoirs

publics et les sociétés privées favorisent l'accès des personnes âgées aux NTIC afin de faciliter leur réinsertion dans les circuits de production<sup>9</sup>. Cette transition professionnelle au moment de la retraite mériterait d'être plus étudiée. Faute d'informations suffisantes, nous n'avons aucune idée du nombre de retraités qui tentent véritablement une reconversion et qui la réussissent ou non.

## La pluralité des situations des personnes âgées

Afin de mieux rendre compte de la diversité de la situation des personnes âgées de 55 ans et plus, nous avons combiné le fait d'être ou non actif et le fait de percevoir ou non une pension. De cette façon, cinq statuts sont distingués de bas en haut sur la figure 7 :

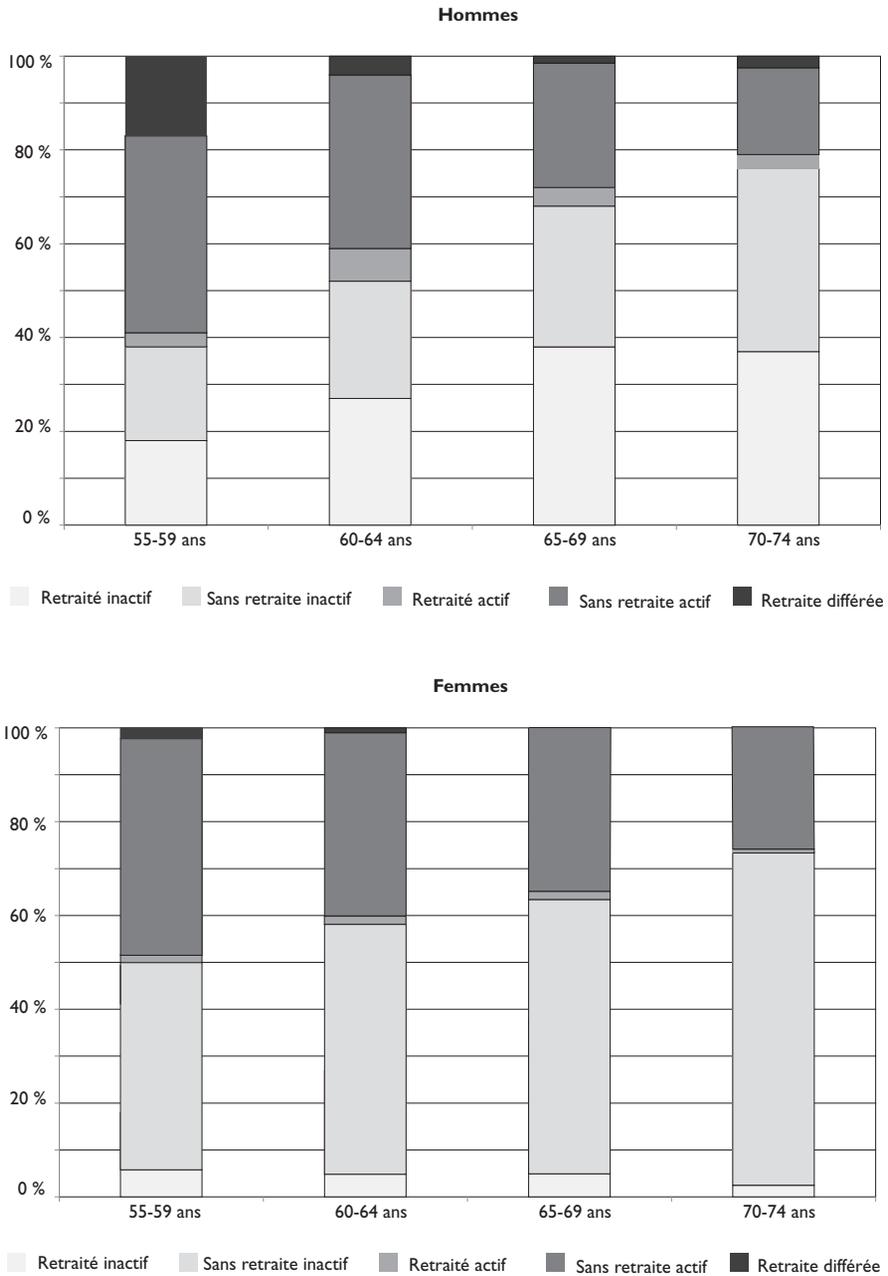
- retraité inactif : la personne perçoit une pension et ne travaille plus ;
- sans retraite inactif : la personne ne travaille pas et ne reçoit aucune pension ;
- retraité actif : la personne travaille et touche également une pension ;
- sans retraite actif : l'individu travaille et ne bénéficie pas d'une pension ;
- retraite différée : l'individu est encore en activité dans la même entreprise du secteur formel<sup>10</sup>.

Nous avons représenté l'évolution par groupe d'âges pour l'ensemble des villes afin de mieux distinguer les grandes tendances (figure 7). La majorité des hommes sont encore actifs à 55-59 ans (63,2 %), une minorité d'entre eux cumulant activité et pension (4,7 %)<sup>11</sup>. La majorité des retraités sont inactifs dès ce groupe d'âges (18,1 %), ce sont surtout ceux qui ne bénéficient pas d'une retraite qui continuent de travailler (42,9 %). Environ 15 % des hommes de ce groupe d'âges n'ont pas encore fait valoir leurs droits à la retraite et continuent de travailler dans la même entreprise du secteur formel ou dans la même administration. Plus on avance en âge, moins d'hommes âgés travaillent : ainsi à 60-64 ans, une petite majorité (53 %) sont déjà inactifs. Toutefois, il convient de remarquer que dans le groupe d'âges 70-74 ans, près d'un quart des hommes travaillent encore et un sur cinq, parmi eux, bénéficie également d'une pension.

9. VIII<sup>e</sup> Congrès ordinaire de l'ANRCM du Sénégal. Fatik les 17, 18 et 19 mai 2005, p. 7.

10. Les enquêtes 1-2-3 n'avaient pas pour objectif de s'intéresser au sort des retraités, et il manque des questions spécifiques à leur situation. Faute d'informations précises sur le passage individuel à la retraite, on peut essayer d'identifier à l'aide de diverses variables les actifs du secteur formel qui continuent d'exercer après 55 ans dans la même entreprise et n'ont pas encore demandé à bénéficier de leur retraite. On le verra, c'est en particulier le cas pour certains cadres.

11. On peut émettre l'hypothèse que les ex-salariés du secteur formel sont plus nombreux à tenter la reconversion dans le secteur informel, mais l'enquête n'était pas conçue pour apporter des informations sur ce point.



*Figure 7*  
Répartition selon le statut par groupe d'âges et par sexe (toutes villes confondues).

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir \*\*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

Tableau 8  
Répartition selon le statut et par ville (hommes de 55 à 74 ans)

Statut	Abidjan	Bamako	Cotonou	Dakar	Lomé	Niamey	Ouagadougou
Retraité inactif	30,7	17,9	36,4	31,5	32,4	11,7	19,7
Sans retraite inactif	20,9	30,1	20,6	27,7	25,4	26,4	27,1
Retraité actif	1,9	4,3	7,5	6,1	10,5	4,1	6,3
Sans retraite actif	34,6	39,7	29,4	28,6	26,3	47,9	41,3
Retraite différée	11,9	8,0	6,1	6,1	5,4	9,9	5,6
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100	100

Sources : enquêtes 1-2-3, phases I (voir \*\*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

La situation diffère d'une ville à l'autre pour l'ensemble des hommes âgés de 55 à 74 ans. C'est à Lomé (10,5 %), et dans une moindre mesure à Cotonou (7,5 %), que l'on trouve la plus forte proportion de retraités encore en activité qui cumulent pension et nouvelle activité (tableau 8). Entre 5,4 % (Lomé) et 11,9 % (Abidjan) des hommes de 55 à 74 ans continuent d'exercer dans la même entreprise. À Niamey, la proportion relativement élevée de personnes n'ayant pas pris leur retraite s'explique par le fait que l'âge légal est plus élevé dans cette ville (60 ans) que dans les autres. C'est surtout la proportion de personnes âgées encore actives et sans pension qui varie fortement d'une ville à l'autre ; les personnes dans cette situation sont particulièrement nombreuses à Niamey et à Ouagadougou et bien moindre à Cotonou, Dakar et Lomé. Il est toutefois difficile d'expliquer ces différences, qui peuvent tenir aux spécificités du marché de l'emploi dans chaque ville et à des questions de structure par âge. On pourrait penser que dans certaines capitales, en particulier dans les pays côtiers (Bénin, Côte d'Ivoire, Togo), l'âge de la retraite marque celui d'une émigration de retour de la capitale vers la région d'origine. Peu de travaux existent dans ce domaine en Afrique. Cris BEAUCHEMIN (2000) aborde cette question à partir des données de l'enquête ivoirienne sur l'émigration et l'urbanisation réalisée en 1993<sup>12</sup>. Ses résultats infirment l'hypothèse de migration de retour des retraités. En effet les retraités, au sens strict, sont cinq fois moins représentés dans la population des émigrants urbains que dans celle des citoyens. Cris Beauchemin propose une explication : les retraités pensionnés sont probablement ceux dont le processus de citadinisation est le plus abouti en ayant eu accès à un emploi moderne stable et avec une pension qui leur assure un revenu régulier<sup>13</sup>. Faute d'analyse plus spécifique de ce phénomène de migration des personnes âgées de la capitale vers l'intérieur du pays, la question reste donc ouverte.

12. Dans cette enquête sont considérées comme retraités les personnes qui touchent une pension. L'enquête sous-estime donc les individus qui quittent Abidjan lorsqu'ils estiment avoir fini leur vie active.

13. Certes le revenu est régulier, mais parfois dérisoire.

Tableau 9  
Répartition selon l'activité exercée des personnes âgées de 55 à 74 ans  
bénéficiaires ou non d'une pension de travail

Statut	Hommes			Femmes		
	Sans pension	Retraité pensionné	Retraite différée	Sans pension	Retraité pensionné	Retraite différée
Cadre supérieur	1,6	7,7	18,7	0,1	4,0	5,8
Cadre moyen	1,5	3,8	18,6	0,1	5,8	30,4
Employé/ouvrier qualifié	3,6	12,9	21,5	0,3	1,3	9,6
Employé/ouvrier semi-qualifié	4,4	2,9	10,8	0,6	0,0	26,9
Manœuvre	6,7	10,7	14,1	1,8	0,0	20,7
Patron	12,8	23,0	10,1	6,5	0,0	2,2
Travailleur propre compte	69,4	39,0	6,2	90,7	88,9	4,4
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100
Effectif	780	125	170	781	38	23

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir \*\*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

La situation concernant les femmes est un peu différente de celle des hommes (figure 6). Elles sont déjà bien moins nombreuses à bénéficier d'une retraite<sup>14</sup>. La plupart de celles qui touchent une retraite ne travaillent plus et, à l'inverse, les femmes qui travaillent encore ne perçoivent pas de pension. Près d'une femme sur deux travaille encore aux âges de 55-59 ans (49,1 %), soit une proportion moindre que celle des hommes. Elles sont par contre aussi nombreuses que les hommes (25 %) à travailler à des âges élevés (70-74 ans). La moitié de ces dernières sont des veuves chefs de ménage, les autres sont mariées et se substituent à leur mari, en général encore bien plus âgé qu'elles, pour trouver des ressources nécessaires à la survie du ménage. La plupart d'entre elles sont des vendeuses de produits alimentaires.

Comme on peut le subodorer, nos trois catégories d'actifs âgés de 55 ans à 74 ans exercent des activités différentes (tableau 9). Chez les hommes, la plupart de ceux qui ne reçoivent pas de pension et qui travaillent encore exercent comme petit patron ou à leur propre compte, essentiellement dans le commerce informel (82 %). Une minorité des actifs sans pension de retraite sont salariés, en général dans des emplois peu ou pas qualifiés. La situation des retraités pensionnés qui travaillent encore est bien plus diverse : la majorité s'est réorientée dans des activités d'auto-emploi ou a créé une petite entreprise (62 %) ; une part substantielle des hommes de cette catégorie est restée salariée, certains comme cadres, d'autres dans des emplois qualifiés. Ceux qui restent en activité après 55 ans occupent plutôt des fonctions d'encadrement ou des emplois qualifiés, pour moitié dans la fonction publique. Ceux qui sont à leur propre

14. Le questionnaire n'est pas suffisamment explicite pour savoir comment ont été classées les pensions de réversion des veuves ; nous avons fait l'hypothèse qu'elles étaient classées comme autres pensions ; seule la pension au bénéfice des femmes anciennement salariées est classée pension de travail.

compte sont plutôt des commerçants exerçant dans le secteur formel. Ceux qui travaillent encore dans le secteur formel, parmi les retraités pensionnés, occupent généralement des fonctions relativement rémunératrices.

Les femmes, qu'elles reçoivent ou non une pension de retraite, travaillent majoritairement à leur propre compte dans le commerce informel. Celles qui ne sont pas encore parties à la retraite, une infime minorité des femmes âgées actives, sont pour la plupart dans la fonction publique, essentiellement comme enseignantes.

## La place et les charges des chefs de ménage âgés

On l'a remarqué précédemment l'activité des personnes âgées est loin d'être négligeable. La plupart des hommes de 55 à 74 ans sont chefs de ménage avec de nombreuses personnes à charge. Que représentent les revenus tirés de l'activité du chef parmi les ressources du ménage ? Plutôt qu'essayer d'utiliser le montant exact des différents types de revenus de chaque membre du ménage, nous avons simplement synthétisé l'information concernant ces différentes sources. Nous avons pris en considération la combinaison de trois sources de revenus pour l'ensemble du ménage :

- les revenus provenant de l'activité du chef de ménage ;
- les autres sources de revenus du chef de ménage (pension de travail, revenus immobiliers, transferts, etc.) ;
- les revenus provenant des autres membres du ménage, quelle que soit la nature de ces revenus (activité, propriété, transferts, etc.).

La combinaison de ces différentes sources nous donne huit possibilités prises en considération dans la figure 8 :

- aucun revenu originaire du ménage (aucun revenu) ;
- revenus venant des membres du ménage seulement (chef de ménage exclu) (rev membres) ;
- revenus du chef de ménage non liés à son activité (aut revCM) ;
- revenus venant des autres membres du ménage et revenus hors travail du chef de ménage (revM + aut revCM) ;
- revenus provenant exclusivement de l'activité du chef de ménage (rev actCM) ;
- revenus tirés de l'activité du chef de ménage ainsi que les revenus d'autres membres du ménage (rev actCM+revM) ;
- revenus provenant de l'activité et revenus hors travail du chef de ménage (rev actCM+aut revCM) ;
- ensemble des trois sources de revenus (trois sources).

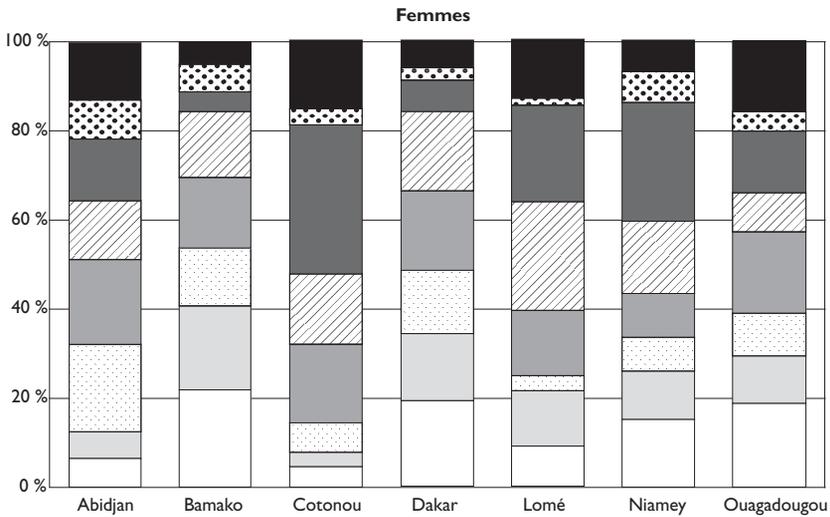
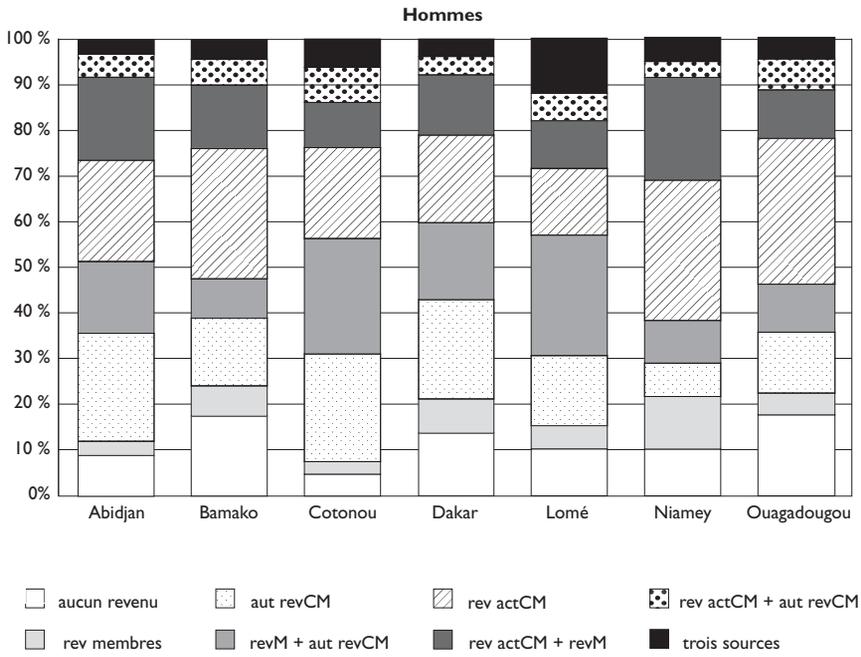


Figure 8

Source de revenus pour les ménages dont le chef est âgé de 55 à 74 ans selon le sexe et la ville.

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir \*\*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

En général, les revenus tirés de l'activité du chef de ménage masculin, âgé de 55 à 74 ans, ne constituent pas la seule source de revenus pour le ménage, quelle que soit la ville (figure 8). Il y a tout de même entre 14 % (à Lomé) et 31 %

(à Niamey) des ménages pour lesquels c'est la seule source de revenus. Dans environ un ménage sur deux, les revenus d'activité du chef de ménage alimentent le budget du ménage ; à Niamey, cette proportion atteint même 62 %. D'autres sources de revenus du chef de ménage sont mobilisées comme, principalement, la pension de retraite ou les revenus tirés de la location immobilière. Toutes sources de revenus confondus, c'est environ 80 % des ménages qui vivent en totalité ou en partie grâce aux ressources du chef de ménage. C'est particulièrement vrai à Cotonou (93 %) ou à Abidjan (88 %) ; la proportion est un peu moins importante dans les villes sahéliennes de Bamako (76 %), Dakar (79 %), Niamey (79 %) ou Ouagadougou (78 %). Cette différence tient en partie à la proportion de ménages où aucun membre ne déclare de revenus : le taux est particulièrement élevé à Bamako et à Ouagadougou (autour de 17,5 %) et beaucoup plus faible dans les villes côtières Abidjan (8,8 %) et Cotonou (4,8 %). Dans les deux villes sahéliennes mentionnées, les personnes âgées restent à la tête de la concession familiale et, dans certains cas, ce sont les enfants résidant ailleurs qui prennent en charge les dépenses de la concession familiale. Par contre, très peu de ménages vivent des seules ressources des autres membres du ménage : autour de 5 % des ménages en moyenne, à l'exception de Niamey (11 %). Ces résultats confortent l'idée que les chefs de ménage âgés n'ont pas qu'une simple position de « prestige » liée à leur âge, mais qu'ils remplissent aussi une fonction économique due à leurs revenus quelle qu'en soit la source.

Du côté des chefs de ménage féminins, pour l'ensemble des villes, ce sont 16,5 % des ménages qui n'ont que les seuls revenus d'activité de la femme chef de ménage comme source de revenus. La proportion est particulièrement élevée à Lomé (24 %) où le dynamisme et la présence massive des femmes sur le marché du travail sont bien connus. À l'inverse, cette proportion est relativement faible à Ouagadougou. Environ un ménage sur deux bénéficie des revenus tirés de l'activité de son chef féminin (comme pour les hommes) mais avec des disparités plus grandes. À Cotonou (68 %) et Lomé (60 %), la plupart des ménages ayant à leur tête une femme bénéficient de ses revenus d'activité. À l'opposé, cette proportion n'est environ que d'un tiers à Bamako et Dakar. Les autres villes étant dans une situation proche de la moyenne. On retrouve une opposition villes sahéliennes/villes côtières qui tient en partie au statut et aux rôles différents accordés aux femmes. Comme pour les hommes, une faible proportion de ménages vit des seuls revenus des autres membres du ménage (en général les enfants ou la proche parenté), autour de 10 % à l'exception notable de Bamako et Dakar où cette proportion atteint respectivement 19 % et 15 %.

Les chefs de ménage masculins âgés ont en général encore des enfants à charge. Dans ce domaine, il y a peu de différences entre les villes. Partout la paternité tardive existe, et un écart très grand peut être relevé entre l'âge du premier et celui du dernier enfant. Pour illustrer cette situation, on a retenu un seul indicateur : la proportion de ménages (pour les chefs masculins) ayant au moins encore un enfant à l'école (tableau 10). Cet indicateur demeure toutefois imparfait, car la scolarisation ne concerne pas encore l'ensemble des enfants dans ces

capitales ; il n'est donc pas pleinement satisfaisant pour rendre compte des enfants à charge, mais il permet toutefois de donner un ordre de grandeur.

Tableau 10  
Proportion de ménages ayant encore au moins un enfant à l'école selon le statut et le groupe d'âges (chefs de ménage masculins de 55 à 74 ans)

Statut	55-59 ans	60-64 ans	65-69 ans	70-74 ans	Proportion de chefs de ménage n'ayant pas été scolarisés
Retraité inactif	84	66	56	48	30
Sans retraite inactif	74	65	58	32	61
Retraité actif	78	78	70	36	28
Sans retraite actif	62	63	68	37	70
Retraite différée	83	66	66	48	32
<b>Ensemble</b>	72	66	60	39	52

Sources : enquêtes 1-2-3, phases 1 (voir \*\*tableau 2) ; calculs de l'auteur.

Quel que soit le statut du chef de ménage, une proportion importante d'hommes a encore des enfants à charge (72 % en moyenne) à 55-59 ans. Cette proportion va en diminuant avec l'âge mais reste relativement élevée même pour les 70-74 ans (près de 40 %). On note une proportion bien plus faible dans les ménages ayant à leur tête un actif sans pension de retraite. Une part importante des hommes de cette catégorie (travailleurs du secteur informel) n'a pas été scolarisée, et ce sont certains de ces hommes qui à leur tour ne scolarisent pas leurs enfants, ceux-ci constituant éventuellement une force de travail supplémentaire. Dans l'ensemble, cet indicateur sous-estime la proportion d'enfants encore dépendants mais montre, néanmoins, l'ampleur des charges familiales qui pèsent sur les hommes âgés chefs de ménage, qui souvent cumuleront les difficultés liées à la vieillesse et celles résultant de la charge de jeunes enfants.

## Conclusion

Arrivés à l'âge de la retraite, les hommes sont encore relativement nombreux à travailler. Ainsi dans le groupe d'âge 55-59 ans, ils sont plus de 60 % à exercer une activité puis, au-delà de 60 ans, la proportion en activité baisse d'un groupe d'âge quinquennal à l'autre ; elle dépasse encore les 50 % à Ouagadougou et Niamey à 65-69 ans et se situe autour de 30 % dans les autres villes. La situation est plus diversifiée chez les femmes. À 55-59 ans, elles sont très présentes sur le marché de l'emploi, particulièrement à Cotonou (près de 75 %) et Lomé

(55 %), et leur présence se maintient jusqu'à des âges avancés parfois plus longtemps que les hommes. Avec l'âge, les travailleurs se cantonnent de plus en plus dans le secteur informel.

Au Nord comme au Sud, le débat sur le recul de l'âge de la retraite est à l'ordre du jour, même s'il ne se pose pas dans les mêmes termes. La généralisation progressive de l'âge de la retraite à 60 ans pour les travailleurs du secteur moderne est en cours d'application au sein de l'espace UEMOA. Le montant des pensions de retraite reste dans l'ensemble relativement modique, en particulier pour ceux qui exerçaient en dehors du secteur public. Le montant dérisoire des pensions conduit à penser que les retraites ne constituent pas une source de revenus de remplacement du salaire mais qu'elles s'apparentent plus à un minimum de survie. Les retraités tentent avec la modicité de leurs revenus de couvrir les charges familiales qui pèsent sur eux jusqu'à un âge relativement avancé. La plupart des personnes âgées ne sont pas à la charge de leurs enfants mais, au contraire, ont encore de jeunes enfants à charge. Ces chefs de ménage âgés doivent souvent également prendre en charge leurs enfants plus grands qui ne sont pas encore insérés sur le marché du travail. Les personnes de 55 ans et plus participent encore de façon importante à la vie économique du ménage, et peu de personnes âgées comptent exclusivement sur l'aide de leur famille même si les femmes âgées à la tête d'un ménage apparaissent plus dépendantes des solidarités familiales que les hommes. Ces questions demeurent encore mal appréhendées et nécessiteront certainement plus d'intérêt à l'avenir (COHEN et MENKEN, eds, 2006).

Toutefois, le recul de l'âge de la retraite demeure une solution individuelle de court terme pour les travailleurs du secteur formel. Certes, elle leur permet de retarder le moment de la chute drastique de leurs revenus mais, d'une part, cette mesure ne contribue en rien à l'équilibre déjà compromis des régimes de retraite et, d'autre part, concourt à restreindre un peu plus l'accès des plus jeunes à des emplois du secteur formel et indirectement dans le secteur informel où, comme on l'a noté, c'est essentiellement là que les personnes âgées continuent d'exercer. En effet, le débat sur le recul de l'âge de la retraite est aussi un débat de générations. Le phénomène demeure marginal, dans la mesure où le versement des prestations de retraite ne concerne qu'une minorité de la population en Afrique de l'Ouest, mais prendra certainement de l'ampleur avec la nécessité pour ces personnes âgées de subvenir à leurs besoins, d'autant que leur effectif est appelé à croître dans les décennies à venir (UNITED NATIONS ORGANIZATION, 2003). La concurrence des générations risque de se maintenir sur le marché de l'emploi urbain rendant l'insertion professionnelle des jeunes déjà fort préoccupante (DIAL, 2007) encore plus malaisée.

La situation risque d'être encore plus difficile pour les futures générations de retraités. Le recul de l'âge du mariage, l'insertion professionnelle de plus en plus tardive ont des conséquences sur le parcours professionnel des hommes et des femmes qui auront du mal à accumuler les annuités suffisantes à une retraite décente. En effet, il n'est pas rare actuellement de démarrer un emploi régulier

dans le secteur formel vers 30-35 ans ; avec une retraite même portée à 60 ans, la durée de cotisations demeurera bien courte. Par ailleurs, la majorité des travailleurs, ceux de l'informel, restent pour l'instant exclus des systèmes de protection sociale, même si certaines associations par métier commencent à s'organiser dans ce domaine. Étendre la protection sociale à tous reste encore un défi majeur, un de plus, à relever pour le continent.

# Conclusion générale

## Quelques pistes de recherche pour aller plus loin

Philippe DE VREYER

François ROUBAUD

Au terme de cet ouvrage, il convient d'ouvrir les perspectives en dressant quelques pistes de recherche à venir, ainsi que des propositions d'amélioration en termes d'indicateurs, de mesures et d'enquêtes.

D'abord et à titre anecdotique, trois chapitres ont dû être laissés en chemin, faute de temps et de forces disponibles, mais ils gardent toute leur pertinence. Un premier portait sur les inégalités spatiales et les marchés africains du travail et visait à explorer deux types de questions : la polarisation spatiale et les phénomènes de ghettoïsation, ainsi que les effets d'agglomération et d'interactions sociales ; l'idée originale étant d'exploiter la nature aréolaire des plans de sondage de l'*enquête 1-2-3* pour appréhender les quartiers (*neighbourhoods*) à l'instar de certains travaux récents (IOANNIDES, 2002 ; GOUX et MAURIN, 2007). Le deuxième chapitre traitait de la formation dans l'entreprise et cherchait à quantifier le phénomène et à en mesurer le rendement en termes d'accumulation du capital humain, en appliquant les techniques de *matching* pour estimer les effets de la formation. Enfin, le dernier chapitre s'intéressait aux régulations de l'emploi en Afrique subsaharienne avec, au cœur, la question des éventuelles rigidités sur le marché du travail et leurs possibles conséquences sur l'emploi et les revenus. Cette étude, abordée dans une perspective d'économie politique, se proposait d'éclairer les points suivants : les programmes d'ajustement structurel ont-ils conduit à une libéralisation de la législation du travail en Afrique subsaharienne ? Les pays africains (et plus particulièrement les pays francophones) sont-ils plus rigides que les autres PED ? Quel est le degré d'application de la législation du travail ? Enfin, quel est l'impact des rigidités mises en évidence (sur le chômage, le poids du secteur informel, etc.) ? Toutes ces thématiques restent pertinentes, et nous ne pouvons qu'encourager leurs auteurs à reprendre et finaliser leurs réflexions, bien que les études récentes (à l'instar des plus anciennes ;

voir introduction générale) tendent à montrer que la législation du travail n'est pas un problème majeur en Afrique subsaharienne (BAD *et al.*, 2012). Ainsi, selon les enquêtes conduites par la Banque mondiale (BANQUE MONDIALE, 2011), à peine 0,9 % des entreprises africaines considèrent que les réglementations sur le marché du travail constituent le principal obstacle aux développements des affaires sur le continent, soit la raison la plus rarement citée (avec la justice) parmi un choix qui ne comprenait pas moins de quinze modalités (l'accès au crédit et à l'électricité étant les problèmes les plus souvent soulevés par les entrepreneurs, avec 20 % chacun). Ces résultats semblent contradictoires avec une des conclusions de la même enquête, selon laquelle les marchés du travail en ASS sont les plus rigides du monde. Cet apparent paradoxe s'explique aisément par l'énorme écart entre théorie et pratique, la règle (*de jure*) et son application (*de facto*). Si effectivement les restrictions stipulées dans les lois nationales sont « défavorables » sur le papier, elles ne sont pas appliquées sur le terrain du fait d'un manque patent de capacité à les faire respecter. Ce qui ne veut d'ailleurs pas dire qu'il ne faut pas se préoccuper de la législation du travail. En effet, elle semble jouer un rôle plus important dans les pays les plus riches du continent (comme l'Afrique du Nord ou encore l'Afrique du Sud), et l'on peut légitimement penser que les pays plus pauvres rencontreront ce type de difficultés sur le chemin du développement.

Plus largement, de nombreux autres champs de recherche, dont certains ont déjà été explorés, sont envisageables avec les données disponibles : rôle des syndicats, des réseaux sociaux et de l'information, salaires d'efficiences, insertion des jeunes sur le marché du travail (ANTOINE *et al.*, 2001 ; DIAL, 2007), modélisation du chômage ou de la pluri-activité, caractéristiques de l'emploi public (RAZAFINDRAKOTO et ROUBAUD, 2001) ou de l'emploi dans les entreprises internationales et les zones franches (GLICK et ROUBAUD, 2006 ; CLING *et al.*, 2005 et 2009), etc. En termes de méthode, il est nécessaire de sortir du « ghetto » des équations de gains, trop souvent mobilisées malgré la fragilité intrinsèque de la mesure des revenus (voir introduction générale).

À notre avis et parmi toutes ces directions possibles, trois d'entre elles mériteraient d'être approfondies en priorité : la question de l'emploi et du secteur informels, notamment en lien avec la pauvreté, la dynamique micro et macro-économique du marché du travail et enfin l'impact des politiques publiques, sachant que ces trois dimensions sont intimement liées entre elles.

## Emploi/secteur informels et pauvreté

En retenant les définitions internationales proposées par le BIT, et plus largement par la communauté de la statistique publique (statisticiens du travail, comptables nationaux), nous avons montré que les concepts de secteur informel

et son extension, l'emploi informel, pouvaient être analytiquement fructueux, pour peu qu'ils soient maniés avec une certaine rigueur. Leurs alternatives (par exemple le concept officiel d'emploi vulnérable ; cf. ci-dessous) ne sont pas plus performantes. Ils sont de toute manière incontournables, compte tenu du poids massif qu'ils représentent sur les marchés du travail, et plus largement dans les économies africaines. L'enquête 1-2-3 ayant justement été conçue à cet effet, la mobilisation des phases 2 et 3 de l'enquête devrait permettre de produire des éléments de connaissance significatifs et novateurs sur l'économie informelle en Afrique. En particulier, le projet intitulé « *Unlocking potential: tackling economic, institutional and social constraints of Informal entrepreneurship in Sub-Saharan Africa* » réalisé entre 2009 et 2011 (GRIMM *et al.*, 2011 et 2012) a déjà œuvré à dépasser les résultats partiels de cet ouvrage. Parmi les questions abordées : les rendements du capital financier et humain (contraintes économiques), les coûts de la légalisation et la corruption (contraintes institutionnelles), ou encore le poids de la pression redistributive et le rôle des réseaux sociaux sur les performances du secteur informel (contraintes sociales). L'articulation des différentes phases fournit aussi l'instrument adapté pour mesurer et analyser le phénomène des travailleurs pauvres (*working poor*), tel que défini par le BIT.

## Dynamique micro et macro-économique du marché du travail

Le deuxième champ de recherche à explorer concerne l'analyse des dynamiques micro et macro-économique du marché du travail. Le seul aspect dynamique traité dans cet ouvrage concerne la mobilité inter-générationnelle, grâce à l'existence de questions rétrospectives sur la situation professionnelle du père des enquêtés. Pour aller au-delà, il est nécessaire de mobiliser soit des enquêtes en coupe transversale à passages répétés, soit des données de panel. Pour certains pays africains, ces deux types d'enquêtes 1-2-3 existent déjà. C'est notamment le cas à Madagascar, où l'on dispose d'une série sur plus de quinze ans (1995-2012). Il n'est pas question de développer ici l'ensemble des thématiques qui pourraient être abordées (un programme de recherche IRD vient d'ailleurs d'être lancé sur ces questions). Pour en rester à la question du secteur informel, il serait alors loisible d'apporter des éléments de réponse sur la nature cyclique ou contra-cyclique de ce secteur (données en coupes répétées), ou encore d'explorer les transitions d'emplois entre secteurs formel et informel afin de mieux comprendre les phénomènes de segmentation du marché du travail (données individuelles-temporelles). Rappelons également que l'utilisation de données de panel, indépendamment de leurs propriétés temporelles, constitue une source inestimable d'informations pour enrichir l'analyse des phénomènes

étudiés dans cet ouvrage, en permettant de contrôler les « inobservables » constantes dans le temps. Plus largement et tout simplement, on pourrait documenter une question aussi simple et cruciale que l'impact de la crise financière internationale sur les marchés africains du travail, qui reste malheureusement encore à ce jour largement une inconnue (voir ci-dessous).

## Impact des politiques publiques

Enfin, la troisième extension de cet ouvrage porte sur l'évaluation de l'impact des politiques publiques sur les marchés africains du travail. En effet, les projets/programmes visant directement ou indirectement le marché du travail pullulent en Afrique mais ne sont que très rarement rigoureusement évalués : formation scolaire, professionnelle ou en cours d'emploi, appui aux chômeurs, aux jeunes entrants, à la reconversion de salariés d'entreprises publiques privatisées, à la gestion, accès au marché et à l'information, ou programmes de micro-crédit, plans de protection sociale, etc. Ainsi et à titre d'exemple, dans le dernier rapport du BIT sur les tendances de l'emploi des jeunes (ILO, 2010 a), ou encore dans le rapport conjoint du BIT et du FMI (ILO et IMF, 2010) sur la croissance, l'emploi et la cohésion sociale, tous les exemples d'évaluation des politiques mises en œuvre concernent exclusivement les pays développés. Un autre exemple concerne l'évaluation des systèmes de protection sociale. De nombreux gouvernements africains souhaitent étendre les systèmes existants pour des raisons liées à la réduction de la pauvreté, à la cohésion sociale et à la stabilité politique, avec en perspective un objectif de couverture universelle. Nombre de décideurs voudraient aussi les réformer au motif qu'ils fonctionnent mal. Cependant, avant de s'embarquer dans un nouveau programme de réformes, tout particulièrement de créer des comptes d'épargne individuels et de découpler la protection de l'emploi exercé, ou encore plus généralement de pousser plus loin la libéralisation des marchés africains du travail (en réduisant les indemnités de licenciement, etc.), il serait opportun de procéder à une évaluation rigoureuse des systèmes existants ou envisagés.

L'engouement récent et légitime pour l'évaluation *ex post* des politiques publiques s'applique à l'évidence et ces approches méritent d'être développées. Les *enquêtes 1-2-3*, dûment complétées par des protocoles *ad hoc*, peuvent servir de support approprié à ces analyses (voir par exemple GUBERT et ROUBAUD, 2006, pour l'étude d'impact d'une institution de microfinance à Madagascar). À une autre échelle, il est souhaitable de s'interroger sur l'impact de politiques macro-économiques de plus grande envergure (comme l'effet de l'ouverture internationale sur le marché du travail) ou encore sur l'impact de chocs comme la crise financière internationale, l'inflation induite par la crise

alimentaire et le prix des matières premières, ou enfin sur celui des politiques de dérégulation (modération ou réduction du salaire minimum, libéralisation des codes du travail, etc.).

## Le défi de la collecte des données

Toutes ces questions exigent la multiplication des enquêtes, dont il convient d'assurer la comparabilité dans le temps. Ce manque évident de données a conduit le BIT à développer des modèles macro-économétriques pour estimer et projeter l'emploi et le chômage dans le monde (le modèle *Trends* alimentant la base de données *Kilm*) ; ceux-ci, au vu des hypothèses assez frustrées qu'ils mobilisent, ne sauraient en aucun cas se substituer à un apport conséquent et régulier de données d'enquêtes. Sur le front de la collecte des données, la rareté et la faible qualité des enquêtes-emploi ont poussé à la création d'alternatives privées. Ainsi par exemple, à cause de ces faiblesses, la BAD (BAD *et al.*, 2012) s'appuie très largement sur le module « emploi » de l'enquête baromètre réalisée par Gallup, un institut de sondage privé spécialisé dans les enquêtes d'opinion. Les arguments avancés pour justifier ce choix sont les suivants : une large couverture (39 pays africains ont été enquêtés entre 2008 et 2010) contre à peine 16 enquêtes-emploi entre 2002 et 2007), des données plus récentes, une meilleure comparabilité des résultats du fait de questionnaires identiques et la disponibilité de questions d'opinions pertinentes (bien-être subjectif, perception des difficultés liées à la création d'emploi ou au climat des affaires) que les enquêtes-emploi n'abordent pas. Le rapport souligne néanmoins un certain nombre de faiblesses. Certains indicateurs du marché du travail ne sont pas alignés sur les définitions internationales. Les échantillons sont faibles (environ 1 000 répondants contre 20 000 ou plus dans les enquêtes-emplois traditionnelles), avec bien sûr des conséquences en matière de précision statistique. Mais ces lacunes ne constituent pas le principal problème. En effet, déléguer le système d'information sur l'emploi à des instituts de sondage représente en fait une privatisation de fait du système d'information statistique nationale. En tant que bien public, les indicateurs du marché du travail devraient naturellement être produits par la statistique publique en Afrique subsaharienne, comme cela est le cas dans les autres pays du monde.

Nous lançons donc un appel pour la généralisation des enquêtes-emploi en Afrique, pour laquelle nous plaignons depuis près de deux décennies (ROUBAUD, 1992) avec un écho très limité jusqu'à encore récemment. Comme nous l'avons souligné dans l'introduction de cet ouvrage, l'instrument idoine est une enquête-emploi « augmentée » qui ne se focalise pas seulement sur le chômage, mais cherche à mesurer les principales spécificités du marché du

travail dans les PED, au premier rang desquelles le phénomène de l'informalité. Des indicateurs adaptés doivent être développés. Nous avons déjà montré la faible capacité analytique de la division standard en trois secteurs (primaire, secondaire et tertiaire) pour fournir une mesure de la partition entre emplois productifs et non productifs. Cette typologie, utilisée pour rendre compte des processus de modernisation et de transformation structurelle, est trompeuse dans un contexte où le secteur informel a colonisé aussi bien l'industrie manufacturière que la construction et les services et coexiste avec le secteur formel (voir introduction générale). Par ailleurs, parmi les développements récents dans ce domaine, tous ne sont pas à saluer. Par exemple, le concept d'*emploi vulnérable* (défini par le BIT comme l'ensemble des emplois non salariés) nous paraît beaucoup moins approprié que celui de Neet (pas employé, ni en cours d'études ou en formation) ou encore ceux de sous et sur-éducation développés dans cet ouvrage (voir chapitre 2). Le premier s'appuie sur une conception dualiste largement dépassée : les emplois salariés ne sont pas tous de « bons emplois » ; inversement, les emplois non salariés ne sont pas tous de « mauvais » emplois (notamment, en termes de vulnérabilité). La littérature récente dans ce domaine suggère que cette dichotomie doit être nuancée. Étant donnée l'immense hétérogénéité du secteur informel (et aussi celle du secteur formel), les emplois indépendants dans le secteur informel peuvent être préférables et préférés à des emplois salariés du secteur formel, une fois prises en compte toutes les dimensions de la qualité des emplois et les préférences des individus (ROUBAUD, 1994 ; MALONEY, 2004 pour l'Amérique latine ; FALCO *et al.*, 2011 a ; BARGAIN et KWENDA, 2011 ; NORDMAN *et al.*, 2012 ainsi que le chapitre 6 de cet ouvrage pour l'Afrique subsaharienne ; NGUYEN *et al.*, 2011 ; RAZAFINDRAKOTO *et al.*, 2012 pour l'Asie). L'indicateur d'intensité de la vulnérabilité développé dans le chapitre 4 nous semble bien plus convaincant sur ce plan. L'indicateur Neet est également plus prometteur (particulièrement pour les jeunes). Retenir l'ensemble des individus qui ne travaillent pas, qui ne vont pas à l'école et qui ne sont pas en formation nous paraît une alternative plus intéressante que le seul chômage. Il réintègre la part massive des travailleurs découragés exclus dans les mesures officielles du chômage et du sous-emploi et, partant, fournit une meilleure mesure du déficit d'emplois. Intégrer des questions subjectives (comme la satisfaction dans l'emploi et le bien-être) ou encore des questions d'opinion dans les enquêtes-emploi est aussi une voie à promouvoir.

Dans cette perspective, l'expérience des *enquêtes 1-2-3* mérite d'être poursuivie. Une nouvelle génération d'enquêtes est en cours ou programmée en Afrique subsaharienne, qui intègrent un certain nombre d'innovations méthodologiques. Parmi d'autres, deux aspects sont traités : en premier lieu, l'extension géographique des enquêtes au niveau national pour saisir l'informalité, agricole et non agricole en milieu rural ; en second lieu, la phase 1 du questionnaire de l'*enquête 1-2-3* a été adaptée et un nouveau module développé pour répondre à la problématique du travail décent (HERRERA *et al.*, 2012 b). Sur ce plan, dépasser le cadre de l'Afrique francophone serait déjà un pas en

avant substantiel et riche d'enseignements. Plus largement, le dispositif officiel de statistiques socio-économiques auprès des ménages en ASS devrait reposer sur deux types d'enquêtes : des enquêtes-emplois « augmentées » de type 1-2-3 pour appréhender le marché du travail et l'économie informelle ; des enquêtes-conditions de vie pour suivre l'évolution de la pauvreté (RAZAFINDRAKOTO et ROUBAUD, 2007).

Bien sûr, cet effort de collecte de données ne saurait être totalement fructueux s'il ne s'accompagnait de programmes de recherche correspondants, où les chercheurs des pays africains pourraient trouver leur place. En bref, il s'agit d'œuvrer à ce que les informations et la recherche sur les marchés africains du travail s'alignent progressivement sur la richesse observée dans ce domaine en Amérique latine (où la multiplication des enquêtes en panel a permis de substantielles avancées dans la compréhension des mécanismes à l'œuvre) et, dans une moindre mesure, en Asie.

## Qualifier les « bons » et les « mauvais » emplois : un défi pour la recherche et les politiques publiques

Toutes les questions soulevées précédemment, qu'elles concernent la mesure, la recherche ou les politiques publiques (notamment les politiques d'emploi), tournent autour d'un dénominateur commun : le dilemme des « bons emplois » *versus* les « mauvais emplois ». Le *Rapport sur le développement dans le monde 2013* l'aborde d'une manière très éclairante (BANQUE MONDIALE, 2012 b). Au-delà de l'impératif de créer des emplois et d'échapper au paradoxe de la croissance dépourvue d'emplois (*jobless growth*), la nature même des emplois est au cœur de l'agenda du développement. En s'inspirant du cadre conceptuel proposé dans ce rapport, il apparaît clairement que l'identification de ce qu'est un « bon » ou un « mauvais » emploi est loin d'être triviale. Tout dépend des lunettes que l'on chausse et de l'objectif que l'on privilégie : le court terme ou le long terme, une perspective individuelle ou collective, le niveau de vie, la productivité ou la cohésion sociale. Ainsi par exemple, certains emplois peuvent être bons du point de vue de la rémunération qu'ils procurent à ceux qui les exercent mais néfastes au développement à long terme d'un pays (emplois assis sur des rentes de situation). Par ailleurs, les emplois qui peuvent être considérés comme de « bons emplois » dans un pays à un moment donné peuvent être qualifiés de « mauvais » dans un autre pays ou à une autre étape du développement (ex. emploi de basse technologie). De ce point de vue, des arbitrages doivent être faits, et créer des emplois à n'importe quel prix n'est clairement pas la meilleure solution.

Non seulement la frontière entre bons et mauvais emplois est floue et contingente, mais les priorités en termes de politiques sont difficiles à établir. En contradiction avec l'Agenda du travail décent, certains auteurs avancent que la création de « bons emplois » peut créer un effet d'éviction sur le volume d'emploi en général, un point de vue exprimé de façon provocante par F. TEAL (2012) : « *why we need more bad jobs (and fewer good ones)* ». Il argue que c'est la création d'emplois protégés et mieux payés qui accroît la pauvreté, car ces derniers nécessitent beaucoup de capital. Pour lui, le choix est simple : « *You either use that capital to benefit the lucky (well-educated) few who get these good jobs or you use it to create more 'bad' jobs for the many* » (TEAL, 2012).

Même si l'on peut voir dans ce point de vue extrême le ressort traditionnel de la « rhétorique réactionnaire » développée de façon lumineuse par A. HIRSCHMAN (1991), il mérite d'être discuté. Il y a quelques années, nous nous demandions si l'insuffisance du capital était responsable du sous-emploi de la main-d'œuvre en Afrique (DIAL, 2007) ? L'explication est tentante : sur la période 1960-1994, les pays africains ont investi en moyenne 9,6 % de leur PIB, alors que sur la même période le taux d'investissement moyen des autres pays est de 15,6 % (HOEFFLER, 2002). Il en a résulté un stock de capital par travailleur plus faible en Afrique que sur les autres continents, et certains auteurs ont défendu l'idée que là se trouvait la source principale du sous-développement africain (BARRO et LEE, 1994 ; COLLIER et GUNNING, 1999). Cependant, l'investissement est endogène et plusieurs études récentes suggèrent que lorsque l'on en tient compte et que l'on contrôle l'effet d'autres paramètres tels que la qualité de la gouvernance, l'effet à long terme de l'investissement sur la croissance tend à disparaître en Afrique, de sorte qu'un accroissement des flux d'investissement ne serait sans doute pas suffisant pour accroître le rythme de croissance et réduire le sous-emploi (HOEFFLER, 2002 ; DEVARAJAN *et al.*, 2003).

Quoi qu'il en soit, les emplois du secteur informel sont au cœur de cette question. En Afrique subsaharienne, et dans les PED en général, le secteur informel constitue un élément essentiel du processus de transformation structurelle. Contrairement à la vision dualiste de base à la Lewis (voir Introduction générale), il n'y aura pas de raccourci qui assurerait une transition directe entre les emplois agricoles et les emplois formels. La croissance des emplois dans le secteur informel est et sera un passage obligé sur le chemin de la modernisation dans la plupart des pays. C'est d'abord une contrainte imposée par la transition démographique, urbaine et de sortie de l'agriculture. Mais c'est également une chance dans la mesure où les emplois du secteur informel sont sur tous les plans plus enviables que les emplois issus de l'agriculture de subsistance : leur productivité est plus élevée, ils procurent de meilleurs revenus et une plus grande satisfaction (HAGGBLADE *et al.*, 2010 ; FOX et PIMHIDZAI, 2011), y compris dans les économies où le secteur agricole est exceptionnellement dynamique comme le Vietnam au cours des 25 dernières années (CLING *et al.*, 2010 ; RAZAFINDRAKOTO *et al.*, 2012). Même en les comparant à ceux du secteur formel, ils ne peuvent pas toujours être considérés comme de « mauvais emplois ». Dans ce contexte,

la question n'est pas tant quantité *versus* qualité, ou emplois formels *versus* emplois informels. Une stratégie pluri-objectifs doit être promue. Il faut sûrement faciliter les transitions de l'agriculture aux activités non agricoles et des emplois du secteur informel vers le secteur formel. Mais en même temps, accroître la productivité et la protection des travailleurs du secteur informel (et de l'agriculture) est un impératif. Comment le faire est une autre question. Mais il est sûr que les politiques d'emplois doivent changer et ne peuvent plus faire l'impasse sur le secteur informel comme cela a trop longtemps été le cas.



# Bibliographie

**ADAMS J.**

1991 – The Rural Labour Market in Zimbabwe. *Development and Change*, 22 (2) : 297-320.

**ADEBUSOYE P. M.**

2006 – *Geographic Labour Mobility in Sub-Saharan Africa*. Ottawa IDRC, Working Papers on Globalization, Growth and Poverty.

**ADEPOJU A.**

2005 – *Migration in West Africa*. Paper prepared for the Policy Analysis and Research Programme of the Global Commission on International Migration.

**ADJAMAGBO A., ANTOINE P.**

2009 – « Être femme “autonome” dans les capitales africaines. Les cas de Dakar et Lomé ». In J. Vallin, éd. : *Du genre et de l'Afrique. Hommage à Thérèse Locoh*, Paris, Ined : 305-318.

**ADJAMAGBO A., ANTOINE P.,**

**BÉGUY D., DIAL F. B.**  
2005 – « Comment les femmes concilient-elles mariage et travail à Dakar et à Lomé ». In : *Ville du Sud. Dynamiques, diversités et enjeux démographiques et sociaux*, Cotonou, 6<sup>e</sup> journées scientifiques du réseau « Démographie » de l'AUF, 21-24 novembre.

**AFDB, ECA, OECD, UNDP**

2012 – « Promoting Youth Employment ». In : *African Economic Outlook 2012*, Paris, OECD Publishing, Chapter 6.

**AFRICAN UNION**

2005 – *Draft Strategic Framework for a Policy on Migration in Africa*. Third ordinary session of the Labour and Social Affairs Commission. Pretoria, 18-23 April.

**AGESA R. U.**

1999 – The Urban Gender Wage Gap in an African Country: Findings

from Kenya. *Canadian Journal of Development Studies*, 20 (1) : 59-76.

**AINSWORTH M.**

1996 – « Economic Aspects of Child Fostering in Cote d'Ivoire ». In Schultz T. P., ed. : *Research in Population Economics*, Baltimore, JAI Press : 25-62.

**AKERLOF G. A.**

1982 – Labor Contracts as Partial Gift Exchange. *The Quarterly Journal of Economics*, 97 (4) : 543-69.

**AKERLOF G., YELLEN J.**

1990 – The Fair Wage-effort Hypothesis and Unemployment. *Quarterly Journal of Economics*, 105 : 255-238.

**AKRESH R.**

2008 – *School Enrollment Impacts of Non-traditional Household Structure*. University of Illinois at Urbana-Champaign, mimeo.

**ALDERMAN H., CHISHTI S.**

1991 – Simultaneous Determination of Household and Market oriented Activities of Women in Rural Pakistan. *Research in Population Economics*, 7 : 245-265.

**ALDERMAN H., KOZEL V.**

1989 – *Formal And Informal Sector Wage Determination In Urban Low-Income Neighborhoods In Pakistan*. Washington DC, World Bank, Living Standards Measurement Papers 65.

**ALDERMAN H., CHIAPPORI P. A.,**

**HADDAD L., HODINOTT J., KANBUR R.**  
1995 – Unitary Versus Collective Models of the Household: Time to Shift the Burden of Proof? *World Bank Research Observer*, 10 (1) : 1-19.

**ALESINO A., GLAESER E. L.**

2004 – *Fighting Poverty in the US*

*and Europe. A World of Difference.*  
Oxford University Press.

**ALTONJI J. G., BLANK R. M.**  
1999 – « Race and Gender in the Labor Market ». In Ashenfelter O., Card D., eds : *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam, North-Holland, Elsevier, vol. 3C : 3143-3257.

**AMEGASHIE F., BRILLEAU A., COULIBALY S., KORIKO O., OUEDRAOGO E., ROUBAUD F., TORELLI C.,**  
2005 – La conception et la mise en œuvre des enquêtes 1-2-3 en UEMOA. Les enseignements méthodologiques. *Statéco*, 99 : 21-41.

**AMMASSARI S.,**  
2003 – *From nation-building to entrepreneurship: the impact of elite return migrants in Côte d'Ivoire and Ghana.* Brighton, Sussex Centre for Migration Research, mimeo.

**ANGRIST J. D., KRUEGER A. B.**  
1991 – Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings. *Quarterly Journal of Economics*, 106 : 979-1014.

**ANTOINE P., éd.**  
2007 – *Les relations intergénérationnelles en Afrique. Approche plurielle.* Paris, Ceped, coll. Rencontres.

**ANTOINE P., RAZAFINDRAKOTO M., ROUBAUD F.**  
2001 – Contraints de rester jeune ? Évolution de l'insertion dans trois capitales africaines : Dakar, Yaoundé, Antananarivo. *Autrepart*, 18 : 17-36.

**ANXO D., FLOOD L., KOCOGLU Y.**  
2002 – Offre de travail et répartition des activités domestiques et parentales au sein du couple : une comparaison entre la France et la Suède. *Économie et statistique*, (352-353) : 127-150.

**APPLETON S., HODDINOTT J., KRISHNAN P.**  
1999 – The Gender Wage Gap in Three African Countries. *Economic Development and Cultural Change*, 47 (2) : 289-312.

**APPS P.**  
2002 – *Gender, time use, and models of the household.* University of Sidney, mimeo.

**APT N. A.**  
2002 – Ageing and the Changing Role of the Family and the Community: An African Perspective. *International Social Security Review*, 55 (1) : 43-53.

**ARMITAGE J., SABOT R.**  
1991 – « Discrimination in East African's Urban Labor Market », In Birdsall N., Sabot R., eds : *Unfair Advantage: Labor Market Discrimination in Developing Countries*, Washington DC, World Bank.

**ARROW K. J.**  
1973 – Higher Education as a Filter. *Journal of Public Economics*, 2 : 193-216.

**ASHENFELTER O., KRUEGER A. B.**  
1994 – Estimates of Economic Return to Schooling for A New Sample of Twins. *Quarterly Journal of Economics*, 113 : 253-284.

**ASHENFELTER O., ZIMMERMAN D.**  
1997 – Estimating of Return to Schooling from Sibling Data: Fathers, Sons and Brothers. *Review of Economics and Statistics*, 79 : 1-9.

**ATLAS NARODOV MIRA**  
1964 – Moscow, Glavnoe upravlenie geodezii i kartografii (Ethnological Institute at the Department of Geodesy and Cartography of the State Geological Committee of the Soviet Union).

**AUSTIN G.**  
2010 – African Economic Development and Colonial Legacies. *Revue internationale de politique de développement*, 1 : 11-32.

**AUTUME A. (D'), BETBÈZE J.-P., HAIRAUT J. O.**  
2005 – *Les séniors et l'emploi en France.* Paris, La Documentation française.

**AZEVEDO J. P.**  
2005 – *An Investigation Of The Labour Market Earnings In Deprived Areas:*

*A Test Of Labour Market Segmentation In The Slums*. Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia, ANPEC (Associação Nacional dos Centros de Psgradauo em Economia Brazilian).

**BA H.**

2006 – *Les statistiques des travailleurs migrants en Afrique de l'Ouest*. Genève, Bureau international du travail, Cahier des migrations internationales, 79 F.

**BACCHETTA M.,**

**ERNST E., BUSTAMANTE J. P.**

2009 – *Globalization and Informal Jobs in Developing Countries*. Geneva, ILO/ WTO.

**BAD, OCDE, PNUD, CEA**

2012 – *Perspectives économiques en Afrique*. Paris, OCDE.

**BADAOU E., STROBL E., WALSH F.**

2008 – Is There an Informal Employment Wage Penalty? Evidence from South Africa. *Economic Development and Cultural Change*, 56 : 683-710.

**BALAND J. M., ROBINSON J. A.**

2000 – Is child labor efficient? *Journal of Political Economy*, 108 (4) : 663-679.

**BANÉGAS R.**

2009 – « Côte d'Ivoire : le legs colonial ». In : *Encyclopedia Universalis*, article Côte d'Ivoire.

**BANERJEE B.**

1983 – The Role of the Informal Sector in the Migration Process: A Test of Probabilistic Migration Models and Labour Market Segmentation for India. *Oxford Economic Papers*, 35 (3) : 399-422.

**BANERJEE A. V., NEWMAN A. F.**

1993 – Occupational Choice and the Process of Development. *Journal of Political Economy*, 1011 (2) : 274-298.

**BANQUE MONDIALE**

1995 – *Rapport sur le développement dans le monde : le monde du travail dans une économie sans frontière*. Oxford University Press.

**BANQUE MONDIALE**

2000 – *Rapport sur le développement dans le monde : attaquer la pauvreté*. Oxford University Press.

**BANQUE MONDIALE**

2003 – *Indicateurs de développement dans le monde*. Washington DC, CD-ROM.

**BANQUE MONDIALE**

2005 – *Rapport sur le développement dans le monde : équité et développement*. Washington DC.

**BANQUE MONDIALE**

2006 – *Labor Diagnostics for Sub-Saharan Africa. Indicators, Problems, and Data Available*. Washington DC, Technical Note.

**BANQUE MONDIALE**

2011 – *Doing Business 2012: Doing Business in a more Transparent World*. Washington DC.

**BANQUE MONDIALE**

2012 a – *Indicateurs de développement dans le monde*. Washington DC.

**BANQUE MONDIALE**

2012 b – *Rapport sur le développement dans le monde : l'emploi dans l'économie mondiale*. Washington DC.

**BARDASI E., BEEGLE K., DILLON A., SERNEELS P.**

2010 – *DO Labor Statistics Depend on How and to Whom the Questions Are Asked: Results from a Survey Experiment in Tanzania*. Washington DC, World Bank, Policy Research Working Paper Series 5192.

**BARGAIN O., KWENDA P.**

2011 – Earnings Structures, Informal Employment, and Self-Employment: New Evidence from Brazil, Mexico and South Africa. *Review of Income and Wealth*, Serie 57 (May) : 100-122.

**BARR A., ODURO A.**

2000 – *Ethnicity and Wage Determination in Ghana*. Washington DC, World Bank, Policy Research Working Paper 2506.

**BARRO R., LEE J.W.**

1994 – *Losers and Winners in Economic*

*Growth. In* : Proceedings of the Annual World Bank Conference on Development Economics 1993, Washington DC, World Bank.

**BASU K., VAN P.**

1998 – The Economic of Child Labor. *American Economic Review*, 88 (3) : 412-427.

**BAYART J.-F.**

1989 – « Le théâtre d'ombres de l'ethnicité ». *In* : *L'État en Afrique, la politique du ventre*, Paris, Fayard : 65-86.

**BEAUCHEMIN C.**

2000 – *Le temps du retour. L'émigration urbaine en Côte d'Ivoire, Une étude géographique*. Université Paris-VIII, Institut français d'urbanisme, thèse de doctorat.

**BECK S., DE VREYER P.,**

**LAMBERT S., MARAZYAN K., SAFIR A.**

2011 – *Child Fostering in Senegal*. Paris School of Economics, mimeo.

**BECKER G. S.**

1962 – Irrational Behavior and Economic Theory. *Journal of Political Economy*, 70 (1) : 1-13.

**BECKER G. S.**

1965 – A Theory of Allocation of Time. *The Economic Journal*, Royal Economic Society, 75 : 493-517.

**BECKER G. S.**

1975 – *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Cambridge, Massachusetts, NBER, 2<sup>nd</sup> edition.

**BECKER G. S.**

1981 – *Treatise on the Family*. Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press.

**BECKER G., LEWIS H.**

1973 – On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*, 81 (2) : S279-288, Part II.

**BEHRMAN J. R., POLLAK R., TAUBMAN P.**

1982 – Parental Preferences and Provision for Progeny. *Journal of Political Economy*, 90 (1) : 52-73.

**BEHRMAN J. R., ROSS D., SABOT R.**

2008 – Improving Quality versus Increasing Quantity of Schooling: Estimates of Rates of Return from Rural Pakistan. *Journal of Development Economics*, 85 (1-2) : 94-104.

**BEINE M., DOCQUIER F., RAPOPORT H.**

2001 – Brain Drain and Economic Growth: Theory and Evidence. *Journal of Development Economics*, 64 (1) : 275-89.

**BEINE M., DOCQUIER F., RAPOPORT H.**

2003 – *Brain Drain and Growth in LDCs: Winners and Losers*. Bonn, Institute for the Study of Labor, IZA Discussion Paper.

**BELZIL C., HANSEN J.**

2002 – Unobserved Ability and the Return to Schooling. *Econometrica*, 70 : 2075-2091.

**BENAVIDES M.**

2002 – *Class Mobility and Equality of Opportunities in the Context of Erratic Modernization: The Peruvian case*. Pennsylvania State University, PhD dissertation.

**BENNEL P.**

1996 – Rates of Return on Education: Does the Conventional Pattern Prevail in Sub-Saharan Africa? *World Development*, 24 (1) : 183-199.

**BENNEL P.**

2002 – Hitting the Target: Doubling Primary School Enrolments in sub-Saharan Africa by 2015. *World Development*, 30 (7) : 1179-94.

**BERTHELIER P., ROUBAUD F.**

1993 – *Conditions d'activité de la population de Yaoundé : principaux résultats*. Yaoundé, DSCN.

**BEURAN M., KALUGINA E.**

2005 – *Subjective welfare and the informal sector: the case of Russia*. Roses,

Centre d'économie de la Sorbonne,  
université Paris-I/CNRS,  
document de travail.

**BHAGWATI J. N.**

1972 – *The United States in the Nixon Era: The End of Innocence*. Cambridge, Massachusetts, MIT Press, Daedalus.

**BHAGWATI J. N., HAMADA K.**

1974 – The Brain Drain, International Integration of Markets for Professionals and Unemployment: A Theoretical Analysis. *Journal of Development Economics*, 1 (1) : 19-42.

**BHALOTRA S., HEADY C.**

2003 – Child Farm Labor: The Wealth Paradox. *Economic Review* 17 (2) : 197-227.

**BIGSTEN A., SÖDERBOM M.**

2005 – *What have we learned for a decade of manufacturing enterprise surveys in Africa*. Washington DC, World Bank, Policy Research Working Paper Series 3798.

**BISHAI, D., SULIMAN E. D.,**

**BRAHMBHATT H., WABWIRE-MANGEN F.,**

**KIGOZI G., SEWANKAMBO N.,**

**SERVADDA D., WAWER M., GRAY R.**

2003 – Does Biological Relatedness Affect Survival? *Demographic Research*, 8 : 261-278.

**BJÖRKLUND A., JÄNTTI M.**

2000 – Intergenerational mobility of socio-economic status in comparative perspective. *Nordic Journal of Political Economy*, 1 : 2-32.

**BLACK R., KING R., TIEMOKO R.**

2003 – *Migration, return and small enterprise development in Ghana: a route out of poverty?* Brighton, Sussex Centre for Migration Research, Working Paper 9.

**BLACKBURN M., NEUMARK D.**

1995 – Are OLS Estimates of the Return to Schooling Biased Downward? Another Look. *Review of Economics and Statistics*, 77 : 217-229.

**BLACKDEN C. M., CANAGARAJAH R. S.**

2003 – *Gender and Growth in Africa:*

*Evidence and Issues*. Presented at UNECA Expert Meeting on Pro-Poor Growth, Kampala, Uganda, June 23-24.

**BLACKDEN C. M., WODON Q.**

2006 – *Gender, Time Use, and Poverty in Sub-Saharan Africa*. Washington DC, World Bank.

**BLAIR J., MENON G., BICKART B.**

2004 – « Measurement effects in self- versus proxy responses to survey questions: An information processing perspective ». In Biemer P. P., Groves R. M., Lyberg L. E., Mathiowetz N. A., Sudman S., eds : *Measurement Errors in Surveys*, New York, John Wiley & Sons, 9 : 145-166.

**BLANCHFLOWER D., OSWALD A.**

2004 – Well-being over time in Britain and the USA, *Journal of Public Economics*, 88 : 1359-1386.

**BLAU P., DUNCAN O. D.**

1967 – *The American Occupational Structure*. New York, John Wiley & Sons.

**BLAU F., KAHN L.**

2000 – Gender Differences in Pay. *Journal of Economic Perspectives*, 14 : 75-99.

**BLINDER A. S.**

1973 – Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 8 (4) : 436-455.

**BLOMQUIST A. G.**

1986 – International migration of educated manpower and social rates of return to education in LDCs. *International Economic Review*, 27 (1) : 165-74.

**BOCKERMAN P., ILMAKUNNAS P.**

2006 – Do Job Disamenities Raise Wage or Ruin Job Satisfaction? *International Journal of Manpower*, 27 (3) : 290-302.

**BOCQUIER P.**

1998 – L'immigration ouest-africaine en Europe : une dimension politique sans rapport avec son importance démographique. *La chronique du Ceped*, 30.

- BOQUIER P., NORDMAN C. J., VESCOVO A.**  
2010 – Employment Vulnerability and Earnings in Urban West Africa. *World Development*, 38 (9) : 1297-1314.
- BÖHNING W.**  
1984 – *Studies in International Migration*. New York, St. Martin's Press.
- BORGEN W. A., AMUNDSON N. E., HARDER H. G.**  
1988 – The Experience of Underemployment. *Journal of Employment Counseling*, 25 : 149-59.
- BORGHANS L., DE GRIP A.**  
2000 a – « Skills and Low pay: Upgrading or Overeducation? ». In Gregory M., Saavedra W., Bazen S., eds : *Labour Market Inequalities, Problems and Policies of Low-Wage Employment in International Perspective*, Oxford University Press : 198-223.
- BORGHANS L., DE GRIP A.**  
2000 b – « The Debate in Economics about Skill Utilization ». In Borghans L., de Grip A., eds : *The Overeducated Worker? The Economics of Skill Utilization*, Cheltenham, Edward Elgar publishing.
- BORJAS G.**  
1987 – Self-Selection and the Earnings of Immigrants. *American Economic Review*, 77 (4) : 531-553.
- BORJAS G., BRATSBERG B.**  
1996 – Who leaves? The out-Migration of the Foreign-Born. *The Review of Economics and Statistics*, 78 (1) : 165-176.
- BOSCH M., MALONEY W.**  
2005 – *Labor market dynamics in developing countries: comparative analysis using continuous time Markov processes*. Washington DC, World Bank, Policy Research Working Paper Series 3583.
- BOSSUROY T.**  
2007 – *Ethnicity as a Resource in Social Capital*. Paris, Dial, document de travail.
- BOSSUROY T., COGNEAU D.**  
2008 – *Social Mobility and Colonial Legacy in Five African Countries*. Paris, Dial, document de travail 2008-10.
- BOURGUIGNON F., CHIURI M. C.**  
2005 – *Labor market time and home production: A new test for collective models of intra-household allocation*. Fisciano, Csef, Working Paper 131.
- BOURGUIGNON F., FOURNIER M., GURGAND M.**  
2004 – *Selection Bias Corrections Based on the Multinomial Logit Model: Monte-Carlo Comparisons*. Paris, Delta, document de travail.
- BOURGUIGNON F., FOURNIER M., GURGAND M.**  
2007 – Selection Bias Correction Based on the Multinomial Logit Model: Monte-Carlo Comparisons. *Journal of Economic Surveys*, 21 (1) : 174-205.
- BRILLEAU A., OUEDRAOGO E., ROUBAUD F.**  
2005 a – L'enquête 1-2-3 dans les pays de l'UEMOA : la consolidation d'une méthode. *Statéco*, 99 : 15-170, numéro spécial.
- BRILLEAU A., ROUBAUD F., TORELLI C.**  
2005 b – L'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans la principale agglomération de sept États de l'UEMOA. Premiers résultats de l'enquête emploi 2001-2002. *Statéco*, 99 : 43-63.
- BROMLEY R.**  
1990 – A New Path to Development? The Significance and Impact of Hernando De Soto's Ideas on Underdevelopment, Production, and Reproduction. *Economic Geography*, 66 (4) : 328-348.
- BROWN C.**  
1980 – Equalizing Differences in the Labor Market. *The Quarterly Journal of Economics*, 94 (1) : 113-134.
- BROWN L., HADDAD L.**  
1995 – *Time Allocation Patterns and Time Burden: A Gendered Analysis of Seven Countries*. Washington, International Food Policy Research Institute (Ifpri), mimeo.

- BROWN R. S., MOON M., ZOLOTH B. S.**  
1980 – Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials. *The Journal of Human Resources*, 15 (1) : 3-28.
- BROWNING M., CHIAPPORI P. A.**  
1998 – Efficient Intra-Household Allocations: A General Characterization and Empirical Tests. *Econometrica*, 66 (6) : 1241-1278.
- BROWNING M., BOURGUIGNON F., CHIAPPORI P. A., LECHENE V.**  
1994 – Income and Outcomes: A Structural Model of Intrahousehold Allocation. *Journal of Political Economy*, 102 (6) : 1067-96.
- BRYDON L.**  
1992 – « Ghanaian women in the process of migration ». In Chant S., ed. : *Gender and Migration in Developing countries*, London/New York, Belhaven Press : 73-90.
- BRYSON A., CAPPELLARI L., LUCIFORA C.**  
2005 – *Why so Unhappy? The Effects of Unionization on Job Satisfaction*. Bonn, Institute for the Study of Labor, IZA Discussion Paper 1498.
- BÜCHEL F., MERTENS A.**  
2000 – *Overeducation, Undereducation, and the Theory of Career Mobility*. Bonn, Institute for the Study of Labor, IZA Discussion Paper 195.
- BURDETT K., MORTENSEN D. T.**  
1998 – Wage differentials, employer size and unemployment. *International Economic Review*, 39 : 257-273.
- BUTCHER K. F., CASE A.**  
1994 – The Effects of Sibling Composition on Women's Education and Earnings. *Quarterly Journal of Economics*, 109 : 443-450.
- BYRON M., CONDON S.**  
1996 – A comparative study of Caribbean return migration from Britain and France: toward a context dependent explanation. *Transactions of the British Institute of Demographers*, 21 (1) : 91-104.
- CAIN G. G.**  
1976 – The Challenge of Segmented Labor Market Theories to Orthodox Theory: A Survey. *Journal of Economic Literature*, 14 (4) : 1215-1257.
- CANAGARAJAH S., COULOMBE H.**  
1998 – *Child Labor and Schooling in Ghana*. Washington DC, World Bank, Policy Research Working Paper Series 1844.
- CARD D.**  
1995 – « Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling ». In Christofides L. N., Grant E. K., Swidinsky R., eds : *Aspects of Labour Market Behavior: Essays in Honor of John Vanderkamp*, Canada, université de Toronto : 201-222.
- CARD D.**  
2001 – Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems. *Econometrica*, 69 : 1127-1160.
- CASE A., LIN I.-F., MCLANAHAN S.**  
2000 – How Hungry is the Selfish Gene? *The Economic Journal*, Royal Economic Society, 10 (466) : 781-804.
- CASE A., PAXSON C., ABLEIDINGER J.**  
2004 – Orphans in Africa: Parental Death, Poverty and School Enrollment. *Demography*, 41 (3) : 483-508.
- CASSARINO J. P.**  
2004 – Theorising Return Migration: The Conceptual Approach to Return Migrants Revisited. *International Journal on Multicultural Societies*, 6 (2) : 253-279.
- CERASE F. P.**  
1974 – Expectations and reality: a case study of return migration from the United States to Southern Italy. *International Migration Review*, 8 (2) : 245-262.
- CHELI B., LEMMI A.**  
1995 – A 'Totally' Fuzzy and Relative Approach to the Measurement of Poverty. *Economic Notes*, 94 : 115-34.
- CHEN S., RAVALLION M.**  
2008 – *The Developing World Is Poorer Than We Thought, But No Less Successful*

*in the Fight against Poverty.*

Washington DC, World Bank, Policy Research Working Paper Series 4703.

**CHRÉTIEN J.-P., PRUNIER G. (éd.)**

2003 – *Les ethnies ont une histoire.* Paris, Karthala.

**CLARK A.**

1996 – Job satisfaction in Britain. *British Journal of Industrial Relations*, 34 : 189-217.

**CLARK A.**

1997 – Job satisfaction and gender: why are women so happy at work? *Labour Economics*, 4 : 341-72.

**CLARK A.**

2001 – What really matters in a job? Hedonic measurement using quit data. *Labour Economics*, 8 (2) : 223-242.

**CLARK A.**

2004 – *What makes a good job? Evidence from OECD countries.* Paris, Delta, document de travail, 2004-28.

**CLARK A., OSWALD A. J.**

1996 – Satisfaction and comparison income. *Journal of Public Economics*, 61 : 359-81.

**CLARK A., SENIK C.**

2006 – The (Unexpected) Structure of 'Rents' on the French and British Labour Markets. *Journal of Socioeconomics*, 35 : 180-196.

**CLARK A., OSWALD A. J., WARR P.**

1996 – Is job satisfaction U-Shaped in age? *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 69 : 57-81.

**CLING J.-P., ROUBAUD F.**

2006 – 15 ans d'appui à la coopération économique et statistique française avec l'Afrique. *Statéco*, 100 : 45-62.

**CLING J.-P., RAZAFINDRAKOTO M., ROUBAUD F. (eds)**

2003 – *New International Poverty Reduction Strategies.* London/New York, Routledge.

**CLING J.-P.,**

**RAZAFINDRAKOTO M., ROUBAUD F.**  
2005 – Export Processing

Zones in Madagascar: a Success Story under Threat? *World development*, 33 (5) : 785-803.

**CLING J.-P.,**

**RAZAFINDRAKOTO M., ROUBAUD F.**  
2009 – « Export Processing Zones in Madagascar: The Impact of Dismantling of Clothing Quotas on Employment and Labor Standards ». In Robertson R., Brown D., Pierre G., Sanchez-Puerta M. L., eds : *Globalization, Wages, and the Quality of Jobs*, Washington DC, World Bank, 8 : 237-264.

**CLING J.-P., NGUY N T. T.,**

**NGUY N H. C., PHAN N. T.,**

**RAZAFINDRAKOTO M., ROUBAUD F.**  
2010 – *The Informal Sector in Vietnam: A focus on Hanoi and Ho Chi Minh City.* Hanoi, The Gioi Edition.

**CLOGG C.**

1979 – *Measuring Underemployment: Demographic Indicators for the United States.* New York, Academic Press.

**CLOGG C., SHOCKEY J.**

1984 – Mismatch Between Occupational and Schooling: A Prevalence Measure, Recent Trends and Demographic Analysis. *Demography*, 21 : 235-257.

**CO C. Y., GANG I. N., YUN M.-S.**

2000 – Returns to returning. *Journal of Population Economics*, 13 : 57-79.

**COADY D. P., PARKER S. W.**

2002 – *A cost-effectiveness analysis of demand- and supply-side education interventions.* Washington, International Food Policy Research Institute (Ifpri), FCND discussion papers 127.

**COGNEAU D.**

2001 – *Formation du revenu, segmentation et discrimination sur le marché du travail d'une ville en développement : Antananarivo fin de siècle.* Paris, Dial, document de travail 2001-18.

**COGNEAU D.**

2007 – *L'Afrique des inégalités : où conduit l'histoire.* Paris, Éditions Rue d'Ulm.

- COGNEAU D., MESPLÉ-SOMPS S.**  
2008 – « Inequality of Opportunity for Income in Five Countries of Africa ». In Bishop J., Zheng B., eds : *Inequality and Opportunity: Papers from the Second Ecineq Society Meeting, Research on Economic Inequality*, Bingley, Emerald Group publishing, 16 : 99-128.
- COGNEAU D., PASQUIER-DOUMER L., BOUSSOUY T., DE VREYER P., GUÉNARD C., HILLER V., LEITE P., MESPLÉ-SOMPS S., TORELLI C.**  
2007 – *Inequalities and equity in Africa*. Paris, AFD, Notes et documents 31.
- COHEN B., HOUSE W. J.**  
1993 – Women's Urban Labour Market Status in Developing Countries: How Well Do They Fare in Khartoum, Sudan? *Journal of Development Studies*, 29 (3) : 461-83.
- COHEN B., MENKEN J. (eds)**  
2006 – *Aging in Sub-Saharan Africa: Recommendations for Furthering Research*. Washington DC, National Research Council, The National Academies Press.
- COHN E., KHAN S. P.**  
1995 – The wage effects of overschooling revisited. *Labour Economics*, 2 : 67-76.
- COLLIER P., GUNNING J. W.**  
1999 – Explaining African Economic Performance. *Journal of Economic Literature*, 7 (1) : 64-111.
- COMMISSION ÉCONOMIQUE POUR L'AFRIQUE**  
2005 – *Economic Report on Africa 2005: Meeting the Challenges of Unemployment and Poverty in Africa*. Addis-Abeba.
- CONSTANT A., MASSEY D. S.**  
2003 – Self Selection, earnings, and out-migration: A longitudinal study of immigrants to Germany. *Journal of Population Economics*, 16 : 631-653.
- COOK S.**  
1966 – The obsolete "anti-market" mentality: a critique of the substantive approach to economic anthropology. *American Anthropologist*, 68 : 465-470.
- COPPOLETTA R., DE VREYER P., LAMBERT S., SAFIR A.**  
2011 – *The Long Term Impact of Child Fostering in Senegal: Adults Fostered in their Childhood*. Paris School of Economics, mimeo.
- CORNIA G. A., JOLLY R., STEWART F. (eds)**  
1987 – *Adjustment with a Human Face: Protecting the Vulnerable and Promoting Growth*. Oxford University Press/Unicef.
- COULON A. DE, PIRACHA M.**  
2005 – Self-Selection and the Performance of Return Migrants: the Source Country perspective. *Journal of Population Economics*, 18 (4) : 779-807.
- D'ADDIO A. C., ERICSSON T., FRIJTERS P.**  
2003 – *An Analysis of the Determinants of Job Satisfaction when Individuals' Baseline Satisfaction Levels May Differ*. Centre for Applied Microeconometrics, Institute of Economics, University of Copenhagen, DT 2003-16 CAM.
- DAHL G. B.**  
2002 – Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets. *Econometrica*, 70 (6) : 2367-2420.
- DALTON G.**  
1967 – « Traditional production in primitive African Economies ». In Dalton G., ed. : *Tribal and Peasant Economies: Readings in Economic Anthropology*, New York, Garden City, Natural History Press : 61-80.
- DALY M., BÜCHEL F., DUNCAN G.**  
2000 – Premiums and penalties for surplus and deficit education. Evidence from the United States and Germany. *Economics of Education Review*, 19 : 169-178.
- DANIEL C., SOFER C.**  
1998 – Bargaining, Compensating Wage Differentials, and Dualism of the Labor Market: Theory and Evidence for France. *Journal of Labor Economics*, 16 (3) : 546-575.
- DE GRIP A., BORGHANS L. L., SMITS W.**  
1998 – « Future Developments in the Job level and Domain of High-Skilled

workers. » In Heijke J., Borghans L., eds : *Towards a Transparent Labor Market for educational decisions*, Aldershot, Ashgate : 21-57.

**DE MEL S., MCKENZIE D., WOODRUFF C.**  
2008 – *Who are the microenterprise owners? Evidence from Sri Lanka on Tokman vs. de Soto*. Washington DC, World Bank, Policy Research Working Paper Series 4635.

**DE MEL S., MCKENZIE D., WOODRUFF C.**  
2009 – Measuring microenterprise profits: must we ask how the sausage is made? *Journal of Development Economics*, 88 (1) : 19-31.1.

**DE VREYER P., LAMBERT S., MAGNAC T.**  
1999 – *Educating children: a look at household behaviour in Côte d'Ivoire*. Evry, EPEE, document de travail, 99 : 13.

**DE VREYER P., GUBERT F., ROBILLIARD A.-S.**  
2010 a – Are There Returns to Migration Experience? An Empirical Analysis using Data on Return Migrants and Non-Migrants in West Africa. *Annals of Economics and Statistics*, 97/98 : 307-328.

**DE VREYER P., GUBERT F., ROUBAUD F.**  
2010 b – Migration, Self-selection and returns to education in the WAEMU. *Journal of African Economies*, 19 (1) : 52-87.

**DEATON A.**  
1997 – *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. Washington DC, World Bank/Johns Hopkins University Press.

**DEL CARPIO X. V., LOAYZA N. V.**  
2012 – *The impact of wealth on the amount and quality of child labor*. Washington DC, World Bank, Policy Research Working Paper Series 5959.

**DEVARAJAN S., EASTERLY W., PACK H.**  
2003 – Low Investment is not the Constraint on African Development. *Economic Development and Cultural Change*, 51 (3) : 547-571.

**DGSCN**  
2002 – *L'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans la ville de Lomé en 2001*. Togo, novembre.

**DIAGNE A.**  
2006 – *L'entrée en vie adulte à Dakar*. Université Paris-I, Institut de démographie, thèse de doctorat, 380 p.

**DIAL**  
2007 – *Youth and labour markets in Africa: a literature review*. Paris, Dial/AFD, document de travail 49.

**DICKENS W. T., LANG K.**  
1985 – A Test of Dual Labor Market Theory. *American Economic Review*, 75 (4) : 792-805.

**DIMOVA R., NORDMAN C., ROUBAUD F.**  
2010 – Allocation of Labour in Urban West Africa: Implication for Development Policies. *Review of Development Economics*, 14 (1) : 160-178.

**DIOP A. Y.**  
2003 – Gouvernance des régimes de sécurité sociale : tendances au Sénégal. *Revue internationale de Sécurité sociale*, 56 (3-4) : 21-28.

**DJAJIC S.**  
1989 – Migrants in a Guest-Worker System. *Journal of Development Economics*, 31 : 327-339.

**DJAJIC S., MILBOURNE R.**  
1988 – A general equilibrium model of guest worker migration. *Journal of International Economics*, 25 : 335-351.

**DNSI**  
2002 – *L'emploi, le chômage les conditions d'activité dans la ville de Bamako. Analyse de l'enquête « Emploi et chômage 2001 »*. Mali, novembre.

**DOERINGER P. B., PIORE M. J.**  
1971 – *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Lexington MA, Heath.

**DPS**  
2004 – *L'emploi, le chômage et les conditions d'activité*

dans l'agglomération de Dakar.

*Premiers résultats de l'enquête-emploi 2002*. Sénégal, juin.

**DSCN**

2003 – *L'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans la Communauté urbaine de Niamey. Enquête 1-2-3 2002 : Premiers résultats*. Niger, novembre.

**DUBIN J. A., MCFADDEN D. L.**

1984 – An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption. *Econometrica*, 52 (2) : 345-62.

**DUBOIS J.-L., ROUSSEAU S.**

2001 – « Reinforcing Household's Capabilities as a Way to Reduce Vulnerability and Prevent Poverty in Equitable Terms ». In : *Conférence Justice and Poverty: Examining Sen's Capability Approach*, 5-7 juin, Cambridge University Press.

**DUFLO E., UDRY C. R.**

2003 – *Intrahousehold Resource Allocation in Cote D'Ivoire: Social Norms, Separate Accounts and Consumption Choices*. Yale University, Economic Growth Center, Discussion Paper 857.

**DUMAS C.**

2004 – Impact de la structure familiale sur les décisions parentales de mise au travail des enfants : le cas du Brésil. *Revue d'Économie du développement*, 18 (1) : 71-99.

**DUNCAN J.**

2000 – Premiums and penalties for surplus and deficit education-Evidence from the United States and Germany. *Economics of Education Review*, 19.

**DUSTMANN C.**

1997 – Return migration, uncertainty and precautionary savings. *Journal of Development Economics*, 52 : 295-316.

**DUSTMANN C.**

2000 – *Why Go Back? Return Motives of Migrant Workers*. University College of London, mimeo.

**DUSTMANN C., KIRCHKAMP O.**

2002 – The optimal migration duration and activity choice after re-migration. *Journal of Development Economics*, 67 : 351-372.

**DUSTMANN C., WEISS Y.**

2007 – *Return Migration: Theory and Empirical Evidence*. London, CREAM, Discussion paper 02/07.

**EASTERLIN R. A.**

2001 – Income and happiness: towards a unified theory. *The Economic Journal*, Royal Economic Society, 111 : 465-484.

**EASTERLIN R. A.**

2003 – *Building a Better Theory of Well-Being*. Bonn, Institute for the Study of Labor, IZA Discussion Paper 742.

**EASTERLY W., LEVINE R.**

1997 – Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions. *Quarterly Journal of Economics*, 111 (4) : 1203-1250.

**EL AYNAOUI J.-P. K.**

1996 – Une investigation du lien pauvreté-marché du travail dans le contexte du Maroc. *Région et développement*, 3 : 2-35.

**ENCHAUTEGUI M. E.**

1993 – The value of U.S. Labor Market Experience in the Home Country: The case of Puerto Rican Return Migrants. *Economic Development and Cultural Change*, 42 (1) : 169-191.

**ERIKSON R., GOLDTHORPE J. H.**

1992 – *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford, Clarendon Press.

**ESTEVEZ L., MARTINS P.**

2007 – *Job-Schooling Mismatches and Wages in Brazil*. Queen Mary College, University of London, mimeo.

**FAFCHAMPS M., QUISUMBING A. R.**

2003 – Social roles, human capital, and the intrahousehold division of labor: evidence from Pakistan. *Oxford Economic Papers*, 55 (1) : 36-80.

- FAFCHAMPS M., SÖDERBOM M.**  
2006 – Wages and Labour Management in African Manufacturing. *Journal of Human Resources*, 41 (2).
- FALCO P., KERR A., RANKIN N., SANDEFUR J., TEAL F.**  
2011 a – The Returns to Formality and Informality in Urban Africa. *Labour Economics*, 18 (suppl. 1) : S23-S31.
- FALCO P., MALONEY W. F., RIJKERS B.**  
2011 b – *Self Employment and Informality in Africa: Panel Evidence from satisfaction data*. Oxford, CSAE/World Bank.
- FEARON J. D.**  
2003 – Ethnic and Cultural Diversity by Country. *Journal of Economic Growth*, 8 : 195-222.
- FEARON J. D., KASARA K., LAITIN D.**  
2007 – Ethnic Minority Rule and Civil War Onset. *American Political Science Review*, 101 (1) : 187-193.
- FEATHERMAN D. L., JONES F. L., HAUSER R. M.**  
1975 – Assumptions of Social Mobility Research in the US: The Case of Occupational Status. *Social Science Research*, 4 : 329-360.
- FERNÁNDEZ R. M., NORDMAN C. J.**  
2009 – Are There Pecuniary Compensations for Working Conditions? *Labour Economics*, 16 (2) : 194-207.
- FIELDS G. S.**  
1990 – « Labour Market Modeling and the Urban Informal Sector: Theory and Evidence ». In Turnham D., Salomé B., Schwarz A., eds : *The Informal Sector Revisited*, Paris, OECD Development Center.
- FIELDS G. S.**  
2005 – *A Guide to Multisector Labor Market Models*. Washington DC, World Bank, Social Protection Discussion Paper Series 0505.
- FIELDS G. S.**  
2010 – Labor Market Analysis for Developing Countries. *Labour Economics*, 18 : S16-S22.
- FISHE R. P. H., TROST R. P., LURIE P. M.**  
1981 – Labor Force Earnings and College Choice of Young Women: An Examination of Selectivity bias and Comparative Advantage. *Economics of Education Review*, 1 : 169-191.
- FOX L., PIMHIDZAI O.**  
2011 – *Is Informality Welfare-Enhancing Structural Transformation? Evidence from Uganda*. Washington DC, World Bank, Policy Research Working Paper Series 5866.
- FREEMAN R. B.**  
1976 – *The overeducated Americans*. New York, Academic Press.
- FREEMAN R. B.**  
1978 – Job satisfaction as an economic variable. *American Economic Review*, 68 : 135-141.
- FRENCH M. T., DUNLAP L. J.**  
1998 – Compensating Wage Differentials for Job Stress. *Applied Economics*, 30 : 1067-1075.
- FREY B., STUTZER A.**  
2002 – *Happiness and Economics. How the economy and institutions affect human well-being*. Princeton University Press.
- GALASSO E.**  
1999 – *Intra-household Allocation and Child Labor in Indonesia*. Paper presented at the Economist Forum, Washington DC, World Bank.
- GALOR O., STARK O.**  
1990 – Migrants “savings, the probability of return migration and migrants” performance. *International Economic Review*, 31 : 463-467.
- GALOR O., TSIDDON D.**  
1997 – Technological Progress, Mobility, and Economic Growth. *The American Economic Review*, 87 (3) : 363-82.
- GANZEBOOM B. G., LUIJKX R., TREIMAN D. J.**  
1989 – « Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective ». In : *Research in Social Stratification*

and *Mobility*, Greenwich, Connecticut, JAI Press, 8 : 3-84.

**GARCIA M., FARES J.**  
2008 – *Youth in Africa' Labor Market*. Washington DC, World Bank.

**GARCIA-SERRANO C.**  
2008 – *Does size matter? The influence of firm size on working conditions and job satisfaction*. Essex, Institute for Social & Economic Research (ISER), Working Paper 2008-30.

**GAREN J.**  
1984 – The Returns to Schooling: a Selectivity Bias Approach with a Continuous Choice Variable. *Econometrica*, 52 : 1199-1218.

**GAZIBO M.**  
2009 – « Géographie du Niger ». In : *Encyclopedia Universalis*.

**GELADE G. A., DOBSON P., AUER K.**  
2008 – Individualism, Masculinity, and the Sources of Organizational Commitment. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 39 (5) : 599-617.

**GILLION C., TURNER J. C., BAILEY C., LATULIPPE D.**  
2000 – « Africa ». In Gillion C., Turner J. C., Bailey C., Latulippe D., eds : *Social Security Pensions: Development and reform*. Geneva, ILO : 515-531.

**GLEWWE P.**  
1990 – *Schooling, Skills and the Return to Education: an Econometric Exploration Using Data from Ghana*. Washington DC, World Bank, Living Standards Measurement Working Paper 76.

**GLEWWE P.**  
1996 – The Relevance of Standard Estimates of Rates of Return to Schooling for Education Policy: A Critical Assessment. *Journal of Development Economics*, 51 : 267-290.

**GLICK P., ROUBAUD F.**  
2006 – Export Processing Zone Expansion in Madagascar: What are the Labor Market and Gender Impacts? *Journal of African Economies*, 15 (4) : 722-756.

**GLICK P., SAHN D. E.**  
1997 – Gender and Education Impacts on Employment and Earnings in West Africa: Evidence from Guinea. *Economic Development and Cultural Change*, 45 (4) : 793-823.

**GLYTSOS N. P.**  
1988 – Remittances and Temporary Migration: A Theoretical Model and its Testing with the Greek-German Experience. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 124 : 524-549.

**GMECH G.**  
1980 – Return migration. *Annual Review of Anthropology*, 9 : 135-159.

**GOLDTHORPE J. H.**  
1980 – *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Oxford, Clarendon Press.

**GOURIEROUX C., MONFORT A.**  
1995 – *Statistics and econometric models*. Cambridge University Press.

**GOUX D., MAURIN E.**  
2007 – Close Neighbours Matter: Neighbourhood Effects on Early Performance at School. *The Economic Journal*, Royal Economic Society, 117 (523) : 1193-1215.

**GREENE W. H.**  
2008 – *Econometric Analysis*. Englewood Cliffs, Prentice Hall, 7<sup>th</sup> edition.

**GRILICHES Z.**  
1970 – « Notes on the Role of Education in Production Functions and Growth Accounting ». In Hansen L., ed. : *Education, Income, and Human Capital, Education, Income, and Human Capital*. Cambridge, Massachusetts, NBER, Studies in Income and Wealth, 35 : 71-115.

**GRILICHES Z.**  
1977 – Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems. *Econometrica*, 45 : 1-22.

**GRIMM M., VAN DER HOEVEN R., LAY J.**  
2011 – Unlocking Potential: Tackling Economic, Institutional and Social Constraints of Informal Entrepreneurship

in Sub-Saharan Africa. Main Findings and Policy conclusions, ISS, The Hague.

**GRIMM M., VAN DER HOEVEN R., LAY J., ROUBAUD F.**

2012 – *Neubewertung des informellen Sektors und Unternehmertums in Sub-Sahara Afrika, DIW Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*. Berlin, DIW, 3/2012.

**GRONAU R.**

1977 – Leisure, home production and work. The theory of time allocation revisited. *Journal of Political Economy*, 85 : 1099-1123.

**GROOT W.**

1996 – The incidence of, and returns to overeducation in the UK. *Applied Economics*, 28 : 1345-1350.

**GROOT W., MAASSEN VAN DEN BRINK H.**

1998 – The Price of Stress. *Journal of Economic Psychology*, 20 : 83-103.

**GROOT W., MAASSEN VAN DEN BRINK H.**

2000 – Overeducation in the labor market: a meta-analysis. *Economics of Education Review*, 19 : 149-158.

**GROOTAERT C.**

1998 – *Child labor in Côte d'Ivoire: incidence and determinants*. Washington DC, World Bank, Policy Research Working Paper Series 1905.

**GRUSKY D., HAUSER R.**

1984 – Comparative social mobility revisited: models of convergence and divergence in 16 countries. *American Sociological Review*, 49 : 19-38.

**GUBERT F., ROUBAUD F.**

2006 – « Le financement de très petites entreprises urbaines : étude d'impact de microfinance à Antananarivo (Madagascar) ». In Decaluwe B., Mourji F., Plane P., éd. : *Le développement face à la pauvreté*, Paris, AUF/Economical/CRDI : 167-189.

**GUHA-KHASNOBIS B., KANBUR R. (eds)**

2006 – *Informal Labour Markets and Development*. Hampshire, UK, Palgrave MacMillan.

**GUIRONNET J.-P.**

2005 – *La suréducation en France : vers une dévalorisation des diplômes du supérieur ?* université Montpellier-1, Lameta, document de travail.

**GÜNTHER I., LAUNOV A.**

2006 – *Competitive and Segmented Informal Labor Markets*. Bonn, Institute for the Study of Labor, IZA Discussion Paper 2349.

**HADDAD L., KANBUR R.**

1990 – How Serious Is the Neglect of Intra-Household Inequality? *The Economic Journal*, Royal Economic Society, 100 (402) : 866-81.

**HADDAD L., REARDON R.**

1993 – Gender Bias in the Allocation of Resources Within Households in Burkina Faso. A Disaggregated Outlay Equivalent Analysis. *Journal of Development Studies*, 29 (2) : 260-276.

**HADDAD L., LYNN R., BROWN R., RICHTER A., SMITH L.**

1995 – The Gender Dimensions of Economic Adjustment Policies: Potential Interactions and Evidence to Date. *World Development*, 23 (6) : 881-896.

**HADDAD L., HODDINOTT J., ALDERMAN H. (eds)**

1997 – *Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries: Models, Methods, and Policy*. Baltimore, Maryland, Johns Hopkins University Press.

**HAGGBLADE S., HAZELL P., REARDON T.**

2010 – The Rural Non-Farm Economy: Prospects for Growth and Poverty Reduction. *World Development*, 38 (11) : 1429-1441.

**HAM J. C.**

1982 – Estimation of a Labour Supply Model with Censoring Due to Unemployment and Underemployment. *Review of Economic Studies*, 49 : 335-354.

**HAMERMESH D.**

1977 – « Economic aspects of job satisfaction ». In Ashenfelter O., Oates W., eds : *Essays in labor market*

and population analysis, New York, John Wiley & Sons : 53-72.

**HAMERMESH D.**

2001 – The changing distribution of job satisfaction. *Journal of human resources*, 36 : 1-30.

**HAQUE N. U., KIM S. J.**

1995 – Human capital flight': impact of migration on income and growth. *IMF Staff Papers*, 3 (2) : 170-86.

**HARRIS J., TODARO M.**

1970 – Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. *American Economic Review*, 60 (1) : 126-142.

**HARTOG J.**

1980 – Earnings and capability requirements. *Review of Economics and Statistics*, 62 (2) : 230-240.

**HARTOG J.**

2000 – Over-education and earnings: where are we, where should we go? *Economics of Education Review*, 19 : 131-147.

**HARVEY A. S., TAYLOR M. E.**

2002 – « Time Use ». In Grosh M., Glewwe P., eds : *Designing Household Survey Questionnaires for Developing Countries, Lessons from 15 Years of the Living Standards Measurement Survey*, Washington DC, World Bank.

**HASSLER J., MORA J. R.**

2000 – Intelligence, Social Mobility, and Growth. *The American Economic Review*, 90 (4) : 888-908.

**HAUSMAN J. A., MACFADDEN D.**

1984 – Specification Tests for the Multinomial Logit Model. *Econometrica*, 52 (5) : 1219-1240.

**HAVEMAN R., WOLFE B.**

1995 – The Determinants of Children's Attainments: a Review of Methods and Findings. *Journal of Economic Literature*, 33 : 1829-1878.

**HAZARIKA G., SARANGI S.**

2008 – Household Access to Microcredit and Child Work in Rural Malawi. *World Development*, 36 (5) : 843-859.

**HECKER D. E.**

1992 – Reconciling Conflicting Data on Jobs for College Graduates. *Monthly Labour Review*, 115 (7) : 3-12.

**HECKMAN J. J.**

1979 – Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47 : 153-161.

**HELLERSTEIN J. K., NEUMARK D.**

1995 – Are Earnings Profiles Steeper than Productivity Profiles? Evidence from Israeli Firm-Level Data. *Journal of Human Resources*, 30 (1) : 89-112.

**HELLERSTEIN J. K., NEUMARK D.**

1999 – Sex, Wages, and Productivity: An Empirical Analysis of Israeli Firm-Level Data. *International Economic Review*, 40 (1) : 95-123.

**HELLERSTEIN J. K., NEUMARK D.**

2004 – *Production Function and Wage Equation estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set*. Cambridge, Massachusetts, NBER, Working Paper 10325.

**HERRERA J.**

2005 – « Sobre y subeducación en el Perú urbano ». In Yamada G., Jaramillo M., Lima M., eds : *Cambios globales y el mercado laboral peruano: comercio, legislación, capital humano y empleo*, Lima, Universidad del Pacífico : 181-227.

**HERRERA J., KUÉPIÉ M.,**

**NORDMAN C. J., OUDIN X., ROUBAUD F.**  
2012 a. – *Informal Sector and Informal Employment: Overview of data for eleven cities in ten developing countries*. Cambridge/Manchester, WIEGO Working Paper Series 7.

**HERRERA J., NORDMAN C. J., OUDIN X., WACHSBERGER J.-M.**

2012 b – *Révision des questionnaires des enquêtes-emploi en vue de mieux enregistrer les différentes dimensions*

*du travail décent*. Rapport pour le projet Recap (<http://recap.itcilo.org/fr>), Turin, Centre international de formation du BIT (ITC/ILO).

**HERSCH J., STRATTON L.**

1994 – Housework, Wages, and the Division of Housework Time for Employed Spouses. *The American Economic Review*, 84 (2) : 120-25.

**HESS P., ROSS C.**

1997 – *Economic Development: Theories, Evidence and Policies*. Fortworth, Dryden Press/Harcourt Brace Publishers.

**HIRSCHMAN A. O.**

1991 – *The rhetoric of reaction. Perversity, futility, jeopardy*. Cambridge, Massachusetts, Belknap Press.

**HOEFFLER A.**

2002 – The Augmented Solow Model and the African Growth Debate. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64 (2) : 135-158.

**HOLZMANN R.**

2000 – The World Bank Approach to Pension Reform. *International Social Security Review*, 53 (1) : 13-42.

**HORTON S., KANBUR R.,**

**MAZUMDAR D. (eds)**

1994 – *Labor Markets in an Era of Adjustment*. 2 vol., Washington DC, World Bank, EDI Development Studies.

**HWANG H.,**

**MORTENSEN D. T., REED W. R.**

1998 – Hedonic Wages and Labor Market Search. *Journal of Labor Economics*, 16 (4) : 815-847.

**IDSON T. L.**

1990 – Establishment size, job satisfaction, and the structure of work. *Applied Economics*, 22 : 1007-1018.

**ILAHY N.**

1999 – Return migration and occupational change. *Review of Development Economics*, 3 : 170-186.

**ILAHY N.**

2000 – *The Intra-household Allocation of Time and Tasks: What we have learnt*

*from the empirical literature?*

Washington DC, World Bank, Policy Research Report on Gender and Development, Working Paper 13.

**ILAHY N.**

2001 – *Gender and the allocation of adult time: Evidence from the Peru LSMS panel data*. Washington DC, World Bank, mimeo.

**ILO**

1982 – *13th International Conference of Labour Statisticians*. Geneva.

**ILO**

1993 – *Resolution Concerning Statistics of Employment in the Informal Sector*. Fifteenth International Conference of Labour Statistics, Geneva.

**ILO**

1997 – *Underemployment: Concept and Measurement*. Report I, Meeting of Experts on Labour Statistics, Geneva.

**ILO**

1998 – *16th International Conference of Labour Statisticians*. Geneva.

**ILO**

2003 – *General Report*. Seventeenth International Conference of Labour Statisticians, Geneva.

**ILO**

2006 – *Regional labour market trends for youth: Africa*. Geneva.

**ILO**

2010 a – *Global Employment Trends for Youth*. Geneva.

**ILO**

2010 b – *Trends Econometric Models: a Review of the Methodology*. Geneva.

**ILO, IMF**

2010 – *Challenges of growth, employment and social cohesion*. Joint ILO-IMF conference in cooperation with the office of the Prime Minister of Norway, Geneva, Discussion Document.

**INS**

2003 – *Enquête 1-2-3 : premiers résultats de l'enquête-emploi (phase 1)*. Côte d'Ivoire, mai.

**INS**

2005 – *Enquête sur l'emploi et le secteur informel au Cameroun en 2005. Phase 1 : enquête sur l'emploi. Rapport principal*, Yaoundé, décembre.

**INSAE**

2002 – *Le marché du travail à Cotonou. L'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans l'agglomération de Cotonou. Premiers résultats de l'enquête-emploi de 2001*. Bénin, septembre.

**INSD**

2003 – *L'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans l'agglomération de Ouagadougou*. Burkina Faso, juillet.

**INTERNATIONAL ORGANIZATION FOR MIGRATION**

2003 – *World Migration 2003: Challenges and Responses for People on the Move*. Geneva.

**IOANNIDES Y. M.**

2002 – Residential Neighborhood Effects. *Regional Science and Urban Economics*, 32 (2) : 145-165.

**IRONMONGER D.**

1999 – *An Overview of Time Use Surveys*. International Seminar on Time Use Studies, Ahmedabad, India, Center for Development Alternatives.

**ISAAC B. L.**

2005 – « Karl Polanyi ». In Carrier J. G., ed. : *A Handbook of Economic Anthropology*, Cheltenham, UK, Northampton, MA, USA, Edward Elgar.

**ISEMONGER A. G., ROBERTS N.**

1999 – Post-entry Gender Discrimination in the South African Labour Market. *Journal for Studies in Economics and Econometrics*, 23 (2) : 1-25.

**JACOBY H., SKOUFIAS E.**

1997 – Risk, Financial Markets and Human Capital in Developing Country. *Review of Economic Studies*, 64 : 311-335.

**JAMES E.**

1999 – *Coverage under old-age security programs and protection for the uninsured*.

*What are the issues?* Washington DC, World Bank, Policy research Working Paper Series 163.

**JASSO G., ROSENZWEIG M. R.**

1982 – Estimating the Emigration Rates of Legal Immigrants using Administrative and Survey Data: The 1971 Cohort of Immigrants to the United States. *Demography*, 19 : 279-290.

**JELLAL M., NORDMAN C. J., WOLFF F.-C.**

2008 – Evidence on the Glass Ceiling Effect in France Using Matched Worker-Firm Data. *Applied Economics*, 40 (24) : 3233-3250.

**JUDGE T. A., WATANABE S.**

1993 – Another look at the job satisfaction-life satisfaction relationship. *Journal of Applied Psychology*, 6 : 939-948.

**JUDGE T. A., THORESEN C. J., BONO J. E., PATTON G. K.**

2001 – The Job Satisfaction–Job Performance Relationship: A Qualitative and Quantitative. *Psychological Bulletin*, 127 (3) : 376-407.

**JUSTER F. T., STAFFORD F. P.**

1991 – The Allocation of Time: Empirical Findings, Behavioral Models, and Problems of Measurement. *Journal of Economic Literature*, 29 : 471-522.

**JÜTTING J.-P., DE LAIGLESIA J.-R.**

2009 – *L'emploi informel dans les pays en développement : une normalité indépassable ?* Paris, OCDE, Centre de développement.

**KABUBO-MARIARA J.**

2003 – *Wage Determination and the Gender Wage Gap in Kenya: Any Evidence of Gender Discrimination?* Nairobi, African Economic Research Consortium, Research Paper 132.

**KAKWANI N., SUBBARAO K.**

2005 – *Ageing and poverty in Africa and the role of social pensions*. Brasilia, International Poverty Center, UNDP, Working Paper 8.

**KANBUR R., MCINTOSH J.**

1987 – « Dual Economies ». In Eatwell J., Milgate M., Newman P., eds : *The New Palgrave: a Dictionary of Economics*, Hampshire, UK, Palgrave Macmillan : 114-121.

**KANBUR R., SVEJNAR J. (eds)**

2009 – *Labor Markets and Economic Development*. Londres/New York, Routledge.

**KANNAN K. P.**

2007 – Social Security in a Globalizing World. *International Social Security Review*, 60 (2-3) : 21-41.

**KATZ L. F.**

1986 – « Efficiency Wage Theories: a Partial Evaluation ». In Fisher S., ed. : *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press : 235-276.

**KES A., SWAMINATHAN D.**

2006 – « Gender and Time Poverty in Sub-Saharan Africa ». In Blackden C. M., Wodon Q. : *Gender, Time Use, and Poverty in Sub-Saharan Africa*. Washington DC, World Bank : 13-32.

**KEVANE M., WYDICK B.**

1998 – *Social Norms and the Time allocation of Women's Labor in Burkina Faso*. University of Santa Clara, Economics Department, mimeo.

**KHANDKER S. R.**

1988 – Determinants of Women's Time Allocation in Rural Bangladesh. *Economic Development and Cultural Change*, 37 : 111-126.

**KIELLAND A.**

1999 – *Children's Work in Benin: Estimating the Magnitude of Exploitative Child Placement*. Washington DC, World Bank, Social Protection Sector, manuscript.

**KIKER B. F., TRAYNHAM E. C.**

1977 – Earnings Differentials among Nonmigrants, Return Migrants, and Nonreturn Migrants. *Growth and Change*, 8 (2) : 2-7.

**KINGDON G., SANDEFUR J., TEAL F.**

2006 – Labour market Flexibility, Wages and Incomes in sub-Saharan Africa in the 1990s. *African Development Review*, 18 (3) : 392-427.

**KIS-KATOS K.**

2007 – *The work-schooling trade-off of Indian children*. University of Freiburg, Institute for Economic Research, mimeo.

**KOLEV A., SUAREZ ROBLES P.**

2007 – *Addressing the Gender Pay Gap in Ethiopia: How Crucial is the Quest for Education Parity?* Paris, AFD/World Bank, research project, mimeo.

**KREBS T., MALONEY W. F.**

1999 – *Quitting and labor turnover: microeconomic evidence and macroeconomic consequences*. Washington DC, World Bank, Policy Research Working Paper Series 2068.

**KRISTENSEN N., WESTERGÅRD-NIELSEN N.**

2004 – *Does Low Job Satisfaction Lead to Job Mobility?* Bonn, Institute for the Study of Labor, IZA Discussion Paper 1026.

**KUÉPIÉ M., NORDMAN C. J., ROUBAUD F.**

2009 – Education and Earnings in Urban West Africa. *Journal of Comparative Economics*, 37 (2009) : 491-515.

**LACHAUD J.-P., éd.**

1994 – *Pauvreté et marché du travail urbain en Afrique subsaharienne : analyse comparative*, Genève, Institut international d'études sociales.

**LACHAUD J.-P.**

1997 – *Les femmes et le marché du travail urbain en Afrique subsaharienne*. Paris, éditions l'Harmattan.

**LACHAUD J.-P.**

2004 – *Le travail des enfants et la pauvreté en Afrique : un réexamen appliqué au Burkina Faso*. Université Montesquieu Bordeaux-IV, Centre d'économie du développement, document de travail 96.

- LAM D., SCHOENI R. F.**  
1993 – Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil. *Journal of Political Economy*, 1001 : 710-740.
- LANFRANCHI J., OHLSSON H., SKALLI A. H.**  
2002 – Compensating Wage Differentials and Shift Work Preferences. *Economics Letters*, 74 : 393-398.
- LEE L.-F.**  
1983 – Generalized Econometric Models with Selectivity. *Econometrica*, 51 (2) : 507-512.
- LÉVI-STRAUSS C.**  
2001 – Productivité et condition humaine. *Études rurales*, Exclusions : 159-160.
- LÉVY-GARBOUA L., MONTMARQUETTE C.**  
2004 – Reported job satisfaction: what does it mean? *Journal of Socio-Economics*, 33 : 135-151.
- LÉVY-GARBOUA L., MONTMARQUETTE C., SIMONNET V.**  
1999 – *Job Satisfaction and Quits: Theory and Evidence from the German Socio-Economic Panel*. Université Paris-I, miméo.
- LEWIS W. A.**  
1954 – Economic development with unlimited supplies of labour. *Manchester School of Economics and Social Studies*, 22 : 139-191.
- LI H., URMANBETOV A.**  
2002 – *The Effect of Education and Wage Determination in China's Rural Industry*. Atlanta, Georgia Institute of Technology, document interne.
- LIN N., VAUGH J. C., ENSEL W. M.**  
1981 – Social Resources and Occupational Status Attainment. *Social Forces*, 59 (4) : 1163-1181.
- LINDBECK A., SNOWER D. J.**  
1989 – *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*. Cambridge, Massachusetts, MIT Press.
- LLORENTE R. M., MACÍAS E. F.**  
2005 – Job satisfaction as an indicator of the quality of work. *The Journal of Socio-Economics*, 34 : 656-673.
- MADDISON A.**  
1995 – *Monitoring the World Economy: 1820 -1992*. Paris, OECD Development Center.
- MADIO**  
2002 – *Dynamique du marché du travail dans les sept grandes villes de Madagascar entre 2000 et 2001*. Madagascar, Instat, juin.
- MAGNAC T.**  
1991 – Segmented or Competitive Labor Markets? *Econometrica*, 59 : 165-187.
- MAGNANI E.**  
2002 – Product Market Volatility and the Adjustment of Earning to Risk. *Industrial Relations*, 41 : 304-328.
- MAKABU MA NKENDA T, MBA M., TORELLI C.**  
2007 – L'emploi, le chômage et les conditions d'activité en République démocratique du Congo : principaux résultats de la phase 1 de l'enquête 1-2-3 2004-2005. Paris, Dial, document de travail 2007-14.
- MALKA A., CHATMAN J. A.**  
2003 – Work orientation and the contingency of job satisfaction and subjective well-being on annual income: A longitudinal assessment. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 29 : 737-746.
- MALONEY W.**  
1999 – Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from Sectoral Transition In Mexico. *The World Bank Economic Review*, 13 (2) : 275-302.
- MALONEY W.**  
2004 – Informality Revisited. *World Development*, 32 (7) : 1159-1178.
- MAMMEN K., PAXSON C.**  
2000 – Women's Work and Economic Development. *Journal of Economic Perspectives*, 14 (4) : 141-164.

**MANNING A.**

2003 – *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets*. Princeton University Press.

**MARCHAND O., THÉLOT C.**

1997 – *Le travail en France : 1800-2000*. Paris, Nathan, Essais et recherches.

**MAZUMDAR D., MAZAHERI A.**

2002 – *Wage and employment in Africa*. Hampshire, UK, Ashgate Publishing group.

**MCCORMICK B., WAHBA J.**

2001 – Overseas Work Experience, Savings and Entrepreneurship Amongst Return Migrants to LDCs. *Scottish Journal of Political Economy*, 48 (2) : 164-178.

**MESNARD A.**

2004 – Temporary migration and capital market imperfections. *Oxford Economic Papers*, 56 : 242-262.

**MILNE W., NEITZERT M.**

1994 – « Kenya ». In Horton S., Kanbur R., Mazumdar D., eds : *Labor Markets in an Era of Adjustment*, Washington DC, EDI Development Studies, World Bank, Issues Papers, 1 : 405-457.

**MINCER J.**

1974 – *Schooling, Experience and Earnings*. New York, National Bureau of Economic Research.

**MINGAT A., SUCHAUT B.**

2000 – *Les systèmes éducatifs africains. Une analyse économique comparative*. Bruxelles, De Boeck Université.

**MORTENSEN D. T.**

2003 – *Wage Dispersion: Why are Similar Workers Paid Differently?* Cambridge, Massachusetts, MIT Press.

**MURPHY K. M., TOPEL R.**

1987 – « Unemployment, Risk and Earnings: Testing for Equalizing Wage Differences in the Labor Market ». In Lang K., Leonard J., eds : *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, *Unemployment*, Basil, Blackwell : 130-140.

**NAKOSTEEN R., ZIMMER M.**

1980 – Migration and Income:

The Question of Self-Selection. *Southern Economic Journal*, 46 : 840-851.

**NAUZE-FICHET E., TOMASINI M.**

2005 – Parcours des jeunes à la sortie du système éducatif et déclassement salarial. *Économie et statistique*, 388-389 : 57-83.

**NEUMAN S., OAXACA R.**

2004 – Wage Decompositions with Selectivity-Corrected Wage Equations: A Methodological Note. *The Journal of Economic Inequality*, 2 : 3-10.

**NEUMARK D.**

1988 – Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *The Journal of Human Resources*, 23 : 279-295.

**NGUYEN H. C.,**

**NORDMAN C. J., ROUBAUD F.**

2011 – *Who Suffers the Penalty? A Panel Data Analysis of Earnings Gaps in Vietnam*. Paris, Dial, document de travail 2011-14.

**NICHOLSON B.**

2004 – « Migrants as Agents of Development: Albanian return migrants and micro-enterprise ». In Pop D., ed. : *New Patterns of Labour Migration in Central and Eastern Europe*, Romania, AMM Editura, Cluj Napoca : 94-110.

**NORDMAN C. J., ROUBAUD F.**

2009 – Reassessing the Gender Wage Gap in Madagascar: Does Labour Force Attachment Really Matter? *Economic Development and Cultural Change*, 57 (4) : 785-808.

**NORDMAN C. J., ROUBAUD F.**

2010 – An original approach in development economics: 20 years of work on measuring and analysing the informal economy in the developing countries. *Dialogue*, 31 : 2-9.

**NORDMAN C. J., WOLFF F.-C.**

2009 a – Is there a Glass Ceiling in Morocco? Evidence from Matched Worker-Firm Data. *Journal of African Economies*, 18 (4) : 592-633.

- NORDMAN C. J., WOLFF F.-C.**  
2009 b – « Islands Through the Glass Ceiling? Evidence of Gender Wage Gaps in Madagascar and Mauritius ». In Kanbur R., Svejnar J., eds : *Labor Markets and Economic Development*, London, Routledge : 521-544.
- NORDMAN C. J., RAKOTOMANANA F., ROBILLIARD A.-S.**  
2010 – « Gender Disparities in the Malagasy Labor Market ». In Arbache J. S., Kolev A., Filipiak E., eds : *Gender Disparities in Africa's Labor Markets*, Washington DC, World Bank : 87-153.
- NORDMAN C. J., ROBILLIARD A.-S., ROUBAUD F.**  
2011 – Decomposing Gender and Ethnic Earnings Gaps in Seven West African Cities. *Labour Economics*, 18 (suppl. 1) : S132-S145.
- NORDMAN C. J., RAKOTOMANANA F., ROUBAUD F.**  
2012 – *Informal versus Formal: A Panel Data Analysis of Earnings Gaps in Madagascar*. Paris, Dial, document de travail 2012-12.
- OAXACA R.**  
1973 – Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14 (3) : 693-709.
- OSTROM E., KANBUR R., GUHA-KHASNOBIS B. (eds)**  
2007 – *Linking the Formal and Informal Economy: Concepts and Policies*. Oxford University Press.
- PAGÈS N.**  
2003 – « Hétérogénéité des systèmes d'emploi urbain et vulnérabilité au travail : application aux entreprises et aux petites unités productives en Côte d'Ivoire ». 3<sup>e</sup> colloque *Approche des capacités : d'un développement viable à une liberté durable*, Italie, université de Pavie, 8-10 septembre.
- PAGÈS N.**  
2005 – *Hétérogénéité du système d'emploi et développement. Une application aux entreprises et aux petites unités productives urbaines en Côte d'Ivoire*. Université Paris-X-Nanterre, thèse de doctorat.
- PAGÈS C., STAMPINI M.**  
2007 – *No Education, No Good Jobs? Evidence on the Relationship between Education and Labor Market Segmentation*. Bonn, Institute for the Study of Labor, IZA Discussion Paper 3187.
- PALACIOS R.**  
2004 – *La politique des pensions en Afrique*. Washington DC, World Bank Institute, Human Development Group, Pension Reform.
- PARGA X. P., MONDRAGN-VLEZ C.**  
2008 – *Business Ownership and Self-Employment in Developing Economies: The Colombian Case*. Bogota, Universidad de los Andes-Cede, Documentos Cede 004672.
- PARKIN F.**  
1971 – *Class Inequality and Political Order*. London, McGibbon and Kee.
- PARSONS T.**  
1960 – *Structure and Process in Modern Societies*. Glencoe, Ill., The Free Press.
- PASQUIER-DOUMER L.**  
2005 – *Perception de l'inégalité des chances et mobilités objective et subjective : une analyse à partir d'entretiens qualitatifs auprès de Liméniens*. Paris, Dial, document de travail 2005-17.
- PASQUIER-DOUMER L.**  
2012 – L'inégalité des chances sur le marché du travail urbain ouest-africain. *Revue d'économie du développement*, 1 : 101-135.
- PERRY G. E., MALONEY W. F., ARIAS O. S., FAJNZYLBER P., MASON A. D., SAAVEDRA-CHANDUVI J.**  
2007 – *Informality: Exit and Exclusion*. Washington DC, World Bank, World Bank Latin American and Caribbean Studies.
- PICHLER F., WALLACE C.**  
2008 – What are the Reasons for Differences in Job Satisfaction across Europe? Individual, Compositional, and Institutional

Explanations. *European Sociological Review*, December 15, jcn070v1.

**PIORE M. J.**

1970 – « Jobs and Training ». In Beer S. H., Barranger R. E., eds : *The State and the poor*, Cambridge, Massachusetts, Winthrop Press : 53-83.

**PISSARIDES C.**

2000 – *Equilibrium unemployment theory*. Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 2<sup>nd</sup> edition.

**PITT M. M., ROSENZWEIG M. R.**

1990 – Estimating the Intrahousehold Incidence of Illness: Child Health and Gender-Inequality in the Allocation of Time. *International Economic Review*, 31 : 969-989.

**POGGI A.**

2007 – Do Satisfactory Working Conditions Contribute to Explaining Earning Differentials in Italy? A Panel Data Approach. *Labour*, 21 (4-5) : 713-733.

**POLANYI K.**

1957 – « The economy as instituted process ». In Polanyi K., Arensberg C., Pearson H., eds : *Trade and Market in the Early Empires*, Glencoe, Ill., Free Press.

**PRATAP S., QUINTIN E.**

2006 – Are labor markets segmented in developing countries? A semiparametric approach. *European Economic Review*, 50 (7) : 1817-1841.

**PSACHAROPOULOS G.**

1997 – Child Labour Versus Educational Attainment: some evidence from Latin America. *Journal of Population Economics*, 10 (4) : 377-386.

**PSACHAROPOULOS G., PATRINOS H. A.**

2002 – *Returns to Investment in Education: a Further Update*. Washington DC, World Bank, Research Working Paper 2881.

**PSACHAROPOULOS G., PATRINOS H. A.**

2004 – Returns to Investment in Education: A Further Update. *Education Economics*, 12 (2) : 111-134.

**QIZILBASH M.**

2003 – Vague Language and Precise Measurement: the Case of Poverty. *Journal of Economic Methodology*, 10 : 41-58.

**QIZILBASH M.**

2006 – « Philosophical Accounts of Vagueness, Fuzzy Poverty Measures and Multidimensionality ». In Lemmi A., Betti G., eds : *Fuzzy Set Approach to Multidimensional Poverty Measurement*, Berlin, Springer : 9-28.

**QUISUMBING A.**

1996 – Modelling Household Behaviour in Developing Countries: Discussion. *American Journal of Agricultural Economics*, 78 (5) : 1346-1348.

**QUISUMBING A., MALUCCIO J.**

2000 – *Intrahousehold allocation and gender relations*. Washington, International Food Policy Research Institute (Ifpri), FCND discussion papers 84.

**RAKOTOMANANA F.**

2011 – « Les travailleurs du secteur informel sont-ils plus heureux ? Le cas de l'agglomération d'Antananarivo. » In : *Secteur informel urbain, marché du travail et pauvreté. Essais d'analyse sur le cas de Madagascar*. Université Bordeaux-IV, thèse de doctorat.

**RAKOTOMANANA F.,**

**RAMILISON E., ROUBAUD F.**

2003 – The creation of an annual employment survey in Madagascar. An example for sub-saharan Africa. *InterStat*, 27 : 35-58.

**RAMA M.**

2000 – Wage Misalignment in CFA Countries: Are labor Market Policies to Blame? *Journal of African Economies*, 9 (4) : 475-511.

**RANJAN P.**

1999 – An economic analysis of child labor. *Economics Letters*, 64 (1) : 99-105.

**RAWLS J.**

1971 – *A Theory of Justice*. Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press (trad. fr. 1987, *Théorie de la justice*. Paris, Le Seuil).

- RAY D.**  
1998 – *Development Economics*.  
Princeton University Press.
- RAY R.**  
1999 – The Determinants of Child Labor and Child Schooling in Ghana. *Journal of African Economies*, 11 (4) : 561-590.
- RAY R.**  
2000 – Child Labor, Child Schooling, and their Interaction with Adult Labor: Empirical Evidence for Peru and Pakistan. *The World Bank Economic Review*, 14 (2) : 347-367.
- RAZAFINDRAKOTO M., ROUBAUD F.**  
2001 – Vingt ans de réforme de la fonction publique à Madagascar. *Autrepart*, 20 : 43-60.
- RAZAFINDRAKOTO M., ROUBAUD F.**  
2003 – « Les dispositifs existants de suivi de la pauvreté : les faiblesses des enquêtes classiques auprès des ménages. » In Cling J.-P., Razafindrakoto M., Roubaud F., eds : *New International Poverty Reduction Strategies*, London/New York, Routledge : 265-294.
- RAZAFINDRAKOTO M., ROUBAUD F.**  
2006 – Les déterminants du bien-être individuel en Afrique francophone : le poids des institutions. *Afrique contemporaine*, 220 : 191-223.
- RAZAFINDRAKOTO M., ROUBAUD F.**  
2007 – « Towards a Better Monitoring of the Labor Market. » In : *Vietnam Development Report 2008: Social Protection*, Hanoi, World Bank : 37.
- RAZAFINDRAKOTO M., ROUBAUD F., TORELLI C.**  
2009 – Measuring the informal sector and informal employment: the experience drawn from 1-2-3 surveys in African countries. *African Statistical Journal*, 9 : 88-147. Special Issue.
- RAZAFINDRAKOTO M., ROUBAUD F., WACHSBERGER J. M.**  
2012 – « Travailler dans le secteur informel : choix ou contrainte ? Une analyse de la satisfaction dans l'emploi au Vietnam ». In Cling J.-P., Lagrée S., Razafindrakoto M., Roubaud F., éd. : *L'économie informelle dans les pays en développement*, Paris, AFD, chap. 1-2 : 47-66.
- REGAN T. L., OAXACA R. L.**  
2006 – *Work Experience as a Source of Specification Error in Earnings Models: Implications for Gender Wage Decompositions*. Bonn, Institute for the Study of Labor, IZA Discussion Paper 1920.
- REIMERS C. W.**  
1983 – Labour Market Discrimination Against Hispanic and Black Men. *The Review of Economics and Statistics*, 65 (4) : 570-579.
- RITCHIE A., LLOYD C., GRANT M.**  
2004 – *Gender Differences in Time Use Among Adolescents in Developing Countries: Implications of Rising School Enrollment Rates*. Washington DC, World Bank, Population Council, Policy Research Division, Working Paper 193.
- ROBINSON J.**  
1937 – *Essays in the Theory of Employment*. London, Macmillan.
- ROBST J.**  
1994 – Measurement error and the returns to excess schooling. *Applied Economics Letters*, 1 : 142-144.
- RODGERS G. (ed)**  
1989 – *Urban poverty and the labour market. Access to jobs and incomes in Asian and Latin American cities*. Geneva, ILO.
- ROOTH D., SAARELA J.**  
2007 – Selection in migration and return migration: Evidence from micro data. *Economics Letters*, 94 : 90-95.
- ROSEN S.**  
1986 – « The Theory of Equalising Differences ». In Ashenfelter O., Layard R., eds : *The Handbook of Labor Economics*, Elsevier, Vol. 1, Chapter 12 : 641-692.
- ROSENZWEIG M., WOLPIN K.**  
1985 – Specific Experience, Household

- Structure, and Intergenerational Transfers: Farm Family Land and Labor Arrangements in Developing Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 100 (5) : 961-987.
- ROUBAUD F.**  
1992 – Proposals for Incorporating the Informal Sector into National Accounts. *Interstat*, 6 : 5-26.
- ROUBAUD F., éd.**  
1994 – L'enquête 1-2-3 sur l'emploi et le secteur informel à Yaoundé. *Statéco*, 78.
- ROUBAUD F.**  
1994 – *L'économie informelle au Mexique : de la sphère domestique à la dynamique macro-économique*. Paris, Karthala/Orstom.
- ROUBAUD F.**  
1996 – 1-2-3 Survey: Proposal for a system of integrated household surveys. *Interstat*, 13 : 29-36.
- ROUBAUD F.**  
2000 – « *Ethnies et castes : facteur de division ou richesse culturelle ?* ». In Roubaud F., éd. : *Identités et transition démocratique : l'exception malgache ?* Paris/Antananarivo, L'Harmattan/Tsipika, chapitre 3 : 177-213.
- ROY A.**  
1951 – Some thoughts on the distribution of earnings. *Oxford Economic Papers*, 3 : 135-146.
- RUBB S.**  
2003 a – Overeducation: a short or long run phenomenon for individuals. *Economics of Education Review*, 22 (4) : 389-394.
- RUBB S.**  
2003 b – Overeducation in the labor market: a comment and re-analysis of a meta-analysis. *Economics of Education Review*, 22 (6) : 621-629.
- SAHN D. E., ALDERMAN H.**  
1988 – The Effects of Human Capital on Wages and the Determinants of Labor Supply in a Developing Country. *Journal of Development Economics*, 29 : 157-183.
- SCHMERTMANN C.**  
1994 – Selectivity bias correction methods in polychotomous sample selection models. *Journal of Econometrics*, 60 : 101-132.
- SCHNEIDER H. K.**  
1974 – *Economic Man*. New York, Free Press.
- SCHNEIDER F.**  
2004 – *The Size of the Shadow Economies of 145 Countries all over the World: First Results over the Period 1999 to 2003*. Bonn, Institute for the Study of Labor, IZA Discussion Paper 1431.
- SCHULTZ T. P.**  
2004 – Evidence of Returns to Schooling in Africa from Household Surveys: Monitoring and Restructuring the Market for Education. *Journal of African Economies*, 13 : ii95-ii148, AERC Supplement.
- SCODELLARO C.**  
2010 – Les articulations entre solidarités publiques et solidarités privées en Afrique du Sud : les pensions de vieillesse et leurs effets. *Autrepart*, 53 : 57-74.
- SEN A. K.**  
1992 – *Inequality Reexamined*. Oxford University Press (trad. fr. 2000, *Repenser l'inégalité*. Paris, Le Seuil).
- SEN A. K.**  
1999 – *Development as Freedom*. Alfred Knopf. Inc. (trad. fr. *Un nouveau modèle économique. Développement, justice et liberté*. Paris, Odile Jacob, 2000).
- SHAPIRO C., STIGLITZ J. E.**  
1984 – Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. *American Economic Review*, 74 (3) : 433-44.
- SICHERMAN N.**  
1991 – Overeducation in the labor market. *Journal of Labor Economics*, 9 (2) : 101-122.
- SIMON C., STARK O.**  
2007 – The brain drain, "educated unemployment", human capital formation, and economic betterment. *Economics of Transition*, 15 : 629-660.

- SIPHAMBE H. K., THOKWENG-BAKWENA M.**  
2001 – The Wage Gap Between Men and Women in Botswana's Formal Labour Market. *Journal of African Economies*, 10 (2) : 127-142.
- SJAASTAD L. A.**  
1962 – The costs and returns of human migration. *Journal of Political Economy*, 70 : 80-93.
- SJÖGREN A.**  
2000 – *Redistribution, Occupational Choice and Intergenerational Mobility: Does Wage Equality Nail the Cobbler to His Last?* Stockholm, The Research Institute of Industrial Economics, Working Paper 538.
- SKOUFIAS E.**  
1993 – Labor Market Opportunities and Interfamily Time Allocation in Rural Households in South Asia. *Journal of Development Economics*, 40 : 277-310.
- SÖDERBOM M., TEAL F., WAMBUGU A., KAHYARARA G.**  
2006 – Dynamics of Returns to Education in Kenyan and Tanzanian Manufacturing. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68 (3) : 261-288.
- SOUSA-POZA A., SOUSA-POZA A. A.**  
2000 – Well-being at work: A cross-national analysis of the levels and determinants of job satisfaction. *Journal of Socio-Economics*, 29 : 517-538.
- SPENCE M.**  
1973 – Job Market Signaling. *Quarterly Journal of Economics*, 87 (3) : 355-374.
- STANDING G., TOKMAN V. (eds)**  
1991 – *Towards social adjustment. Labour market issues in structural adjustment.* Geneva, ILO.
- STARK O.**  
1991 – *The Migration of Labor.* Cambridge, Massachusetts, Basil Blackwell.
- STARK O., HELMENSTEIN C., PRSKAWETZ A.**  
1997 – A brain gain with a brain drain. *Economics Letters*, 55 : 227-34.
- STIGLITZ J. E.**  
1974 – Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment in LDC'S: The Labor Turnover Model. *Quarterly Journal of Economics*, 88 (2) : 194-227.
- STIGLITZ J. E.**  
1976 – The Efficiency Wage Hypothesis, Surplus Labour, and the Distribution of Income in L.D.C.s. *Oxford Economic Papers*, 28 (2) : 185-207.
- STIGLITZ J., SEN A., FITOUSSI J-P.**  
2009 – *Richesse des nations et bien-être des individus.* Paris, Odile Jacob.
- SYSTÈME DE COMPTABILITÉ NATIONALE**  
1993 – OCDE, Banque mondiale, Commission européenne, Nations unies et Fonds monétaire international, publié par la division statistique des Nations unies.
- TEAL F.**  
2000 – *Employment and Unemployment in Sub-Saharan Africa: An Overview.* DFID funded project on Employment and Labour Markets, Report. London, mimeo.
- TEAL F.**  
2012 – *Policies for Jobs in Africa: why we need more bad jobs (and fewer good ones).* Oxford, The CSAE Blog, Posted on March 1.
- TEMESGEN T.**  
2006 – Decomposing Gender Wage Differentials in Urban Ethiopia: Evidence from Linked Employer-Employee (LEE) Manufacturing Survey Data. *Global Economic Review*, 35 (1) : 43-66.
- TERRACOL A.**  
2002 – *Tripobit and the GHK Simulator: A Short Note.* Appendix to the Stata Tripobit command ([http://fmwww.bc.edu/repec/bocode/g/GHK\\_note.pdf](http://fmwww.bc.edu/repec/bocode/g/GHK_note.pdf)).
- THUROW L.**  
1972 – Education and Economic Inequality. *The Public Interest*, 28 : 66-81.
- THUROW L.**  
1975 – *Generating Inequality: mechanism of distribution in the U.S. economy.* New York, Basic Books.

**THUROW L. C., LUCAS R.**

1972 – *The American distribution of income: a structural problem. A study for the Joint Economic Committee.* Washington DC, Government Printing Office, US Congress.

**TODARO M.**

1969 – A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries. *American Economic Review*, 59 : 138-148.

**TOKMAN V. E.**

2007 – *Modernizing the informal sector.* New York, United Nations, Department of Economics and Social Affairs, Working Papers 42.

**TREIMAN D. J.**

1970 – « Industrialization and Social Stratification ». In Laumann E. O., ed. : *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*, Indianapolis, Bobbs Merrill.

**TUNALI I.**

1986 – « A General Structure for Models of Double-Selection and an Application to a Joint Migration/Earnings Process with Remigration ». In Ehrenberg R. G., ed. : *Research in Labor Economics*, Greenwich, Connecticut, JAI Press Inc, 8B : 235-284.

**UDRY C.**

1996 – Gender, Agricultural Production and the Theory of the Household. *Journal of Political Economy*, 104 : 1010-1046.

**UEMOA**

2004 a – *L'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans les principales agglomérations de sept États membres de l'UEMOA. Principaux résultats de la phase 1 de l'enquête 1-2-3 de 2001-2002.* Ouagadougou, décembre.

**UEMOA**

2004 b – *Le secteur informel dans les principales agglomérations de sept États membres de l'UEMOA : performances, insertion, perspectives. Principaux résultats de l'enquête 1-2-3 de 2001-2002.* Ouagadougou, décembre.

**UNESCO BREDIA**

2005 – *Education for All in Africa: Paving the Way for Action.* Dakar.

**UNICEF**

1999 – *Child Domestic Work.* Florence, International Child Development Center, Innocenti Digest, no. 5.

**UNITED NATIONS ORGANIZATION**

2003 – *Living Arrangements of Older Persons around the World.* New York.

**UNITED NATIONS ORGANIZATION**

2008 – *Millennium Development Goals Report.* New York.

**US DEPARTMENT OF LABOR**

*various years – Dictionary of Occupational Titles.* Washington DC.

**USHER D.**

1977 – Public property and the effect of migration upon other residents of the migrants' countries of origin and destination. *Journal of Political Economy*, 85 (5) : 1001-20.

**VAN BIESEBROECK J.**

2007 – *Wage and productivity in Sub-Saharan Africa.* Cambridge, Massachusetts, NBER, Working Paper 13306.

**VELKOFF V. A., KOWAL P. R.**

2007 – *Population Aging in Sub-Saharan Africa: Demographic Dimensions 2006.* Washington DC, National Institute On Aging, US, Census Bureau.

**VERDUGO R., VERDUGO N.**

1989 – The Impact of Surplus Schooling on Earnings. *Journal of Human Resources*, XXIV : 629-643.

**VIJVERBERG W. P.**

1995 – Returns to Schooling in Non-Farm Self-Employment: An Econometric Case Study of Ghana. *World Development*, 23 (7) : 1215-1227.

**WAHBA J.**

2004 – *Does International Migration Matter? A Study of Egyptian Return Migrants.* Regional Conference on Arab Migration in a Globalized World, Cairo, mimeo.

**WARR P.**

1999 – « Well-being and the workplace ». In Kahneman D., Diener E., Schwartz N., eds : *Well-being: The foundations of hedonic psychology*, New York, Russell Sage Foundation : 392-412.

**WEICHSELBAUMER D., WINTER-EBMER R.**

2005 – A Meta-Analysis of the International Gender Wage Gap. *Journal of Economic Surveys*, 19 (3) : 479-511.

**WHITEHEAD A.**

1999 – Lazy men', time use, and rural development in Zambia. *Gender and Development*, 7 (3) : 49-61.

**WILLMORE L.**

2000 – *Three Pillars of Pensions? A Proposal to End Mandatory Contributions*. New York, United Nations,

Department of Economics and Social Affairs, Discussion Paper 13.

**WILSON F., RAMPHELE M.**

1989 – *Uprooting Poverty: The South African Challenge*. New York/London, Norton.

**WOOLDRIDGE J. M.**

2005 – *Unobserved Heterogeneity and Estimation of Average Partial Effects*. In Andrews D. W. K., Stock J. H., eds : *Identification and Inference for Econometric Models*, Cambridge University Press : 27-55.

**XIE Y.**

1992 – The log-multiplicative layer effect model for comparing mobility tables. *American Sociological Review*, 57 : 380-395.



# Les auteurs

**Philippe Antoine**

démographe, directeur de recherche,  
IRD, Ceped, chercheur associé  
à Dial, Dakar.  
philippelo@gmail.com

**Muriel Barlet**

économiste, administrateur, Insee,  
chercheuse associée à Dial, Paris.  
muriel.barlet@sante.gouv.fr

**Philippe Bocquier**

démographe, professeur,  
université de Louvain,  
chercheur associé à Dial, Louvain.  
Philippe.Bocquier@uclouvain.be

**Philippe De Vreyer**

économiste et statisticien,  
professeur, université Paris-Dauphine,  
Dial, Paris.  
devreyer@dial.prd.fr

**Flore Gubert**

économiste, chargée de recherche,  
IRD, Dial, Paris.  
gubert@dial.prd.fr

**Javier Herrera**

économiste, directeur de recherche,  
IRD, Dial, Paris.  
herrera@dial.prd.fr

**Mathias Kuépié**

démographe, chercheur au CEPS/  
Instead, chercheur associé à Dial,  
Luxembourg.  
kuepie@dial.prd.fr

**Sébastien Merceron**

statisticien, attaché, Insee,  
chercheur associé à Dial,  
La Réunion.  
sebastien.merceron@insee.fr

**Christophe J. Nordman**

économiste, chargé de recherche,  
IRD, Dial, Paris.  
nordman@dial.prd.fr

**Laure Pasquier-Doumer**

économiste, chargée de recherche,  
IRD, Dial, Paris.  
pasquier@dial.prd.fr

**Nelly Rakoto-Tiana**

économiste, consultante  
à la Banque mondiale, chercheuse  
associée à Dial, Antananarivo.  
rakatotiana@dial.prd.fr

**Mireille Razafindrakoto**

économiste et statisticienne,  
directrice de recherche,  
IRD, Dial, Paris.  
razafindrakoto@dial.prd.fr

**Anne-Sophie Robilliard**

économiste, chargée de recherche,  
IRD, Dial, Dakar.  
robilliard@dial.prd.fr

**François Roubaud**

économiste et statisticien,  
directeur de recherche,  
IRD, Dial, Paris.  
roubaud@dial.prd.fr

**Constance Torelli**

statisticienne, attachée, Insee,  
chercheure associée à Dial, Paris.  
torelli@dial.prd.fr

**Aude Vescovo**

économiste, économiste  
et statisticienne, coordinatrice  
de projet à l'USAID, chercheure  
associée à Dial, Bamako.  
aude.vescovo@hotmail.fr

# Les sigles

- Afristat** : Observatoire économique et statistique d'Afrique subsaharienne
- Aidelf** : Association internationale des démographes de langue française
- ANRCM** : Association nationale des retraités civils et militaires du Sénégal
- ASS** : Afrique subsaharienne
- BAD** : Banque africaine de développement
- BEPC** : Diplôme national du brevet (ancien brevet d'études du premier cycle du second degré)
- BIT** : Bureau international du travail
- CAP** : Diplôme national du certificat d'aptitude professionnelle
- Ceped** : Centre populations et développement
- CEPS** : Centre d'études de populations, de pauvreté et de politiques socio-économiques (Luxembourg)
- Cedeao** : Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest
- Cnil** : Commission nationale informatique et libertés
- CPIA (indicateur)** : *Transparency, accountability and corruption in the public sector*
- CSP** : Catégorie socio-professionnelle
- CSLP** : Cadre stratégique de lutte contre la pauvreté
- Dial** : Développement, institutions et mondialisation
- DOT** : *Dictionnaire of Occupational Titles*
- DSRP** : Documents stratégiques de réduction de la pauvreté
- ELF (indice)** : Fractionnement ethnolinguistique
- FC** : Fonction de contrôle
- FMI** : Fonds monétaire international
- FNR** : Fonds national de retraites
- GHK (méthode)** : Geweke-Hajivassiliou-Keane
- IIA (hypothèse)** : Indépendance des alternatives non pertinentes (*Independence of Irrelevant Alternatives assumption*)
- ILO** : *International labour organization*
- INS** : Institut national de la statistique
- Insee** : Institut national de la statistique et des études économiques (France)
- Instat** : Institut national de la statistique de Madagascar
- Ipraio** : Institut de prévoyance et de retraite de l'Afrique occidentale

- Ipres** : Institution de prévoyance retraites du Sénégal
- IRD** : Institut de recherche pour le développement
- LSMS (programme)** : *Living standard measurement studies* (Banque mondiale)
- Madio (projet)** : Madagascar-Instat- Dial-Orstom
- MCO (estimateur ou méthode)** : Moindres carrés ordinaires
- MLE (sélection ou estimateur)** : Maximum de vraisemblance
- Neet (taux)** : Ni en activité professionnelle, ni en cours de scolarité ou en formation
- NTIC** : Nouvelles technologies de l'information et de la communication
- OCDE** : Organisation de coopération et de développement économique
- OIT** : Organisation internationale du travail
- OMD** : Objectifs du millénaire pour le développement
- OMS** : Organisation mondiale de la santé
- ONU** : Organisation des Nations unies
- Parstat** : Programme régional d'appui statistique à la surveillance multilatérale
- PED** : Pays en développement
- PIB** : Produit intérieur brut
- Pnud** : Programme des Nations unies pour le développement
- PPA** : Parité de pouvoir d'achat
- Ramta** : Réseau d'analyse du marché du travail en Afrique
- RDC** : République démocratique du Congo
- Remuao** : Réseau migrations et urbanisation en Afrique de l'Ouest
- RGPH** : Recensements généraux de la population et de l'habitat
- RPED (projet)** : *Regional Program on Enterprise Development*
- SCN** : Système de comptabilité nationale
- SWB** : Subjective Well-Being
- UEMOA** : Union économique et monétaire ouest-africaine
- Unesco** : Organisation des Nations unies pour l'éducation, la science et la culture (*United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization*)
- Unesco Breda** : Unesco Bureau régional de Dakar
- UPI** : Unité de production informelle
- USAID** : *United States Agency for International Development*
- WDI** : *World Development Indicators*



*Imprimé en France* - JOUVE, 1, rue du Docteur Sauvé, 53100 MAYENNE  
N° 2072565W - Dépôt légal : mars 2013

Les marchés du travail en Afrique restent à ce jour largement inexplorés et leur fonctionnement méconnu. Leur connaissance est pourtant centrale dans les politiques de développement et de lutte contre la pauvreté. Quelles sont les personnes qui n'ont pas accès à l'emploi ou sont sous-employées? Comment le secteur formel cohabite-t-il avec le secteur informel? Existe-t-il des traits communs à l'ensemble des marchés urbains du travail en Afrique, ou bien chaque pays est-il un cas particulier? Quels liens entretiennent-ils avec la migration, l'éducation et les discriminations ethniques ou de genre? Telles sont quelques-unes des questions traitées ici, à travers l'analyse d'une série unique d'enquêtes parfaitement harmonisées, réalisées dans une dizaine de pays du continent. Cet ouvrage collectif fournit le premier bilan actualisé du marché du travail en Afrique subsaharienne. Un outil précieux en matière de lutte contre la pauvreté.

« Dans les années qui viennent, l'emploi urbain est amené à jouer un rôle essentiel dans une région où la croissance démographique et l'urbanisation accélérée menacent de briser l'élan de réduction de la pauvreté en cours. Cet ouvrage apporte une contribution novatrice et fondamentale à la compréhension du développement en Afrique. » François BOURGUIGNON, directeur de l'École d'économie de Paris, ex-économiste en chef de la Banque mondiale.

« Les enquêtes 1-2-3 constituent une source remarquable d'informations sur les marchés urbains du travail en Afrique. Cet excellent ouvrage éclaire la réalité des marchés africains du travail et s'attache à explorer les différentes options en matière de politiques de lutte contre la pauvreté centrées sur l'emploi. Il sera particulièrement utile aux chercheurs comme aux décideurs. » Ravi KANBUR, chaire T.H Lee, professeur de relations internationales, professeur d'économie appliquée et de management, Université Cornell.

**François Roubaud** est économiste et statisticien, directeur de recherche à l'IRD et ex-directeur de Dial, unité mixte de recherche IRD-Université Paris 9. Ses travaux portent sur le marché du travail, l'économie informelle, la gouvernance et l'évaluation des politiques. Il est le concepteur des enquêtes mixtes de type 1-2-3 (emploi, secteur informel, consommation).

**Philippe De Vreyer**, professeur d'économie à l'université Paris-Dauphine et directeur adjoint de Dial, est spécialiste de l'analyse du comportement des ménages. Ses travaux récents sont consacrés à la pauvreté et aux migrations dans le contexte de la mondialisation.

## IRD

44, bd de Dunkerque  
13572 Marseille cedex 02  
editions@ird.fr  
www.editions.ird.fr

## Diffusion

IRD  
32, av. Henri-Varagnat  
93143 Bondy cedex  
diffusion@ird.fr

35 €



ISBN 978-2-7099-1736-0