

# Papiers de recherche

## **Auteurs**

Christian Zamo Akono,  
Thierry Bedzeme,  
James Bienvenu Ebaa Ebaa,  
et Rosalie Niekou

## **Coordination**

David Chetboun

## Transformation structurelle et Inégalités de revenus au Cameroun : 2001-2014



MARS 2021  
N° 212



# Agence française de développement

---

## Papiers de recherche

---

Les *Papiers de Recherche de l'AFD* ont pour but de diffuser rapidement les résultats de travaux en cours. Ils s'adressent principalement aux chercheurs, aux étudiants et au monde académique. Ils couvrent l'ensemble des sujets de travail de l'AFD : analyse économique, théorie économique, analyse des politiques publiques, sciences de l'ingénieur, sociologie, géographie et anthropologie. Une publication dans *les Papiers de Recherche de l'AFD* n'en exclut aucune autre.

Les opinions exprimées dans ce papier sont celles de son (ses) auteur(s) et ne reflètent pas nécessairement celles de l'AFD. Ce document est publié sous l'entière responsabilité de son (ses) auteur(s)

---

## AFD Research Papers

---

*AFD Research Papers* are intended to rapidly disseminate findings of ongoing work and mainly target researchers, students and the wider academic community. They cover the full range of AFD work, including: economic analysis, economic theory, policy analysis, engineering sciences, sociology, geography and anthropology. *AFD Research Papers* and other publications are not mutually exclusive.

The opinions expressed in this paper are those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of AFD. It is therefore published under the sole responsibility of its author(s).

## **Transformation structurelle et Inégalités de revenus au Cameroun : 2001-2014**

**Christian Zamo Akono**

CEREG

**Thierry Bedzeme**

CEREG

**James Bienvenu Ebaa Ebaa,**

Université de Yaoundé II

**Rosalie Niekou**

Institut National de la Statistique

**Coordination**

David Chetboun (AFD)

### **Résumé**

Ce papier propose une analyse des variations observées dans le niveau de prévalence des inégalités de revenus entre les ménages du Cameroun, notamment sur la période 2001-2014, avec un accent particulier sur les effets des changements structurels. A partir des données des Enquêtes Camerounaises auprès des Ménages (ECAM2, ECAM3 et ECAM4) collectées par l'Institut National de la Statistique, il est fait recours à différentes variantes de la décomposition de Oaxaca-Blinder, ainsi qu'à la régression sur les quantiles non-conditionnels développée par Firpo, Fortin et Lemieux (2009). Les résultats indiquent que si l'inégalité a baissé de 0,474 en 2001 à 0,427 en 2007, elle a augmenté par la suite à 0,487 en 2014. Ces variations observées dans l'inégalité de revenu sont expliquées

à hauteur de 23 % à 55 % par la distribution des caractéristiques observées des ménages. Le changement observé dans la structure des emplois, notamment dans le poids du secteur secondaire a contribué au recul de l'inégalité entre 2001 et 2007, mais cet effet a été atténué par changements structurels observés dans la valorisation des facteurs de production. Par contre, sur la période 2007 et 2014, il apparaît que le changement structurel observé en terme d'accroissement du poids des activités secondaires a eu pour effet d'atténuer l'augmentation des inégalités observée sur cette période. Ces résultats suggèrent qu'une politique volontariste ayant pour effet de générer une plus grande proportion d'emplois dans le secteur secondaire aura pour effet de réduire le niveau des inégalités au Cameroun.

### **Mots-clés**

Inégalités, changement structurel, emploi

### **Abstract**

This paper proposes an analysis of the variations observed in the level of prevalence of income inequality between households in Cameroon, particularly over the period 2001-2014, with a particular emphasis on the effects of structural changes. Using data from the Cameroonian Household Surveys (ECAM2, ECAM3 and ECAM4) collected by the National Institute of Statistics, different variants of the Oaxaca-Blinder decomposition are used, as well as the regression on unconditional quantiles developed by Firpo,

Fortin and Lemieux (2009). The results indicate that while inequality decreased from 0.474 in 2001 to 0.427 in 2007, it subsequently increased to 0.487 in 2014. These observed variations in income inequality are explained to the extent of 23% to 55% by the distribution of observed household characteristics. The observed change in the structure of employment, particularly in the weight of the secondary sector, contributed to the decline in inequality between 2001 and 2007, but this effect was mitigated by structural changes observed in the valuation of production factors. On the other hand, over the period 2007 and 2014, it appears that the structural change observed in terms of an increase in the weight of secondary activities had the effect of mitigating the increase in inequality observed over this period. These results suggest that a proactive policy that has the effect of generating a greater proportion of jobs in the secondary sector will have the effect of reducing the level of inequality in Cameroon.

### **Keywords**

Inequality, structural change, employment

### **Classification JEL**

E24, J20, O10, O15

### **Remerciements**

Le papier a bénéficié de support financier dans le cadre de la Facilité de recherche AFD-UE sur les inégalités.

### **Version originale**

Français

### **Acceptée**

Février 2021

# Introduction

La dernière décennie a été marquée par une série de crises économiques et de chocs négatifs de grande ampleur : d'abord la crise financière mondiale de 2008-2009, puis la crise européenne de la dette souveraine entre 2010 et 2012 et, enfin, les corrections des prix des produits de base entre 2014 et 2016. Cette situation s'est traduite par un ralentissement de la croissance économique mondiale de 4 % en 2010 à 2,3 % en 2014, puis 1,9% en 2016. À l'heure où s'apaisent ces crises et les vents contraires persistants qui les ont accompagnées, l'économie mondiale a pris de la vigueur, notamment avec un taux de croissance de 2,4 % en 2017 et des projections d'un taux de croissance du PIB de l'ordre de 2,7 % en 2017 et en 2019 (FMI, 2018). Pour ce qui est de l'Afrique subsaharienne, les estimations du FMI au premier trimestre de l'année 2018 laissent entrevoir une légère augmentation du taux de croissance moyen de 2,8 % en 2017 à 3,4 % en 2018. En s'intéressant spécifiquement au Cameroun, il convient de souligner que le taux de croissance du PIB réel a connu une amélioration constante entre 2009 et 2014, passant notamment de 2,2 % en 2009, à 4,1 % en 2011, à 5,4 % en 2013, puis à 5,9 % en 2014. Du fait de la baisse du cours des matières premières, le Cameroun a connu un ralentissement des activités économiques sur la période 2015 à 2017, pour un taux de croissance du PIB évalué à 3,1 % en 2017. Le fait que les projections avancent un taux de croissance du PIB réel de l'ordre de 4 % en 2018 et de 4,5 % en 2019 laisse penser que les décideurs publics pourraient disposer de davantage de latitude pour réorienter les politiques publiques et ainsi résoudre les problèmes de plus long terme.

Cependant, il est important de souligner que ces opportunités sont conditionnées par une gestion macroéconomique saine, une meilleure gouvernance et un environnement institutionnel plus favorable et une transformation structurelle, de manière à rendre l'économie camerounaise plus inclusive.

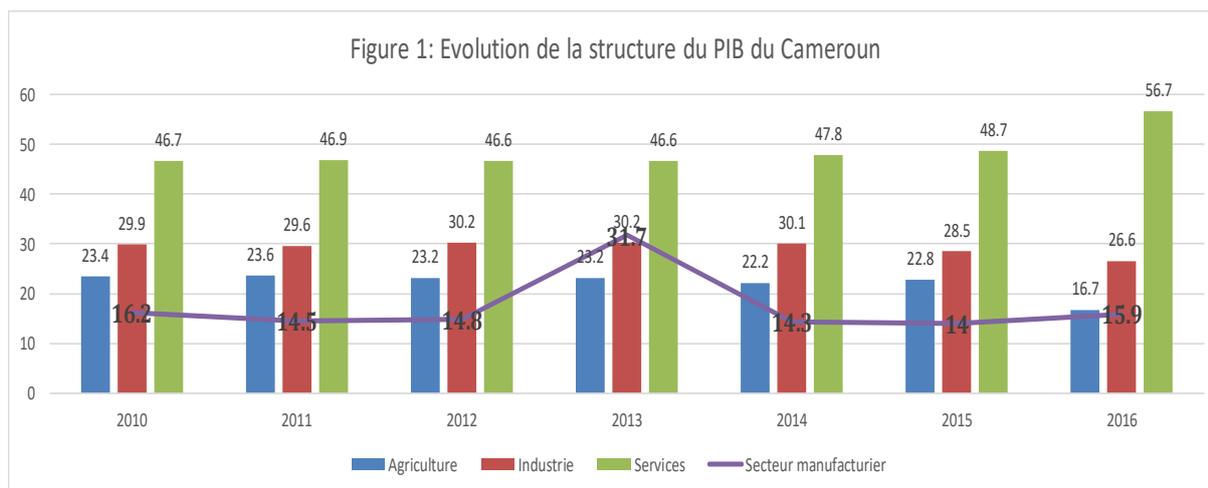
En s'intéressant aux sources de la croissance, la figure 1 indique que la dynamique de l'économie camerounaise a été principalement tirée par le secteur des services qui contribue en moyenne à hauteur de 50 % au PIB du Cameroun. Il convient cependant de relever que, du fait de sa nature relativement mieux diversifiée que celles des autres pays de la sous-région, l'économie camerounaise enregistre également une importante contribution de l'agriculture et de l'industrie. Sur la période 2009-2016, les contributions moyennes de ces deux secteurs d'activités s'élèvent respectivement à environ 20 % et 30 % du PIB réel. Le secteur manufacturier, généralement considéré comme vital pour les économies émergentes, a enregistré des performances constantes tout au long de cette période, soit une contribution au PIB réel oscillant autour de 15 %. En fait, une observation des contributions sectorielles révèle que les secteurs agricole et industriel ont connu une « stagnation », faisant du Cameroun une économie dominée par le secteur des services.

Alors que dans les pays développés la transformation structurelle se traduit par une industrialisation suivie d'un développement du secteur des services, au Cameroun et comme dans la plupart des pays en développement, le développement du secteur des services précède l'industrialisation.

**Si la transformation structurelle conduit à une orientation de l'économie vers le secteur des services, quelles pourraient en être les conséquences sur l'évolution des disparités de revenus au sein de la société camerounaise ?**

En se proposant de répondre à cette question, la présente recherche s'attèlera à effectuer un examen approfondi des changements qu'a connue l'économie camerounaise dans sa structure de production, d'évaluer l'impact de ces changements sur la structure de la main d'œuvre et par conséquent sur la dynamique des inégalités prévalant sur le marché du travail. Enfin, elle s'attèlera à envisager les politiques de redistribution susceptibles de réduire l'ampleur de ces inégalités de revenus. Mais au préalable, il importe de revisiter la littérature mettant en relation les changements observés dans la structure de production d'une économie et la dynamique des inégalités.

**Figure 1: Evolution de la structure du PIB du Cameroun entre 2010 et 2016**



# I. Transformation structurelle et inégalités : une revue de la littérature

Les travaux fondateurs du programme de recherche empirique sur le changement structurel sont dus à Simon Kuznets (1959) et, dans une certaine mesure à Arthur Burns (1934). En s'intéressant aux changements de leadership industriel entre différentes nations, ces deux auteurs arrivent à la conclusion que le développement économique d'un pays est étroitement lié aux performances de ses principales industries. De plus, la capacité de ce pays à maintenir un avantage concurrentiel durable est fortement influencée par sa capacité à maintenir ces industries dans la phase croissante de leur sentier de développement.

Si le concept de changement structurel est loin d'avoir un sens univoque en économie, l'on peut de manière générale dire qu'il renvoie à l'ensemble des changements fondamentaux perceptible dans les structures économiques et sociales et qui favorisent un développement équitable et durable. Dans son exposé sur le fonctionnement de la transformation structurelle dans les pays en développement, Arthur Lewis (1954) affirme qu'il se traduit par un mouvement du surplus de travail de l'agriculture traditionnelle à faible productivité vers une industrie moderne à haute productivité. Pour Kuznets (1966), la transformation structurelle se traduit par une contraction du secteur agricole et une expansion des secteurs non-agricoles, notamment l'industrie et les services. Plus généralement, Headey et Dorosh (2011) admettent que le développement économique comporte quatre transformations principales à savoir :

- la transformation de la production perceptible au travers de la diminution de la part de la valeur ajoutée créée dans le secteur agricole et l'augmentation de la part de la valeur ajoutée créée dans le secteur non agricole ;
- la transformation de l'emploi se traduisant par la diminution de la main d'œuvre et donc du volume d'heures de travail dans l'agriculture et l'augmentation de la main d'œuvre et des heures travaillées dans les activités non agricoles ;
- la transformation géographique ou de la densité économique (agglomération), suggérée par la « nouvelle géographie économique » (Krugman, 1991) et se manifestant par l'augmentation de la part de la population vivant dans les zones urbaines à forte densité de population et la part des activités économiques dans ces zones ;
- la transformation démographique perceptible par la baisse de la fécondité et l'augmentation de l'espérance de vie entraînant une baisse du taux de croissance de la population et une réduction du ratio de dépendance.

Pour Timmer (2008), ces transitions ne se produisent pas toutes en même temps, la transformation de la production ayant tendance à entraîner les autres. Ces changements à long terme dans la composition de la production et de l'emploi dans l'économie ont bien évidemment des implications pour la répartition des revenus (Kuznets et Murphy, 1966 ; Timmer, 1988, 2007). Bien que la relation entre changement structurel et répartition des revenus ne soit ni uniforme ni automatique, Kuznets (1966) et bien d'autres auteurs, en

s'intéressant à différents contextes économiques, remarqueront que si la transformation structurelle posait les bases d'une croissance durable, elle ne se traduisait pas toujours par un recul de la pauvreté. Au contraire, ce processus s'accompagnait d'une aggravation des inégalités.

Pour expliquer ce constat, l'on pourrait envisager l'hypothèse de biais en qualifications induit par le changement technologique. Selon cette hypothèse, la transformation structurelle s'accompagne généralement de l'adoption de nouvelles technologies. Etant donné que les secteurs à forte intensité technologique sont ceux qui emploient un nombre de travailleurs relativement plus qualifiés que les autres, le processus de transformation structurelle impliquera une augmentation de la demande relative de main-d'œuvre qualifiée, ce qui contribuera à accroître les écarts de salaire entre secteurs à différentes intensités technologiques (Acemoglu, 2002; Zhu et Trefler, 2005) et donc une augmentation de l'inégalité des revenus (Card et di Nardo, 2002). Le passage à des industries de haute technologie peut également affecter la répartition entre capital et travail, en réduisant la part relative de ce dernier. Ce changement augmente la demande de travailleurs qualifiés et leurs salaires en raison de la forte complémentarité entre capital et compétences (Welch, 1970).

En changeant de perspective, il convient de souligner qu'il existe une relation inverse entre l'écart salarial et l'offre relative de main-d'œuvre qualifiée en ce sens que, l'augmentation du nombre de travailleurs qualifiés dans une économie se traduira par une réduction de l'écart-salarial en faveur des travailleurs qualifiés. Ainsi, des pays ayant une importante dotation initiale en travailleurs qualifiés connaîtront moins d'inégalités de revenus (Avalos et Savides, 2006).

Il existe une vaste littérature traitant de la relation entre changement structurel et inégalité des revenus au niveau macroéconomique et microéconomique. Au niveau macroéconomique, un volet de la littérature traite de l'impact des inégalités, tandis que l'autre relie les inégalités à la transformation structurelle et à la croissance de l'économie.

Les modèles utilisés dans la littérature macroéconomique pour étudier la relation entre les inégalités de revenu et le changement structurel sont issus de la littérature de la « courbe de Kuznets ». De nombreuses études ont exploré la validité empirique de la relation en forme de U inversé entre les inégalités de revenu par tête et le changement structurel dans les pays développés et en développement (voir Kanbur, 2000). Ces études diffèrent principalement en fonction de la forme fonctionnelle utilisée pour tester la relation de Kuznets, la mesure de l'inégalité utilisée, les pays inclus dans l'échantillon et les déterminants des inégalités considérés.

Ahluwalia (1976), par exemple, utilise la part du revenu de divers centiles de la population comme mesure de l'inégalité et le logarithme du revenu par habitant et son carré pour capter la forme en U inversé de la courbe de Kuznets. Chenery et Syrquin (1975) et Bourguignon et Morrisson (1990) utilisent les mêmes mesures d'inégalité, ainsi que le revenu par habitant et son carré comme forme fonctionnelle de la courbe de Kuznets. Papanek et Kyn (1996) et Sundrum (1990) utilisent à la fois le coefficient de Gini et la part des revenus des 40% les plus pauvres comme mesure de l'inégalité et la forme fonctionnelle d'Ahluwalia. Ram (1995) mesure l'inégalité avec les indices de Gini et de Theil et utilise à la fois les formes fonctionnelles d'Ahluwalia, de Bourguignon et de Morrisson. Anand et Kanbur (1993) adoptent

une autre forme de la relation en U inversé, composée du revenu par habitant et de son inverse. Deininger et Squire (1998) l'utilisent également. Pour capter l'effet du changement structurel, d'autres études, à l'instar de celles de Dastidar (2012) et Roy et Roy (2017), incluent explicitement comme variable explicative les parts de la production de chaque secteur d'activité. Cette formulation a l'avantage de faire ressortir plus clairement les implications distributives des différents schémas de transformation structurelle.

Cette littérature macroéconomique utilise essentiellement les données de panel agrégées à l'échelle du pays, avec des indicateurs d'inégalité des revenus divers (coefficient de Gini ou de Theil, ratio de la part cumulée des revenus des 20 % les plus riches sur les 40 % les plus pauvres de la population etc.). Le PIB par tête et son carré, les infrastructures, les investissements étrangers, l'ouverture commerciale, la gouvernance etc. sont utilisés comme variables de contrôle. Alors que la part de la production de chaque secteur d'activité (primaire, secondaire tertiaire) est utilisée comme variable d'intérêt.

Au niveau microéconomique, les analyses de la relation entre changement structurel et inégalité se sont appesanties sur les inégalités de rémunération. Elles ont analysé l'effet de la composition sectorielle de l'emploi, induite par le changement structurel de l'économie, sur la répartition des revenus du travail. Cette littérature met en exergue l'existence d'une prime de qualification qui ferait que les salariés les plus qualifiés, généralement localisés dans les secteurs à haute intensité de capital (industrie et services), reçoivent une plus grande rémunération qui contribue à creuser les inégalités. Blum (2008) montre, en utilisant des données sectorielles agrégées, que le changement structurel, le commerce international et le progrès technologique ont creusé les écarts de salaire aux États-Unis. Il observe que la hausse de la prime de qualification se produit parallèlement à l'évolution de la composition sectorielle de l'économie depuis les années 70. Le changement structurel de l'économie américaine entraîne une modification de la demande de main-d'œuvre, qui favorise une augmentation de la prime de salaire des travailleurs hautement qualifiés.

Dans le cas de l'Allemagne, Henze (2014) a montré à l'aide de données de panel historiques sur les firmes que l'évolution de la composition sectorielle de l'économie allemande avait creusé l'écart de salaire entre les travailleurs au profit des plus qualifiés. Il mesure les inégalités de salaires par la différence entre les quartiles supérieur et inférieur de la distribution des salaires dans chaque entreprise. La mesure de la composition structurelle au sein de chaque établissement est obtenue en faisant le rapport le nombre d'employés de l'entreprise ayant un statut professionnel "services" ou "administration" sur l'ensemble des personnels.

Au niveau empirique, ces travaux microéconomiques utilisent les méthodes de panel ordinaire ou la régression quantile non conditionnelle proposée par Firpo et al. (2009). Le fait que la régression quantile non conditionnelle estime l'effet du changement structurel sur toute l'étendue de la distribution permet de mieux analyser les questions d'inégalité de rémunération que les techniques des moindres carrés standard qui se focalisent sur les gains moyens.

## II. Les données

Les analyses de ce travail sont faites à partir des données des trois dernières Enquêtes Camerounaises auprès des Ménages (ECAM 2001, 2007 et 2014). L'enquête ECAM est une enquête à couverture nationale conduite tous les cinq ans par l'Institut national de la statistique (INS) et qui recueille des données sur les conditions de vie des individus et des ménages à travers les dépenses, les revenus, l'emploi, l'éducation, la santé etc. Après traitement des données, le nombre d'observations cohérentes d'une année à une autre est 9394 ménages pour 2001, 10078 pour 2007 et 8920 pour l'année 2014. Compte tenu des différences annuelles de prix et de coût de la vie, les dépenses des ménages ont été déflatées<sup>1</sup>. Ces données ont été par la suite empilées pour les besoins d'analyse empirique, notamment pour générer les indicateurs qui permettraient de déterminer s'il y a eu un changement structurel à un niveau d'agrégation régional. Ce même niveau d'agrégation est utilisé pour calculer les indicateurs d'inégalité.

---

### 2.1. Du changement structurel dans l'économie camerounaise entre 2001 et 2014

---

En considérant le changement structurel comme un processus de mutation de la structure productive d'une économie entraînant le déplacement de la main d'œuvre des secteurs à faible productivité vers les secteurs à forte productivité, nous mesurons le changement structurel à travers la composition sectorielle de la force de travail. Il s'agit de comptabiliser la main d'œuvre présente dans chaque secteur d'activité et dégager la part de chaque secteur dans l'ensemble. Soient  $L_i$  la quantité de main d'œuvre exerçant dans le secteur  $i$ ,  $\sum L_i$  la main d'œuvre totale et  $l_i$  la proportion de main d'œuvre exerçant dans le secteur  $i$ .

On a donc :  $l_i = \frac{L_i}{\sum L_i}$ . En supposant que  $i = 1, 2, 3$ , avec  $1 = \text{Primaire}$ ,  $2 = \text{Secondaire}$  et  $3 = \text{Tertiaire}$  tout changement dans la composition sectorielle de la main d'œuvre entre deux périodes serait donc synonyme de changement structurel.

A cet effet, la figure 2 donne un aperçu de l'évolution de la contribution des trois secteurs d'activité à l'emploi dans l'économie camerounaise entre 2001 et 2014. Il apparaît que si la part de l'agriculture dans l'emploi a augmenté de près de deux (02) points de pourcentage entre 2001 et 2007, elle a plutôt baissé d'un peu plus de huit (08) points entre 2007 et 2014, soit une baisse totale d'environ cinq (05) points de pourcentage sur l'ensemble de la période 2001-2014. Ce recul s'est principalement effectué au profit du secteur industriel lequel a gagné plus de quatre (04) points de pourcentage, contre un peu plus d'un (01) point pour le secteur des services.

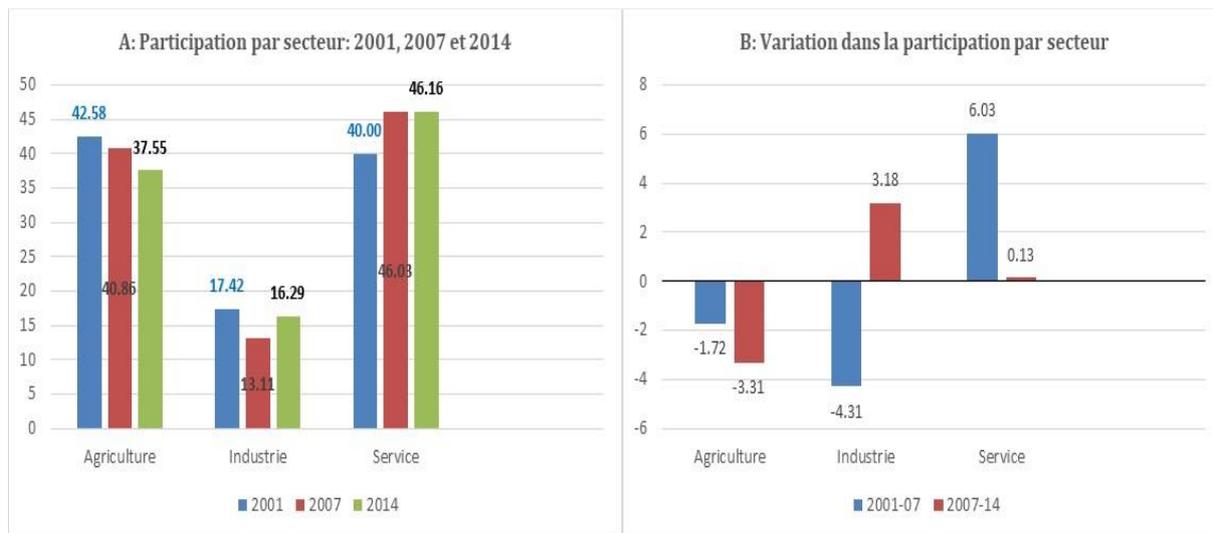
---

<sup>1</sup> En prenant 2000 comme référence, la formule utilisée est la suivante :

$Re\ aldeptet_x = (No\ min\ deptet_x / IPC_{2000}) \times 100$ . Une des limites de cette approche est que l'IPC utilisé dans ce cadre est calculé au niveau national, alors qu'il aurait été plus pertinent de le calculer pour chacune des régions de résidence du ménage.

En s'intéressant aux changements observés dans la structure de l'emploi le long de la distribution des revenus des ménages, la figure 3 montre qu'entre 2001 et 2014, la transformation structurelle était particulièrement marquée au-delà du 35ème percentile. De plus, si en dessous du revenu médian la transition vers le secteur industriel est plus prononcée que celle vers le secteur des services, l'on observe plutôt une dynamique contraire pour les individus appartenant à la moitié supérieure de la distribution des revenus.

**Figure 3 : Changements dans la structure de l'emploi le long de la distribution des revenus.**



## 2.2. De la dynamique de l'inégalité au Cameroun entre 2001 et 2014

Pour chaque unité géographique  $j$ , l'indicateur d'inégalité  $(I_{jt})$  est calculé à partir des dépenses par tête des individus vivant dans l'unité géographique  $j$  à l'année  $t$ . Bien qu'il existe de nombreux indicateurs permettant de mesurer les inégalités au sein d'une distribution dans la littérature, le présent travail fait recours aux mesures traditionnelles à savoir le coefficient de Gini et l'indice d'entropie de Theil. Le coefficient de Gini (1921) se calcule à partir de la courbe de Lorenz (1905) qui relie les proportions cumulées de la population en classes (centiles, déciles,) avec les pourcentages cumulés des revenus correspondants. Le coefficient de Gini équivaut formellement à :

$$I_{gini}(Y) = \frac{1}{2n^2 \mu(Y)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \quad (1)$$

avec  $\mu(Y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$ , la moyenne dans l'échantillon

Cet indice qui est compris dans l'intervalle  $[0,1]$ , représente deux fois l'aire contenue entre la première bissectrice et la courbe de Lorenz. Lorsqu'il tend vers 1 cela signifie que la distribution est inégalitaire et la concentration est forte, et s'il est égal à 0, la répartition est égalitaire et la concentration est faible.

La mesure d'entropie généralisée proposée par Theil (1967), est dérivée des mesures thermodynamiques de l'entropie. Elle mesure le désordre d'un système thermodynamique en reliant le concept de désordre au concept d'inégalité, et en utilisant les revenus en lieu et place des probabilités Theil obtient sa mesure d'inégalité à savoir :

$$I_{Theil} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu} \log \frac{y_i}{\mu} \quad (2)^2$$

avec :  $y_i$  le revenu de l'individu  $i$  ;  $\mu$  la moyenne de la distribution

Par la suite, nous procédons à la décomposition des résultats obtenus des indices de Gini et de Theil afin de mieux affiner l'information. L'approche non décomposée permet de comparer différents indices, s'ils sont normalisés. Cette comparaison autorise un classement des différentes sous-populations en spécifiant les inégalités qui prévalent à l'intérieur de celles-ci<sup>3</sup>. Les résultats de cette démarche sont présentés aussi bien dans la figure 4 que dans les tableaux 1 et 2.

Le tableau 1 indique, quelle que soit la mesure convoquée, que les inégalités ont varié à la baisse sur la première moitié de la période d'étude et se sont aggravées sur la deuxième moitié. Selon l'indice de Gini, les inégalités se sont accrues d'environ 13% entre 2007 et 2014. En revanche l'augmentation est plus importante lorsqu'on considère l'indice de Theil (24,71 %).

Au plan sectoriel, on s'aperçoit selon la figure 4 ci-dessous que l'augmentation des inégalités est plus importante dans le secteur primaire (Agriculture, Elevage, Extraction, etc.).

---

<sup>2</sup> Notons que cet indicateur appartient à la classe de l'entropie généralisée définie

par  $I_{Theil_c} = \sum_{i=1}^n \left( \left( x_i / \mu \right)^c - 1 \right) / nc(c-1)$ , pour tout  $c \neq 0, 1$ . Si  $c=2$  l'entropie généralisée se définit comme la

moitié du coefficient de variation au carré :  $I_{Theil_2} = \sigma^2 / 2\mu^2$ .

<sup>3</sup> La décomposition permet de surcroît de définir les groupes qui possèdent les plus fortes contributions à l'explication de l'inégalité totale. Le procédé de décomposition autorise l'estimation des inégalités à l'intérieur de chaque groupe (mesures intragroupes) et des inégalités entre les différents groupes (mesures intergroupes).

**Tableau 1 : Contribution des secteurs d'activité à l'inégalité au Cameroun**

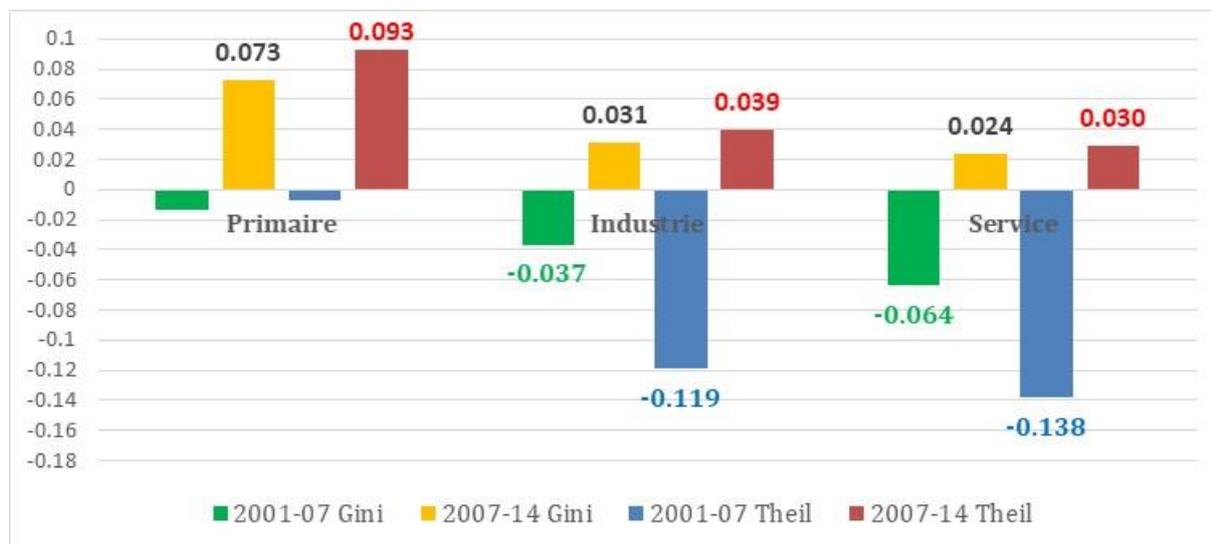
Source : Auteurs à partir des données de ECAM 2, 3 & 4

	Indice de GINI			Indice de THEIL (1)		
	2001	2007	2014	2001	2007	2014
<b>Primaire</b>	0.332 (0.003)	0.319 (0.003)	0.392 (0.005)	0.190 (0.005)	0.183 (0.005)	0.276 (0.010)
<b>Industrie</b>	0.406 (0.012)	0.369 (0.007)	0.400 (0.007)	0.357 (0.033)	0.237 (0.011)	0.277 (0.011)
<b>Service</b>	0.438 (0.008)	0.374 (0.005)	0.398 (0.006)	0.399 (0.022)	0.261 (0.010)	0.291 (0.012)
<b>Ensemble</b>	0.404 (0.003)	0.391 (0.002)	0.441 (0.002)	0.338 (0.008)	0.280 (0.004)	0.350 (0.005)

**NB :** Ecart-types entre parenthèses

**Figure 4 : Analyse comparative de l'évolution des indices d'inégalités par secteur entre 2001 et 2014**

Source : Auteurs



La décomposition de l'indice de Gini suivant le secteur d'activités montre clairement que malgré le fait que les inégalités soient plus importantes dans le secteur primaire, le secteur des services est celui qui contribue le plus à l'inégalité en 2014. Par ailleurs, le tableau 2 révèle que les inégalités intergroupes se sont accrues entre 2007 et 2014 ce qui n'est pas le cas pour des inégalités intragroupes. Autrement dit les écarts de revenu se sont aggravés entre les secteurs d'activités au cours de la période 2007-2014. De ce qui précède, on retient que la croissance économique sur cette période a le plus profité aux individus exerçant dans le secteur tertiaire.

**Tableau 2 : Contribution des secteurs d'activité à l'inégalité au Cameroun**

Source : Auteurs à partir des données de ECAM 2, 3 &amp; 4

	2001		2007		2014	
	Contribution Absolue	Contribution Relative	Contribution Absolue	Contribution Relative	Contribution Absolue	Contribution Relative
<b>Primaire</b>	0.015	0.037	0.028	0.070	0.011	0.025
<b>Industrie</b>	0.001	0.003	0.001	0.003	0.002	0.004
<b>Service</b>	0.007	0.018	0.012	0.031	0.015	0.034
<b>Within Group</b>	0.024	0.059	0.041	0.105	0.028	0.063
<b>Between Group</b>	0.671	1.661	0.551	1.410	0.669	1.516
<b>Overlap</b>	-0.291	-0.719	-0.201	-0.514	-0.255	0.579

### III. Les effets du changement structurel sur les inégalités au Cameroun

---

#### 4.1. La régression sur les quantiles non-conditionnels

---

S'il existe une importante littérature qui s'intéresse aux déterminants et à la décomposition de l'inégalité en utilisant les données du Cameroun<sup>4</sup>, très peu de travaux s'intéressent à l'évolution de la contribution de ces facteurs dans le temps. Parmi les travaux consacrés à l'évolution des inégalités, Chameni et Miamo (2012) utilisent l'approche de décomposition de Shapley-Shorrocks pour étudier la contribution des sources de revenus à l'inégalité mesurée par l'indice de Gini, en fonctions des sous-groupes de population. Leurs résultats montrent que les dépenses de consommation et de loyer constituent la principale source des inégalités. Fambon (2014 ; 2017) analyse les déterminants de l'inégalité de revenus entre les milieux urbain et rural au camerounais en utilisant la régression par les quantiles conditionnels. Il arrive à la conclusion que les variables telles que l'âge du chef du ménage, son statut d'emploi ou son secteur d'activité, ont effectivement des effets différents selon que l'on se situe dans les quintiles inférieurs ou supérieurs de la distribution des revenus.

Contrairement à ces travaux, le présent travail se propose d'approfondir l'analyse des facteurs qui expliquent la distribution des revenus des ménages. Dans cette perspective, elle tente de répondre à des questions telles que : comment la composition par sexe, âge et par niveau d'instruction des ménages influence-t-elle la distribution des dépenses de consommation ? Ce faisant, cette étude explore comment les disparités dans la distribution des caractéristiques des ménages et dans les rendements desdites caractéristiques contribuent à l'inégalité dans la distribution du bien-être. Pour atteindre cet objectif, la présente étude fait recours à la « Recentered Influence Function<sup>5</sup> (RIF) regression » proposée par Firpo, Fortin et Lemieux (2009, 2010). Encore appelée approche par la régression sur les quantiles non-conditionnels lorsqu'elle est appliquée aux quantiles, cette technique de RIF-regression permet d'effectuer une décomposition détaillée de certaines distributions statistiques telles que les quantiles, la variance et le coefficient de Gini.

---

<sup>4</sup> Voir par exemple Baye et Fambon, 2002; Baye et Epo, 2009; 2011; 2013 ; Chameni et Wendji, 2012 ; Fambon, 2010; Fambon, 2011; 2014). Parmi ces travaux, Epo et Baye (2013) appliquent la technique dite « *regression-based decomposition* » aux données de l'ECAM 2007 pour étudier les déterminants des inégalités de revenus au Cameroun. Ils arrivent à la conclusion que l'éducation, la santé, la taille du ménage, la proportion des membres actifs du ménage, le statut de résident urbain, les travailleurs du secteur formel, et la détention d'une terre agricole sont les principaux déterminants de l'inégalité de revenu entre les ménages.

<sup>5</sup> En français beaucoup d'auteurs utilisent l'expression « *Fonction d'Influence Recentrée* ».

Cette méthode permet d'estimer l'effet des déterminants potentiels sur l'ensemble de la distribution des dépenses de consommation des ménages est donc mieux adaptée que la technique standard des MCO, ainsi que la technique des quantiles conditionnels pour répondre aux questions relatives aux facteurs d'inégalité de bien-être<sup>6</sup>. Firpo et al. (2009) montrent en effet qu'il est difficile d'interpréter les résultats de la régression sur les quantiles conditionnels, notamment lorsque les effets des variables explicatives diffèrent d'un quintile à un autre. De plus, dans une régression sur les quantiles conditionnels, l'effet marginal estimé pour chaque centile n'est valable que si la modification de la variable indépendante ne déplace pas l'observation vers un quintile différent. De plus, elle est préférée à la méthode conditionnelle car elle permet de décomposer l'inégalité totale en mesurant directement la contribution des différentes variables explicatives sur l'ensemble de la distribution de la variable d'intérêt, sans qu'aucune condition ne soit posée sur celles-ci. En outre en utilisant cette méthode, le coefficient estimé pour une variable dépendante et dans chaque quintile exprime l'effet marginal et peut être utilisé pour une décomposition de type Oaxaca-Blinder.

La méthode du RIF-régression peut facilement être implémentée appliquant la méthode des MCO à l'expression suivante.

$$RIF(y, Q_\theta) = X\beta + \epsilon \quad (3)$$

Dans cette expression, Y représente le logarithme des dépenses mensuelles de consommation des ménages et  $RIF(y, Q_\theta)$  est la fonction d'influence recentrée du  $\theta^{\text{ème}}$  quintile, X représente le vecteur des variables explicatives comprenant la constante,  $\beta$  désigne le vecteur des coefficients de régression et de la régression  $\epsilon$  le terme d'erreur. Le vecteur des variables explicatives comprend trois groupes de variables sélectionnées sur la base de la littérature sur les inégalités de bien-être. Le premier groupe de variable concerne les caractéristiques sociodémographiques du chef de ménage notamment, l'âge mesuré en années, le sexe, le milieu de résidence, le statut matrimonial mesurés sous forme de variables binaires et le niveau d'instruction mesuré à travers des variables binaires représentant les niveaux d'instruction du primaire, secondaire, et du supérieur. Le second groupe de variables inclut les indicateurs du statut d'emploi et du secteur d'activité du chef de ménage et distingue si le chef de ménage est employé dans le secteur secondaire, s'il est salarié et s'il travaille dans le secteur informel. Quant au troisième groupe, il récence deux indicateurs de la structure du marché du travail local, à savoir la proportion d'individus

---

<sup>6</sup> Il est admis que la contribution des différents facteurs à l'inégalité du revenu des ménages peut dépendre de la position du ménage dans la distribution de revenus considérés. Dans ce cadre, il a dans un premier temps été de conseillé de faire recours à régression par les quantiles conditionnels proposée par Koenker et Bassett (1978) et Koenker (2005). A ce sujet, Hampel et al. (2001) montrent que l'estimateur par régression quantile est plus robuste que celui obtenu à partir de la technique des moindres carrés ordinaires (MCO) notamment en présence de valeurs aberrantes dans les variables dépendantes qui sont susceptibles d'entraîner des biais importants sur les estimateurs des MCO. Par ailleurs, il est démontré que l'estimateur de la régression quantile est préférable à celui des MCO lorsque le terme d'erreur ne suit pas une distribution normale. Si le recours à cette technique des quantiles conditionnels a été largement utilisée pour aborder les questions de distribution et tenir compte de l'hétérogénéité de la contribution d'une variable X à l'inégale distribution d'une variable Y, elle ne permet pas d'estimer l'impact d'une modification de la variable X sur la distribution non-conditionnelle de Y. Elle fournit plutôt des indications sur la dispersion de Y au sein de différents sous-groupes de la population.

travaillant dans le secteur secondaire dans la région de résidence du ménage, ainsi que la contribution des revenus générés ces individus du secteur secondaire à la totalité des revenus d'activité générés dans ladite région.

Le modèle est estimé pour les 10<sup>ième</sup>, 50<sup>ième</sup> et 90<sup>ième</sup> centiles en pondérant nos estimations par les coefficients d'extrapolation pour les rendre représentatives au plan national. Le tableau 3, ainsi que les tableaux des annexes 2 et 3 présentent les résultats de ces estimations pour les trois années 2001, 2007 et 2014, en distinguant les deux formulations retenues de notre modèle<sup>7</sup>. Il en ressort, qu'en général les estimations des paramètres estimés présentent les signes attendus et en droite ligne avec la littérature et que, pour tous les modèles, les effets estimés vont dans la même direction avec cependant quelques différences quant à l'ampleur desdits effets. Les écarts-types des coefficients estimés à la moyenne (MCO) et à la médiane (Q50) sont en général inférieurs à ceux obtenus par la méthode quantile, ce constat révèle qu'il existe un plus grand degré d'incertitude concernant les estimations aux extrémités de la distribution des dépenses de consommation.

L'on observe, pour le modèle 1, que l'inégalité mesurée à partir du coefficient de Gini a baissé de 0,474 en 2001 à 0,427 en 2007, puis elle a augmenté à 0,487 en 2014. En portant une attention particulière sur les caractéristiques socioéconomiques des ménages qui pourraient expliquer cette dynamique, il apparaît que les ménages dont le chef est de sexe masculin ont un niveau de consommation par tête plus élevé que ceux dirigés par les femmes. Cette disparité a tendance à augmenter au fur et à mesure que l'on se déplace vers les quintiles les plus élevés de la distribution des revenus. En d'autres termes, une augmentation de la proportion de ce type de ménages aura tendance à induire une augmentation de l'inégalité mesurée par le coefficient de Gini.

De même, les ménages résidant en milieu urbain dépensent plus par tête que ceux du milieu rural. A l'inverse, les ménages dont le chef est marié dépensent moins par tête que ceux des non mariés ; ce résultat est certainement lié au fait que la fraction des dépenses de consommation qui revient à chaque individu a tendance à diminuer à mesure que la taille du ménage augmente (Deaton, 1997).

Le niveau d'instruction est positivement corrélé aux dépenses de consommation à travers les différents points de la distribution et pour toutes les années. Il est important de remarquer que l'augmentation du niveau d'instruction du chef de ménage a des effets hétérogènes le long de la distribution des dépenses de consommation et cette hétérogénéité semble s'être renforcée au fil des années. Si le rendement des études primaires et secondaires présente une forme en « U-renversé », celui des études supérieures augmente de manière monotone à mesure que l'on se déplace vers la partie haute de la distribution.

---

<sup>7</sup> A ce sujet et à titre de rappel, le modèle 1 (voir tableaux 1A, 1B, et 1C de l'annexe 2) fait l'hypothèse que le changement structurel peut être capté à travers la contribution du secteur secondaire à l'emploi total. Quant au modèle 2 (voir tableaux 4.1D, 4.1E, et 4.1F de l'annexe 3), il considère plutôt la contribution du secteur secondaire aux revenus générés par l'activité principale des individus.

**Tableau 3 : Les déterminants de l'inégalité (Indice de Gini) au Cameroun (RIF-Regressions)**

RIF-REGRESSIONS	Modèle 1			Modèle 2		
	2001	2007	2014	2001	2007	2014
<b>Caractéristiques du Chef de Ménage</b>						
<i>Sexe (Homme=1)</i>	3.146 (1.964)	5.141*** (1.482)	4.186*** (1.758)	2.817 (1.954)	4.947** (1.948)	4.043** (1.753)
<i>Age (en années)</i>	0.025 (0.049)	-0.073*** (0.025)	-0.081** (0.032)	0.022 (0.048)	-0.068** (0.028)	-0.075** (0.032)
<i>Lieu de résidence (Urbain=1)</i>	0.644 (2.015)	-2.533*** (0.815)	-5.545*** (0.996)	3.886** (1.704)	-3.102*** (1.010)	-6.304*** (1.081)
<i>Statut matrimonial (Marié=1)</i>	-2.546 (1.937)	-4.595*** (1.544)	-2.313 (1.77)	-2.807 (1.920)	-4.504** (1.944)	-2.382 (1.775)
<b>Niveau d'instruction du Chef de Ménage</b>						
<i>Primaire</i>	-2.250** (0.888)	-5.859*** (0.681)	-10.649*** (0.844)	-1.693* (0.899)	-5.038*** (0.779)	-10.126*** (0.832)
<i>Secondaire</i>	-1.026 (1.676)	-6.630*** (0.980)	-12.395*** (1.092)	-0.155 (1.713)	-6.809*** (0.993)	-11.823*** (1.079)
<i>Supérieur</i>	55.387*** (9.574)	30.842*** (6.058)	13.854*** (4.587)	56.718*** (9.679)	33.633*** (7.055)	14.089*** (4.663)
<b>Indicateurs du Marché du travail</b>						
<i>CM employé dans le Secteur Secondaire</i>	-3.210 (2.263)	-2.818** (1.276)	-3.112** (1.267)	-2.793 (2.257)	-3.161** (1.262)	-3.332** (1.263)
<i>CM employé Salarié</i>	-10.965*** (3.062)	-10.442*** (2.489)	-9.927*** (2.297)	-10.612*** (3.065)	-10.492*** (2.924)	-9.606*** (2.257)
<i>CM employé dans le Secteur Informel</i>	-8.790*** (2.432)	-12.752*** (2.791)	-10.915*** (2.921)	-9.063*** (2.443)	-14.869*** (3.291)	-10.800*** (2.901)
<i>Emplois Sect. Secondaire dans la région de résidence du CM (%)</i>	<b>69.161*** (24.178)</b>	<b>106.602*** (15.824)</b>	<b>36.381*** (12.812)</b>	---	---	---
<i>Revenus du Sect. Secondaire dans la région de résidence du CM (%)</i>	---	---	---	<b>31.106* (17.898)</b>	<b>170.701*** (34.831)</b>	<b>107.313*** (20.094)</b>
<b>Constante</b>	43.651*** (5.572)	48.585*** (3.044)	65.783*** (3.805)	47.307*** (5.168)	53.367*** (3.560)	51.611*** (4.083)
Observations	9394	10078	8920	9394	10078	8920
R-squared	0.050	0.062	0.050	0.048	0.067	0.054
E(RIF)	47.496	42.787	48.77	47.496	44.618	48.77

Ecart-types entre parenthèses. \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Ce résultat indique que l'augmentation de la proportion des chefs de ménages ayant le niveau d'études supérieures a un effet plus important dans les quintiles les plus élevés que dans les quintiles bas de la distribution des dépenses. Ce résultat indique que les études supérieures ont tendance à augmenter les inégalités intra-groupes. Lemieux (2006) explique cet effet monotone par le fait que le niveau d'instruction augmente aussi bien le niveau que la dispersion des rémunérations et, en conséquence, les disparités intra-groupes et inter-groupes ont toutes pour effet d'augmenter l'inégalité.

En s'intéressant aux indicateurs du marché du travail, rappelons qu'environ 15% des individus ont un emploi dans le secteur secondaire, qu'environ 70 % sont en situation d'auto-emploi et qu'un peu plus de 77 % se retrouvent dans le secteur informel. Sur un plan empirique, en moyenne les travailleurs du secteur informel ont une consommation par tête moins élevée que ceux du secteur formel. Ce résultat confirme l'idée selon laquelle l'accès à l'emploi informel ne permet pas nécessairement d'échapper à la pauvreté. S'intéressant spécifiquement aux secteurs d'activités, il apparaît que l'appartenance du Chef de ménage au secteur secondaire a un effet hétérogène aussi bien le long de la distribution des dépenses de consommation que dans le temps.

Un fait cependant notable qu'il convient de relever a trait au constat selon lequel la position des individus sur le marché du travail (quel que soit le statut) a tendance à réduire le niveau d'inégalité. Ce résultat suggère qu'une augmentation de la proportion des individus ayant un emploi, a un effet réducteur sur les inégalités. Mieux, une politique ayant pour objectif de générer une plus grande proportion d'emplois dans le secteur secondaire aura pour effet de réduire le niveau des inégalités.

Etant donné que les résultats ci-dessus commentés indiquent que l'influence des facteurs aussi bien liés aux caractéristiques des ménages qu'à celles de la structure de l'emploi a varié au cours de la période d'étude, l'on peut donc s'intéresser à déterminer comment ces variations ont contribué à la variation de l'inégalité décrite plus haut.

---

### **3.2. La décomposition des différences dans les distributions**

---

Si la décomposition d'Oaxaca-Blinder (OB) a généralement été utilisée pour expliquer les disparités de groupes, celle-ci présente l'inconvénient qu'elle ne peut être effectuée qu'à la moyenne, et non sur l'ensemble de la distribution. Par ailleurs, l'hypothèse sous-jacente à cette décomposition est que la variable dépendante a relation linéaire et paramétrique avec les variables explicatives. Or Melly (2005) souligne que les niveaux d'inégalités peuvent être différents lorsque l'on s'intéresse à différentes parties de la distribution des revenus. Aussi, suggère-t-il de recourir à la décomposition par quintiles. En plus de cette méthode suggérée par Melly (2005), nous faisons également recours à la technique RIF-OLS de Firpo et al. (2009) laquelle permet d'obtenir des indications détaillées sur la contribution de chaque variable explicative à l'inégalité des dépenses de consommation.

Soit  $v(Y)$  la distribution des dépenses de consommation, pour décomposer la variation dans cette distribution entre 2001 et 2007, nous produisons une distribution contrefactuelle de ces dépenses  $v(Y_C)$  qui représente les dépenses de consommation qu'auraient eu les ménages en 2007 si leurs caractéristiques étaient restées identiques à celles de 2000. La différence globale peut donc être exprimée ainsi qu'il suit dans l'équation 9, où la différence  $v(Y_{2010}) - v(Y_C)$  représente **l'Effet Composition** ou effet lié aux caractéristiques et  $[v(Y_C) - v(Y_{2000})]$  représente **l'Effet Structurel** ou effet lié au rendement de ces caractéristiques.

$$v(Y_{2010}) - v(Y_{2000}) = [v(Y_{2010}) - v(Y_C)] + [v(Y_C) - v(Y_{2000})] \quad (9)$$

Partant des espérances conditionnelles des RIF présentées à l'équation 6, estimées pour les années 2001, 2007 et 2014, on peut estimer les décompositions de type OB à chaque quintile non-conditionnel d'ordre  $\theta$  entre deux années ainsi que l'indique l'équation 10 et dans laquelle le terme  $\bar{X}_{2000}(\beta_{C,\theta} - \beta_{2000,\theta})$  représente **l'Effet Structurel** et le second membre **l'Effet de Composition**.

$$\hat{q}_\theta(Y_{2007}) - \hat{q}_\theta(Y_{2000}) = \bar{X}_{2000}(\beta_{C,\theta} - \beta_{2000,\theta}) + (\bar{X}_{2007}\beta_{2007,\theta} - \bar{X}_{2000}\beta_{C,\theta}) \quad (10)$$

Ces deux effets peuvent encore être décomposés pour obtenir quatre termes à savoir : un « **Effet Structurel Pur** » et en un « **Effet de Composition Pur** », auxquels l'on ajoute deux termes d'erreur pouvant être utilisés pour évaluer la qualité globale du modèle de notre modèle. Il s'agit d'une part de **l'Erreur de Repondération** utilisée pour évaluer la qualité de la stratégie de repondération et qui devrait tendre vers zéro pour les grands échantillons. D'autre part, l'on a **l'Erreur de Spécification** qui est utilisée pour apprécier l'importance des disparités dans les résultats lorsque l'hypothèse de linéarité est relâchée dans l'approximation de la Fonction d'Influence Recentrée (RIF).

La première partie du tableau 4, donne un aperçu synthétique des variations enregistrées dans l'inégalité (mesurée par l'indice de Gini) au Cameroun en prenant deux à deux les années 2001, 2007 et 2014. En prenant appui sur la distribution contrefactuelle des dépenses de consommation des ménages, les variations observées dans la distribution des caractéristiques observées des ménages expliquent en moyenne 23 % à 55 % (respectivement 11 % à 70 %) des variations observées dans l'inégalité de revenu pour ce qui est du modèle 1 (respectivement pour le modèle 2). Sur l'ensemble des estimations, l'Effet de Composition est en général significatif et plus important que l'Effet structurel. Le fait que l'Erreur de Spécification soit en général statistiquement non-significative dans le modèle 1 suggère que l'hypothèse de linéarité de la spécification du RIF est pertinente<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> Dans le même sens, le fait que cette erreur de spécification soit statistiquement significative sur l'ensemble des estimations du modèle 2 indique qu'une forme plus flexible du modèle aurait pu être envisagée pour capter cet effet de composition.

Sur l'ensemble de la période d'étude (2001-2014), la décomposition de l'indice de Gini suggère que les changements observés dans la répartition des caractéristiques des ménages auraient dû contribuer au recul de l'inégalité de 47.535 à 46.131, n'eut été les modifications dans la rémunération desdites caractéristiques, lesquelles se sont avérées suffisamment élevées pour contrecarrer cet effet. Si entre 2001 et 2007, le recul des inégalités est attribuable, à hauteur d'environ 54 %, à la répartition des caractéristiques des individus, l'on observe qu'entre 2007 et 2014 l'augmentation des inégalités est à 74 % attribuable à la rentabilisation de ces caractéristiques.

Tableau 4 : Résultats de la décomposition RIF-OLS (pondérée)

Oaxaca-RIF Décomposition	Modèle 1			Modèle 2		
	2001-2007	2007-2014	2001-2014	2001-2007	2007-2014	2001-2014
<b>Global</b>						
<b>Ménages (A)</b>	47.164*** (0.661)	41.958*** (0.424)	47.164*** (0.661)	47.164*** (0.661)	43.519*** (0.504)	47.164*** (0.661)
<b>Ménage contrefactuel (C)</b>	44.349*** (1.135)	42.943*** (0.135)	47.535*** (0.776)	44.577*** (0.814)	43.830*** (0.767)	46.931*** (0.708)
<b>Ménages (B)</b>	41.958*** (0.424)	46.131*** (0.439)	46.131*** (0.439)	43.519*** (0.424)	46.131*** (0.439)	46.131*** (0.439)
<b>Différence Totale (A)-(B)</b>	<b>5.206***</b> (0.785)	<b>-4.173***</b> (0.611)	<b>1.032</b> (0.785)	<b>3.644***</b> (0.831)	<b>-2.611***</b> (0.668)	<b>1.032</b> (0.785)
<b>Partie Expliquée (%)</b>	54.57***	23.60***	-36.04	70.96***	11.87	22.48
<b>Partie Non-Expliquée (%)</b>	45.43***	76.40***	136.04	29.04	88.13***	77.52
<b>Total Effet composition</b>	<b>2.81**</b>	<b>-0.985**</b>	<b>-0.371</b>	<b>2.586**</b>	<b>-0.310</b>	<b>0.232</b>
<b>Effets de composition pur</b>	3.704***	-2.373***	-1.225	1.048***	-1.326***	-0.215
<b>Erreur de spécification</b>	-0.890	1.387***	0.853	1.538***	1.015***	0.448***
<b>Emplois secondaire (E.C. Pur)</b>	<b>2.791</b>	<b>-2.259***</b>	<b>-0.816***</b>	<b>0.799**</b>	<b>-1.397***</b>	<b>-0.609**</b>
<b>Total Effet Structurel</b>	<b>2.391**</b>	<b>-3.187***</b>	<b>1.404</b>	<b>1.057</b>	<b>-2.301***</b>	<b>0.800</b>
<b>Effet Structurel pur</b>	2.590***	-1.995**	1.177	3.291	5.970	0.887
<b>Erreur de ré pondération</b>	-0.198***	-1.191***	0.226	-2.233	-8.271*	-0.087
<b>Emplois secondaire (E.S. Pur)</b>	<b>-4.376</b>	<b>-4.720</b>	<b>1.543</b>	<b>-8.861***</b>	<b>-6.001</b>	<b>-15.465***</b>
<b>Observation</b>						
<b>Groupe 1</b>	2001	2007	2001	2001	2007	2001
<b>Groupe Contrefactuel</b>	2001	2007	2001	2001	2007	2001
<b>Groupe 2</b>	2007	2014	2014	2007	2014	2014

Notes : \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001.

Les inégalités sont calculées à partir des dépenses de consommation totales par tête.

Les coefficients de pondération utilisés pour les RIF-OLS sont obtenus à partir des valeurs prédites d'un modèle logit

Pour les RIF-Régressions, les écart-types estimés sont obtenus par la méthode des bootstrap

Seuls les résultats de la décomposition d'Oaxaca sur les effets de composition purs sont affichés. Les résultats affichés concernent uniquement les variables du marché du travail ont été présenté au niveau des déterminants des effets de composition

Pour apprécier les effets du changement structurel au Cameroun, nous nous intéressons aux résultats de la décomposition détaillée de la contribution des différents facteurs à l'inégalité<sup>9</sup>. Qu'il soit appréhendé par une augmentation du poids de l'emploi secondaire ou des revenus générés par ces emplois, il apparaît qu'entre 2001 et 2007 le changement structurel a contribué au recul de l'inégalité, mais que cet effet a cependant été atténué par l'effet des coefficients. Par contre, sur la période 2007 et 2014, il apparaît que le changement structurel observé en terme d'accroissement du poids des activités secondaires a eu pour effet d'atténuer l'augmentation des inégalités observée sur cette période. En s'intéressant aux effets du changement structurel le long de la distribution des dépenses de consommation par tête, on observe des effets différenciés. Si dans le 5e et le 9e décile, le changement structurel a tendance à accroître le gap de dépenses de consommation par tête, au niveau du 1e décile, il contribue à le réduire. Dans le 1er et 5e décile, le gap de dépenses de consommation par tête entre 2001 et 2014 s'accroît respectivement de 0.0076 et 0.0566, alors qu'il se réduit de 0.0031 dans le 1e décile.

---

<sup>9</sup> Dans le texte, nous ne présentons que les résultats relatifs à la variable susceptible de capter les effets du changement structurel. Les tableaux 4.3 en annexes donnent le détail complet des résultats.

## 4. Conclusion

Les statistiques les plus récentes indiquent que si les inégalités de revenus entre les ménages du Cameroun ont varié à la baisse entre 2001 et 2007, elles se sont accrues d'environ 13% (respectivement de 24,71 %) selon l'indice de Gini (respectivement selon l'indice de Theil) entre 2007 et 2014. Alors que ce constat indique que le pays a encore du chemin à parcourir pour atteindre ses Objectifs de Développement Durable, la présente étude s'est proposée d'effectuer un examen approfondi des changements qu'a connue l'économie camerounaise dans sa structure de production, d'évaluer l'impact de ces changements sur la dynamique des inégalités entre ménages. Nos résultats indiquent que la contribution nette des différents facteurs habituellement retenus dans la littérature à l'explication des disparités de dépenses de consommation par tête est hétérogène le long de la distribution de ces dépenses. L'on en déduit par conséquent que le recours à la technique des moindres carrés ordinaires (MCO) ne permet pas de saisir cette hétérogénéité, confirmant ainsi la nécessité de recourir à la technique de la régression sur les quantiles non-conditionnelle proposée par Fortin et al. (2011).

En se fondant sur les résultats de la régression sur les quantiles non-conditionnelle, il ressort de nos analyses qu'une politique de changement structurel aurait pour effet de réduire les inégalités de revenus, mais cet effet ne sera pas identique le long de la distribution des revenus des individus. Améliorer l'accès des ménages les plus démunis aux emplois du secteur secondaire aura pour effet d'améliorer l'efficacité d'une politique ayant pour ambition de faire reculer les inégalités.

# Bibliographie

**Acemoglu, D. (2002)**, "Technical Change, Inequality, and the Labor Market", *Journal of Economic Literature*, 40(1), 7-72

**Ahluwalia, M. S. (1976)**, Inequality, poverty and development, *Journal of Development Economics*, 3:307-342.

**Anand S. et Kanbur, R. (1993b)**, Inequality and development: A critique, *Journal of Development Economics*, 41 :19-43.

**Anand, S. et Kanbur, R. (1993a)**, The Kuznets process and the inequality-development relationship, *Journal of Development Economics*, 40:25-52.

**Anand, S. et Ravallion, M. (1993)**, Human development in poor countries: On the role of private income and public services, *Journal of Economic Perspectives*, 7: 133-150.

**Antman, F. et D. J. McKenzie (2007a)**, "Earnings Mobility and Measurement Error: A Pseudo-Panel Approach," *Economic Development and Cultural Change* 56, no. 1: 125-161.

**Atkinson, A. B. et A. Leigh. (2007b)**, "The Distribution of Top Incomes in Five Anglo-Saxon Countries Over the Twentieth Century" mimeo, Australian National University.

**Atkinson, A.B. (2005)**, "Top Incomes in the UK over the Twentieth Century," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, vol. 168 (February): 325-343.

**Atkinson, A.B. et A. Leigh (2005)**, "The Distribution of Top Incomes in New Zealand," Australian National University CEPR Discussion Paper 503, Australian National University.

**Atkinson, A.B. et A. Leigh. (2007a)**, "The Distribution of Top Incomes in Australia" *Economic Record*, 83(262): 247-261.

**Atkinson, A.B. et W. Salverda (2005)**, "Top Incomes in the Netherlands and the United Kingdom Over the 20th Century," *Journal of the European Economic Association* 3(4): 883-913.

**Avalos, A., & Savvides, A. (2006)**, "The Manufacturing Wage Inequality in Latin America and East Asia: Openness, Technology Transfer, and Labor Supply", *Review of Development Economics*, 10(4), 553-576.

**BAD (2017)**. Annuaire statistique pour l'Afrique 2017. Banque Africaine de Développement, Addis Ababa, Ethiopia.

**Bourguignon, F. (2011)**, "Non-anonymous Growth Incidence Curves, Income Mobility and Social Welfare

**Card, D., & di Nardo, J.E. (2002)** "Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles", *Journal of Labor Economics*, 20(4), 733-783.

**Deaton, A. (1985)**. 'Panel Data from Time Series of Cross Sections', *Journal of Econometrics*, 30, 109-126.

**Deiningner, K. and Squire, L. (1996a)**, A new data set for measuring income inequality, *World Bank Economic Review* 10:565-591.

**Deiningner, K. and Squire, L. (1996b)**, Does inequality matter? Reexamining the links between growth and inequality, Mimeo (World Bank, Washington D. C.).

**Deiningner, K. and Squire, L. (1996c)**, New ways of looking at old issues: Inequality and growth, Mimeo (World Bank, Washington D.C.).

**DiNardo, J., N. M. Fortin, and T. Lemieux (1996)**: Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64(5), 1001-44.

**FMI (2018)**. Perspectives économiques régionales. Afrique subsaharienne. Mobilisation des recettes fiscales et investissement privé. Fonds Monétaire International. Avril 2018.

**Headley Derek D., and Paul Dorosh, (2011)**. —The theory and empirics of Africa's economic transformation: How far do they take us? Paper presented at the IFPRI-University of Ghana Conference, —Understanding Economic Transformation in Sub-Saharan Africa. Accra, Ghana.

**Kanbur, R. (2000)**, "Income Distribution and Development" in *Handbook of Income Distribution*, Volume 1, pp 791-841.

**Krugman, Paul R. (1991).** —Increasing Returns and Economic Geography”. *Journal of Political Economy*, 99(3): 483-99

**Kuznets, S. & Murphy, J. T. (1966).** *Modern economic growth: Rate, structure, and spread.* New Haven: Yale University Press.

**Kuznets, S. (1966).** *Modern Economic Growth.* New Haven, CT: Yale University Press.

**Lewis, W. A. (1954).** Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, 22 (2), 139-191.

**Lhéritier J.-L. (1992).** —Les déterminants du salaire. In: *Economie et statistique*, n°257, pp. 9-21.

**Mincer, J. (1958).** “Investment in Human Capital and Personal Income Distribution”, *Journal of Political Economy*, 66, pp 281-302.

**Mincer, J. (1974).** *Schooling, Experience and Earnings.* Columbia University Press: New-york.

**Ravallion, M. et S. Chen (2003)** “Measuring Pro-poor Growth”, *Economics Letters*, Volume 78, Issue 1, pp 93-99.

**Theil, H. (1967).** *Economics and Information Theory.* In: *Studies in Mathematical and Managerial Economics.*

**Timmer, C. P. (1988).** The agricultural transformation. *Handbook of development economics*, 1 (Part II), 276-331.

**Timmer, P. (2007).** The structural transformation and the changing role of agriculture in economic development: empirics and implications. *Wendt Lecture.*

**Welch, F. (1970).** “Education in production,” *Journal of Political Economy*, 78, 35-59

## Annexe 1 : Caractéristiques socioéconomiques des ménages

	<b>2001</b>	<b>2007</b>	<b>2014</b>
<b>Revenu réel par tête</b>	510473 (739547)	509820 (535805)	622985 (688116)
<b>Caractéristiques du Chef de Ménage</b>			
<i>Sexe (Homme=1)</i>	0.7565 (0.429)	0.734 (0.441)	0.7107 (0.453)
<i>Age (en années)</i>	43.552 (14.831)	42.958 (14.815)	43.479 (15.788)
<i>Lieu de résidence (Urbain=1)</i>	0.4472 (0.497)	0.577 (0.496)	0.5303 (0.499)
<i>Statut matrimonial (Marié=1)</i>	0.6836 (0.683)	0.6481 (0.477)	0.6160 (0.486)
<b>Niveau d'instruction du Chef de Ménage</b>			
<i>Primaire</i>	0.3239 (0.468)	0.3443 (0.475)	0.3246 (0.468)
<i>Secondaire</i>	0.3252 (0.468)	0.3451 (0.475)	0.3655 (0.481)
<i>Supérieur</i>	0.0708 (0.153)	0.0687 (0.253)	0.1052 (0.306)
<b>Indicateurs du Marché du travail</b>			
<i>CM employé dans le Secteur Secondaire</i>	0.1539 (0.360)	0.1226 (0.328)	0.1410 (0.348)
<i>CM employé Salarié</i>	0.3542 (0.478)	0.2864 (0.452)	0.2804 (0.449)
<i>CM employé dans le Secteur Informel</i>	0.6959 (0.460)	0.8021 (0.398)	0.8247 (0.380)
<i>Emplois Sect. Secondaire dans la région de résidence du CM (%)</i>	0.1559 (0.068)	0.1242 (0.036)	0.1595 (0.036)
Observations	9394	10078	8920

## Annexe 2 : Modèle 1

**Tableau 1A : Les déterminants l'inégalité au Cameroun en 2001 (RIF- Régressions)**

RIF-REGRESSIONS	OLS	Q10	Q50	Q90
<b>Caractéristiques du Chef de Ménage</b>				
<i>Sexe (Homme=1)</i>	0.220*** (0.0269)	0.121* (0.0480)	0.186*** (0.0354)	0.359*** (0.0627)
<i>Age (en années)</i>	-0.00265*** (0.000724)	0.00146 (0.00130)	-0.00334*** (0.00101)	-0.00526*** (0.00124)
<i>Lieu de résidence (Urbain=1)</i>	0.383*** (0.0224)	0.300*** (0.0282)	0.414*** (0.0294)	0.346*** (0.0553)
<i>Statut matrimonial (Marié=1)</i>	-0.456*** (0.0234)	-0.227*** (0.0351)	-0.455*** (0.0303)	-0.662*** (0.0632)
<b>Niveau d'instruction du Chef de Ménage</b>				
<i>Primaire</i>	-0.0313 (0.0242)	-0.00526 (0.0504)	0.0235 (0.0335)	-0.0830* (0.0365)
<i>Secondaire</i>	0.197*** (0.0300)	0.158** (0.0525)	0.281*** (0.0400)	0.184** (0.0592)
<i>Supérieur</i>	0.720*** (0.0486)	0.181*** (0.0511)	0.498*** (0.0501)	1.524*** (0.142)
<b>Indicateurs du Marché du travail</b>				
<i>CM employé dans le Secteur Secondaire</i>	0.0850*** (0.0252)	0.104*** (0.0312)	0.111*** (0.0330)	0.0530 (0.0678)
<i>CM employé Salarié</i>	-0.0364 (0.0293)	0.0429 (0.0477)	-0.0393 (0.0360)	-0.0706 (0.0707)
<i>CM employé dans le Secteur Informel</i>	-0.309*** (0.0303)	-0.122** (0.0427)	-0.335*** (0.0373)	-0.451*** (0.0771)
<i>Emplois Sect. Secondaire dans la région de résidence du CM (%)</i>	<b>1.065*** (0.149)</b>	<b>0.422** (0.150)</b>	<b>0.917*** (0.176)</b>	<b>1.778*** (0.425)</b>
<b>Constante</b>				
	12.76*** (0.0563)	11.53*** (0.101)	12.76*** (0.0753)	13.96*** (0.113)
Observations	9394	9394	9394	9394
R-squared	0.344	0.056	0.236	0.185
E(RIF)	11.629	11.666	12.568	13.673

Ecart-types entre parenthèses. \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

**Tableau 1B : Les déterminants l'inégalité au Cameroun en 2007 (RIF- Régressions)**

RIF-REGRESSIONS	OLS	Q10	Q50	Q90
<b>Caractéristiques du Chef de Ménage</b>				
<i>Sexe (Homme=1)</i>	0.149*** (0.0201)	-0.0669* (0.0325)	0.186*** (0.0284)	0.319*** (0.0451)
<i>Age (en années)</i>	-0.00163** (0.000566)	0.00298** (0.00110)	-0.00136 (0.000837)	-0.00496*** (0.000981)
<i>Lieu de résidence (Urbain=1)</i>	0.420*** (0.0165)	0.356*** (0.0252)	0.507*** (0.0242)	0.319*** (0.0356)
<i>Statut matrimonial (Marié=1)</i>	-0.450*** (0.0179)	-0.228*** (0.0249)	-0.477*** (0.0250)	-0.639*** (0.0465)
<b>Niveau d'instruction du Chef de Ménage</b>				
<i>Primaire</i>	0.201*** (0.0200)	0.298*** (0.0422)	0.241*** (0.0284)	0.0342 (0.0327)
<i>Secondaire</i>	0.383*** (0.0223)	0.465*** (0.0426)	0.437*** (0.0320)	0.193*** (0.0422)
<i>Supérieur</i>	0.756*** (0.0413)	0.456*** (0.0466)	0.649*** (0.0420)	1.129*** (0.117)
<b>Indicateurs du Marché du travail</b>				
<i>CM employé dans le Secteur Secondaire</i>	-0.00528 (0.0212)	0.0952*** (0.0283)	-0.00931 (0.0303)	-0.0635 (0.0569)
<i>CM employé Salarié</i>	-0.00294 (0.0248)	0.128*** (0.0241)	0.0702 (0.0361)	-0.176** (0.0654)
<i>CM employé dans le Secteur Informel</i>	-0.253*** (0.0280)	0.00632 (0.0243)	-0.235*** (0.0389)	-0.505*** (0.0798)
<i>Emplois Sect. Secondaire dans la région de résidence du CM (%)</i>	1.364*** (0.204)	-2.300*** (0.312)	1.756*** (0.280)	4.680*** (0.518)
<b>Constante</b>	12.64*** (0.0508)	11.71*** (0.0812)	12.44*** (0.0747)	13.76*** (0.115)
Observations	10078	10078	10078	10078
R-squared	0.395	0.098	0.285	0.177
E(RIF)	12.72	11.787	12.673	13.72

Ecart-types entre parenthèses. \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

**Tableau 1C : Les déterminants l'inégalité au Cameroun en 2014 (RIF- Régressions)**

<b>RIF-REGRESSIONS</b>	<b>OLS</b>	<b>Q10</b>	<b>Q50</b>	<b>Q90</b>
<b>Caractéristiques du Chef de Ménage</b>				
<i>Sexe (Homme=1)</i>	0.224*** (0.0238)	0.0764 (0.0497)	0.234*** (0.0314)	0.409*** (0.0537)
<i>Age (en années)</i>	-0.000312 (0.000649)	0.00491** (0.00152)	-0.00142 (0.000906)	-0.00431*** (0.00104)
<i>Lieu de résidence (Urbain=1)</i>	0.641*** (0.0197)	0.604*** (0.0324)	0.737*** (0.0300)	0.443*** (0.0417)
<i>Statut matrimonial (Marié=1)</i>	-0.515*** (0.0216)	-0.351*** (0.0377)	-0.534*** (0.0286)	-0.641*** (0.0546)
<b>Niveau d'instruction du Chef de Ménage</b>				
<i>Primaire</i>	0.305*** (0.0256)	0.581*** (0.0685)	0.240*** (0.0329)	-0.0705* (0.0312)
<i>Secondaire</i>	0.531*** (0.0279)	0.697*** (0.0662)	0.544*** (0.0366)	0.164*** (0.0457)
<i>Supérieur</i>	0.964*** (0.0420)	0.725*** (0.0654)	0.853*** (0.0472)	1.191*** (0.120)
<b>Indicateurs du Marché du travail</b>				
<i>CM employé dans le Secteur Secondaire</i>	0.0157 (0.0235)	0.0236 (0.0423)	0.0563 (0.0324)	-0.0268 (0.0587)
<i>CM employé Salarié</i>	0.0506* (0.0253)	0.127*** (0.0313)	0.110** (0.0352)	-0.136* (0.0669)
<i>CM employé dans le Secteur Informel</i>	-0.226*** (0.0309)	-0.0231 (0.0360)	-0.177*** (0.0402)	-0.473*** (0.0900)
<i>Emplois Sect. Secondaire dans la région de résidence du CM (%)</i>	0.406 (0.302)	-4.304*** (0.455)	1.544*** (0.441)	4.486*** (0.722)
<b>Constante</b>	12.51*** (0.0754)	11.68*** (0.139)	12.27*** (0.110)	13.63*** (0.166)
Observations	8920	8920	8920	8920
R-squared	0.453	0.128	0.336	0.189
<b>E(RIF)</b>	<b>12.868</b>	<b>11.699</b>	<b>12.867</b>	<b>14.048</b>

Ecart-types entre parenthèses. \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

## Annexe 3 : Modèle 2

**Tableau 1D : Les déterminants l'inégalité au Cameroun en 2001 (RIF- Régressions)**

RIF-REGRESSIONS	OLS	Q10	Q50	Q90
<b>Caractéristiques du Chef de Ménage</b>				
<i>Sexe (Homme=1)</i>	0.216*** (0.0269)	0.120* (0.0480)	0.181*** (0.0354)	0.350*** (0.0625)
<i>Age (en années)</i>	-0.00273*** (0.000729)	0.00118 (0.00131)	-0.00335*** (0.00102)	-0.00516*** (0.00126)
<i>Lieu de résidence (Urbain=1)</i>	0.423*** (0.0207)	0.294*** (0.0252)	0.453*** (0.0268)	0.434*** (0.0528)
<i>Statut matrimonial (Marié=1)</i>	-0.458*** (0.0234)	-0.224*** (0.0350)	-0.458*** (0.0304)	-0.669*** (0.0634)
<b>Niveau d'instruction du Chef de Ménage</b>				
<i>Primaire</i>	-0.0281 (0.0243)	-0.0166 (0.0508)	0.0288 (0.0339)	-0.0660 (0.0367)
<i>Secondaire</i>	0.201*** (0.0303)	0.136** (0.0527)	0.289*** (0.0405)	0.211*** (0.0607)
<i>Supérieur</i>	0.732*** (0.0485)	0.168*** (0.0507)	0.513*** (0.0499)	1.562*** (0.142)
<b>Indicateurs du Marché du travail</b>				
<i>CM employé dans le Secteur Secondaire</i>	0.0878*** (0.0252)	0.0968*** (0.0313)	0.115*** (0.0330)	0.0655 (0.0674)
<i>CM employé Salarié</i>	-0.0318 (0.0292)	0.0427 (0.0478)	-0.0350 (0.0359)	-0.0611 (0.0703)
<i>CM employé dans le Secteur Informel</i>	-0.314*** (0.0303)	-0.127** (0.0427)	-0.339*** (0.0373)	-0.457*** (0.0770)
<i>Revenus du Sect. Secondaire dans la région de résidence du CM (%)</i>	0.683*** (0.131)	0.742** (0.188)	0.491*** (0.153)	0.701* (0.321)
<b>Constante</b>	12.80*** (0.0568)	11.48*** (0.103)	12.80*** (0.0752)	14.07*** (0.112)
Observations	9394	9394	9394	9394
R-squared	0.342	0.058	0.235	0.182
<b>E(RIF)</b>				

Ecart-types entre parenthèses. \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

**Tableau 1E : Les déterminants l'inégalité au Cameroun en 2007 (RIF- Régressions)**

<b>RIF-REGRESSIONS</b>	<b>OLS</b>	<b>Q10</b>	<b>Q50</b>	<b>Q90</b>
<b>Caractéristiques du Chef de Ménage</b>				
<i>Sexe (Homme=1)</i>	0.189*** (0.0237)	-0.0306 (0.0381)	0.250*** (0.0336)	0.367*** (0.0562)
<i>Age (en années)</i>	-0.00245*** (0.000628)	0.00233 (0.00122)	-0.00306** (0.000990)	-0.00546*** (0.00107)
<i>Lieu de résidence (Urbain=1)</i>	0.577*** (0.0195)	0.403*** (0.0306)	0.765*** (0.0303)	0.439*** (0.0442)
<i>Statut matrimonial (Marié=1)</i>	-0.472*** (0.0205)	-0.219*** (0.0276)	-0.521*** (0.0291)	-0.673*** (0.0559)
<b>Niveau d'instruction du Chef de Ménage</b>				
<i>Primaire</i>	0.142*** (0.0218)	0.186*** (0.0445)	0.195*** (0.0335)	-0.0250 (0.0353)
<i>Secondaire</i>	0.324*** (0.0239)	0.363*** (0.0428)	0.416*** (0.0384)	0.132*** (0.0469)
<i>Supérieur</i>	0.710*** (0.0459)	0.320*** (0.0488)	0.604*** (0.0498)	1.155*** (0.134)
<b>Indicateurs du Marché du travail</b>				
<i>CM employé dans le Secteur Secondaire</i>	-0.00983 (0.0241)	0.0983*** (0.0288)	0.0189 (0.0354)	-0.0318 (0.0676)
<i>CM employé Salarié</i>	-0.0465 (0.0269)	0.0892*** (0.0252)	0.0234 (0.0407)	-0.229** (0.0719)
<i>CM employé dans le Secteur Informel</i>	-0.303*** (0.0309)	-0.00292 (0.0254)	-0.280*** (0.0446)	-0.597*** (0.0914)
<i>Revenus du Sect. Secondaire dans la région de résidence du CM (%)</i>	1.289*** (0.417)	-5.391*** (0.728)	1.203* (0.573)	6.880*** (1.059)
<b>Constante</b>	12.74*** (0.0565)	11.79*** (0.0896)	12.54*** (0.0855)	13.97*** (0.131)
Observations	7457	7457	7457	7457
R-squared	0.464	0.105	0.357	0.196
<b>E(RIF)</b>				

Ecart-types entre parenthèses. \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Tableau 1F : Les déterminants l'inégalité au Cameroun en 2014 (RIF- Régressions)

RIF-REGRESSIONS	OLS	Q10	Q50	Q90
<b>Caractéristiques du Chef de Ménage</b>				
<b>Sexe (Homme=1)</b>	0.224*** (0.0238)	0.0764 (0.0497)	0.234*** (0.0314)	0.409*** (0.0537)
<b>Age (en années)</b>	-0.000312 (0.000649)	0.00491** (0.00152)	-0.00142 (0.000906)	-0.00431*** (0.00104)
<b>Lieu de résidence (Urbain=1)</b>	0.641*** (0.0197)	0.604*** (0.0324)	0.737*** (0.0300)	0.443*** (0.0417)
<b>Statut matrimonial (Marié=1)</b>	-0.515*** (0.0216)	-0.351*** (0.0377)	-0.534*** (0.0286)	-0.641*** (0.0546)
<b>Niveau d'instruction du Chef de Ménage</b>				
<b>Primaire</b>	0.305*** (0.0256)	0.581*** (0.0685)	0.240*** (0.0329)	-0.0705* (0.0312)
<b>Secondaire</b>	0.531*** (0.0279)	0.697*** (0.0662)	0.544*** (0.0366)	0.164*** (0.0457)
<b>Supérieur</b>	0.964*** (0.0420)	0.725*** (0.0654)	0.853*** (0.0472)	1.191*** (0.120)
<b>Indicateurs du Marché du travail</b>				
<b>CM employé dans le Secteur Secondaire</b>	0.0157 (0.0235)	0.0236 (0.0423)	0.0563 (0.0324)	-0.0268 (0.0587)
<b>CM employé Salarié</b>	0.0506* (0.0253)	0.127*** (0.0313)	0.110** (0.0352)	-0.136* (0.0669)
<b>CM employé dans le Secteur Informel</b>	-0.226*** (0.0309)	-0.0231 (0.0360)	-0.177*** (0.0402)	-0.473*** (0.0900)
<b>Revenus du Sect. Secondaire dans la région de résidence du CM (%)</b>	0.406 (0.302)	-4.304*** (0.455)	1.544*** (0.441)	4.486*** (0.722)
<b>Constante</b>	12.51*** (0.0754)	11.68*** (0.139)	12.27*** (0.110)	13.63*** (0.166)
<b>Observations</b>	8920	8920	8920	8920
<b>R-squared E(RIF)</b>	0.453	0.128	0.336	0.189

Ecart-types entre parenthèses. \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

## Annexe 4 :

**Tableau 2A : Les déterminants de la variation de l'inégalité au Cameroun entre les années 2001 et 2007 (RIF- Decompositions)**

RIF-REGRESSIONS	Q10	Q10	Q50	Q50	Q90	Q90	Gini	Gini
	Pondérée	Non-Pondérée	Pondérée	Non-Pondérée	Pondérée	Non-Pondérée	Pondérée	Non-Pondérée
<b>Ensemble</b>								
Ménages de 2007 (A)	11.913***	11.913***	12.803***	12.803***	13.792***	13.792***	0.032***	0.032***
Ménages de 2001 (B)	11.785***	11.785***	12.714***	12.714***	13.790***	13.790***	0.035***	0.035***
Différence (A)-(B)	0.128***	0.128***	0.089***	0.089***	0.002	0.002	-0.003***	-0.003***
<i>Partie Expliquée</i>	0.101***	0.071***	0.076***	-0.035***	0.013	-0.104***	-0.001***	-0.002***
<i>Partie Non-Expliquée</i>	0.026	0.056**	0.013	0.125***	-0.01	0.106***	-0.001***	-0.0004
<b>% Expliquée (Effet composition)</b>	<b>79.34%</b>	<b>55.7%</b>	<b>85.45%</b>	<b>-40.2%</b>	<b>547.7%</b>	<b>-4259.5%</b>	<b>46.7%</b>	<b>84.61%</b>
<b>% Non-Expliqué (Effet structurel)</b>	<b>20.66%</b>	<b>44.3%</b>	<b>14.54%</b>	<b>140.2%</b>	<b>-447.7%</b>	<b>4359.5%</b>	<b>53.3%</b>	<b>15.39%</b>
<b>Effet composition (Marché du travail)</b>								
<i>CM employé dans le Secteur Secondaire</i>	-0.003***		0.000		0.001		0.000***	
<i>CM employé Salarié</i>	-0.004**		-0.000		0.006**		0.0002***	
<i>CM employé dans le Secteur Informel</i>	-0.005***		-0.0203***		-0.034***		-0.000***	
<i>Emplois Sect. Secondaire dans la région de résidence du CM (%)</i>	0.008***		-0.0304***		-0.045***		-0.0007***	
Observations								
R-squared								

Notes : \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001.

Les inégalités sont calculées à partir des dépenses de consommation totales par tête. Le logarithme de ces variables est utilisé comme variable dépendante dans toutes les estimations.

Les coefficients de pondération utilisés pour les RIF-OLS sont obtenus à partir des valeurs prédites d'un modèle logit

Pour les RIF-Régressions, les écart-types estimés sont obtenus par la méthode des bootstrap

Après la décomposition d'Oaxaca, seuls les résultats relatifs aux variables du marché ont été présenté au niveau des déterminants des effets de composition

**Tableau 2B : Les déterminants de la variation de l'inégalité au Cameroun entre les années 2007 et 2014 (RIF- Decompositions)**

RIF-REGRESSIONS	Q10	Q10	Q50	Q50	Q90	Q90	Gini	Gini
	Pondérée	Non-Pondérée	Pondérée	Non-Pondérée	Pondérée	Non-Pondérée	Pondérée	Non-Pondérée
<b>Ensemble</b>								
Ménages de 2014 (A)	11.858***	11.858***	12.943***	12.943***	14.04***	14.04***	0.037***	0.037***
Ménages de 2007 (B)	11.913***	11.913***	12.803***	12.803***	13.792***	13.792***	0.032***	0.032***
Différence (A)-(B)	-0.54***	-0.054**	0.139***	0.139***	0.247***	0.247***	0.005***	0.005***
<i>Partie Expliquée</i>	-0.054***	-0.019***	0.003***	0.085***	0.065***	0.143***	0.0017***	0.0021***
<i>Partie Non-Expliquée</i>	-0.000***	-0.035**	0.136***	0.053***	0.182***	0.103***	0.0032***	0.0028***
<b>% Expliquée (Effet composition)</b>	<b>99.96%</b>	<b>35%</b>	<b>2.24%</b>	<b>61.6%</b>	<b>26.44%</b>	<b>58%</b>	<b>35.45%</b>	<b>43.1%</b>
<b>% Non-Expliqué (Effet structurel)</b>	<b>0.04%</b>	<b>65%</b>	<b>97.76%</b>	<b>38.4%</b>	<b>73.56%</b>	<b>42%</b>	<b>64.54%</b>	<b>56.9%</b>
<b>Effet composition (Marché du travail)</b>								
<i>CM employé dans le Secteur Secondaire</i>	0.000		-0.0004		0.0008		0.000	
<i>CM employé Salarié</i>	-0.0037**		-0.0028**		0.0041**		0.0001***	
<i>CM employé dans le Secteur Informel</i>	-0.0033*		0.0088***		-0.014***		-0.0001***	
<i>Emplois Sect. Secondaire dans la région de résidence du CM (%)</i>	-0.0236**		-0.0566***		0.0922***		0.0015***	
Observations								
R-squared								

Notes : \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001.

Les inégalités sont calculées à partir des dépenses de consommation totales par tête. Le logarithme de ces variables est utilisé comme variable dépendante dans toutes les estimations.

Les coefficients de pondération utilisés pour les RIF-OLS sont obtenus à partir des valeurs prédites d'un modèle logit

Pour les RIF-Régressions, les écart-types estimés sont obtenus par la méthode des bootstrap

Après la décomposition d'Oaxaca, seuls les résultats relatifs aux variables du marché ont été présenté au niveau des déterminants des effets de composition

**Tableau 2C : Les déterminants de la variation de l'inégalité au Cameroun entre les années 2001 et 2014 (RIF- Decompositions)**

RIF-REGRESSIONS	Q10	Q10	Q50	Q50	Q90	Q90	Gini	Gini
	Pondérée	Non-Pondérée	Pondérée	Non-Pondérée	Pondérée	Non-Pondérée	Pondérée	Non-Pondérée
<b>Ensemble</b>								
Ménages de 2014 (A)	11.858***	11.858***	12.943***	12.943***	14.04***	14.04***	0.037***	0.037***
Ménages de 2001 (B)	11.785***	11.785***	12.714***	12.714***	13.79***	13.79***	0.035***	0.035***
Différence (A)-(B)	0.073***	0.073***	0.228***	0.228***	0.25***	0.25***	0.001***	0.001***
<i>Partie Expliquée</i>	0.084***	0.102***	0.066***	0.078***	0.06***	0.063***	-0.0007***	-0.0009***
<i>Partie Non-Expliquée</i>	-0.01***	-0.029	0.162***	0.15***	0.189***	0.187***	0.002***	0.002***
<b>% Expliquée (Effet composition)</b>	<b>114.85%</b>	<b>139.76%</b>	<b>28.93%</b>	<b>34.22%</b>	<b>24.32%</b>	<b>25.27%</b>	<b>-40.95%</b>	<b>-49.67%</b>
<b>% Non-Expliqué (Effet structurel)</b>	<b>14.85%</b>	<b>-39.76%</b>	<b>71.07%</b>	<b>65.77%</b>	<b>75.68%</b>	<b>74.73%</b>	<b>140.95%</b>	<b>149.67%</b>
<b>Effet composition (Marché du travail)</b>								
<i>CM employé dans le Secteur Secondaire</i>	-0.0003		-0.0002***		0.0004		0.0000	
<i>CM employé Salarié</i>	-0.088***		-0.006***		0.009**		0.0003***	
<i>CM employé dans le Secteur Informel</i>	-0.01**		-0.027***		-0.425***		-0.0005***	
<i>Emplois Sect. Secondaire dans la région de résidence du CM (%)</i>	-0.0031**		0.0076***		0.124***		0.0002***	
Observations	18314	18314	18314	18314	18314	18314	18314	18314
R-squared								

Notes : \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001.

Les inégalités sont calculées à partir des dépenses de consommation totales par tête. Le logarithme de ces variables est utilisé comme variable dépendante dans toutes les estimations.

Les coefficients de pondération utilisés pour les RIF-OLS sont obtenus à partir des valeurs prédites d'un modèle logit

Pour les RIF-Régressions, les écart-types estimés sont obtenus par la méthode des bootstrap

Après la décomposition d'Oaxaca, seuls les résultats relatifs aux variables du marché ont été présenté au niveau des déterminants des effets de composition



### Qu'est-ce que le groupe AFD ?

Le groupe Agence française de développement (AFD) met en œuvre la politique de la France en matière de développement et de solidarité internationale. Composé de l'AFD, en charge du financement du secteur public et des ONG, de Proparco, pour le financement du secteur privé, et bientôt d'Expertise France, agence de coopération technique, il finance, accompagne et accélère les transitions vers un monde plus cohérent et résilient.

Nous construisons avec nos partenaires des solutions partagées, avec et pour les populations du Sud. Nos équipes sont engagées dans plus de 4 000 projets sur le terrain, dans les Outre-mer, dans 115 pays et dans les territoires en crise, pour les biens communs – le climat, la biodiversité, la paix, l'égalité femmes-hommes, l'éducation ou encore la santé. Nous contribuons ainsi à l'engagement de la France et des Français en faveur des Objectifs de développement durable. Pour un monde en commun.

**Directeur de publication** Rémy Rioux

**Directeur de la rédaction** Thomas Mélonio

**Dépôt légal** 1<sup>er</sup> trimestre 2021

**ISSN** 2492 - 2846

### Crédits et autorisations

License Creative Commons

Attribution - Pas de commercialisation - Pas de modification

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>



**Création graphique** MeMo, Juliegilles, D. Cazeils

**Conception et réalisation** Coquelicot

Imprimé par le service reprographie de l'AFD

Pour consulter les autres publications :

<https://www.afd.fr/fr/ressources-accueil>