

Analyse des inégalités de revenu en Côte d'Ivoire

Akrassi Kouakou Evrard KOUAME Yessoh Marie Delphine NEVRY

Email : evrardakrassi@gmail.com

Email : yessohnevry@hotmail.fr

UFR-SEG - Université Félix Houphouët-Boigny¹

Résumé : En Côte d'Ivoire, la réduction des inégalités est placée au centre des politiques de développement. La présente étude vise à appréhender les déterminants des inégalités de revenus à partir des données de l'Enquête Nationale sur la Situation de l'Emploi et le Secteur Informel (ENSETTE, 2016). La fonction d'influence recentrée étendue à l'indice de Gini (Méthode RIF-Gini) est utilisée pour comprendre les sources de l'aggravation des inégalités de revenu entre les individus selon les districts. Les résultats révèlent qu'avoir une expérience dans l'emploi et avoir suivi une formation technique sont des facteurs permettant de réduire les inégalités de revenus entre les individus. Cependant, ces inégalités tendent à s'accroître lorsque l'individu est dans l'auto-emploi. L'étude recommande de développer les formations aux métiers et d'améliorer le statut de l'entrepreneur.

Mots-clés : Inégalités – Revenus – Régression quantile – Méthode RIF-Gini – Côte d'Ivoire.

Income inequalities analysis in Côte d'Ivoire

Abstract: *In Côte d'Ivoire, the reduction of inequalities was then placed at the center of development policies. This study aims to understand the determinants of income inequality based on data from the National Survey on the Employment Situation and the Informal Sector (ENSETTE, 2016). The refocused influence function extended to the Gini index (RIF-Gini method) is used to understand the sources of the worsening of income inequalities between individuals according to place of residence. The results reveal that having work experience and having followed a technical training are factors that reduce income inequalities between individuals. However, these inequalities tend to increase when individual in self-employed. The study recommends developing education in technical fields and improving the status of the entrepreneur.*

Keywords: *Inequalities – Income – Quantile Regression – RIF-Gini – Côte d'Ivoire.*

J.E.L Classification : *D31, O15.*

Received for publication: 20210711

Final revision accepted for publication: 20221119

¹ Les auteurs remercient Serge Kader N'Cho, MONNEY pour son assistance de recherche.

1. Introduction

Dans la plupart des pays d'Afrique au Sud du Sahara, les activités économiques sont polarisées autour des capitales. Cet état de fait pourrait s'expliquer par l'urbanisation voulue dans ces agglomérations au détriment des autres villes. Cette polarisation engendre des disparités géographiques majeures persistantes entre ces capitales et les autres régions du territoire ainsi que des retards de développement des localités de l'intérieur du pays. Ces disparités sont principalement d'ordre économique.

En Côte d'Ivoire, depuis la construction du port autonome en 1950, Abidjan, la capitale économique, s'impose comme le principal pôle de développement de l'industrie et des services. La ville d'Abidjan a un poids économique relativement important alors qu'elle accueille seulement 19% de la population totale du pays. Cette ville cumule une part plus que proportionnelle du revenu total généré par les ménages, soit 28,7% tandis que les autres régions ont une contribution à la consommation nationale équivalente à leur poids démographique (Rapport ENV, 2015). La quasi-totalité des administrations centrales, des grands pôles de production, des universités se trouvent à Abidjan. L'Enquête Harmonisée sur les Conditions de Vie des Ménages (Rapport EHCVM, 2018) révèle que Abidjan concentre près de 80% de l'activité économique du pays avec un peu moins du quart de la population du pays. De plus, les insuffisances de la croissance économique à réduire la pauvreté a accentué les situations d'inégalités de revenus au niveau des populations.

Plusieurs sources statistiques soulignent la forte disparité de revenus selon le milieu de résidence en Côte d'Ivoire. On peut citer : ENSETE (2013), ENSESI (2016) et ERI-ESI (2017). Ces disparités sont observables entre le milieu urbain et le milieu rural d'une part et entre Abidjan et les autres milieux urbains d'autre part. Selon l'ENSETE, le niveau moyen de revenu dans le milieu urbain s'établit à 119 034 francs CFA pendant qu'il est de 71 004 francs CFA ; soit un ratio de 1,68. Ce ratio se situe à 1,11 entre Abidjan et les autres milieux urbains. En considérant l'ENSESI, on observe l'écart persiste et s'établit à 1,12. En effet, il ressort que le revenu moyen est de 99 171 à Abidjan et de 88 855. L'ERI-ESI souligne que les disparités de revenu se creusent entre Abidjan et les autres milieux urbains. Les revenus moyens à Abidjan et dans les autres milieux urbains s'établissent respectivement à 122 240 francs CFA et 86 084 francs CFA ; soit un ratio de 1,36.

De manière générale, les chiffres révèlent que l'écart de revenu tend à se croiser entre Abidjan et les autres milieux urbains de 2013 à 2017. En revanche, on note que l'écart se réduit entre le milieu urbain et le milieu rural. En effet, le ratio de 1,68 obtenu en 2013 passe à 1,21 en 2017 ; soit un écart de 32 515 FCFA contre 10 316 FCFA en 2016. Selon l'ENSETE, l'écart de revenu moyen entre le milieu urbain (119 034 FCFA) et le milieu rural (71 004 FCFA) s'établit à environ 48 000 FCFA. Le revenu moyen est relativement plus élevé à Abidjan où il est estimé à 124 615 FCFA que dans les autres villes (112 131 FCFA). En 2016, l'ENSESI révèle que cet écart persiste. Le revenu moyen reste plus élevé à Abidjan (99 171 FCFA) que dans les autres zones urbaines (88 855 FCFA) et en milieu rural (69 274 FCFA). Selon L'ERI-ESI, les disparités de revenu se creusent.

Les revenus moyens s'établissent à Abidjan, dans les autres milieux urbains et en milieu rural respectivement à 122 240 FCFA, 89 752 FCFA et 86 084 FCFA ; soit un écart de 32 515 FCFA contre 10 316 FCFA en 2016.

L'indice de concentration de Gini précise la distribution des inégalités de revenu. Selon le Rapport ENV (2015), ces disparités sont plus marquées en milieu urbain qu'en milieu rural (0,395 contre 0,380. Dans le district d'Abidjan, l'indice de 0,387 est inférieur à la moyenne nationale (0,405). Dans les régions telles que le Bélier, la Nawa et San Pédro (zone au Sud du pays) : il s'établit respectivement à 0,350 ; 0,339 et 0,352.

Dans les districts de l'intérieur du pays, l'indice de Gini se situe par exemple à 0,386 dans le Woroba, à 0,419 dans le Tchologo et à 0,430 dans le Kabadougou. Le rapport de l'Enquête Harmonisée sur les Conditions de Vie des Ménages (EHCVM) de 2018 révèle une situation d'inégalité plus importante dans le milieu urbain (0,359) que rural (0,297). Les facteurs qui accentuent le niveau d'inégalité dans les dépenses de consommation des ménages sont le milieu de résidence, le sexe du chef de ménage, les chefs de ménage n'ayant aucun niveau d'instruction, les activités exercées à son propre compte telles que l'agriculture ou le commerce et le niveau d'éducation. Les données (ENV, 2015) précisent également les taux de salarisation selon les quatorze (14) districts du pays. Dans le district autonome d'Abidjan, ce taux est de 46,6%. Cependant, ce taux tend à baisser à mesure que l'on s'éloigne de la capitale économique. En effet, dans certains districts du Sud, il se situe à 31,7% pour Yamoussoukro et 23,3% pour le Gôh-Djiboua. Dans le Denguélé et les Savanes (zone au Nord du pays), les taux sont respectivement de 8,9% et 7,3%.

Ainsi, quels sont les déterminants des revenus en Côte d'Ivoire ? Et en amont, quels sont les facteurs explicatifs des disparités de revenu en Côte d'Ivoire ? L'analyse tient compte du milieu de résidence.

La pertinence de l'étude tient dans ce que ces inégalités pourraient accroître le niveau d'insécurité dans le pays et être un frein à la croissance voulue avec les impacts sur l'éducation et la santé. En effet, la persistance des inégalités a des effets négatifs sur le bien-être des individus et peut donc conduire à la pauvreté. Les inégalités peuvent réduire les opportunités économiques des pauvres, qui par les contraintes de crédit auxquelles ils font face, ne peuvent pas investir ou créer une activité économique. Par ailleurs, elles peuvent renforcer la criminalité et nuire à la cohésion sociale avec pour conséquence des conflits sociaux, des crises politiques. Toutes choses qui soulèvent la problématique de la redistribution des revenus, au regard des fortes croissances économiques enregistrées par la Côte d'Ivoire avec un taux de croissance moyen de 8.0% depuis 2012. Par ailleurs, le faible niveau de l'Indice de Développement Humain (IDH) et les fortes inégalités qu'elle connaît, nécessitent de continuer de lutter efficacement contre les inégalités comme visé par le Plan National de Développement (PND, 2016-2020) en vue d'atteindre les Objectifs de Développement Durable (ODD)².

² ODD 10 : Réduire les inégalités dans les pays et d'un pays à l'autre.

L'article est structuré de la manière suivante. Le point 2 présente une revue de la littérature théorique et empirique des travaux sur le sujet. La section 3 décrit la méthodologie utilisée (approches économétriques, données et variables). Le point 4 présente et discute des résultats obtenus. La section 5 conclut et suggère des implications de politiques économiques.

2. Enseignements théoriques et empiriques

Cette partie fait un état des lieux, sans prétendre à l'exhaustivité, de la littérature existante sur l'effet de la dimension spatiale sur la formation des revenus et les inégalités de revenu entre les individus. De ce sens, sont exposés successivement, les approches théoriques et les résultats des travaux sur les déterminants du revenu et des inégalités pouvant subsister. Le modèle de base permettant de comprendre la formation des revenus et les différences de revenu selon les individus demeure la théorie du capital humain (Becker, 1964). En effet, selon ce modèle, la qualité de l'investissement réalisé en termes de formation et/ou d'éducation détermine le positionnement en termes d'emploi et surtout de revenu. Les inégalités de revenu observées entre les individus trouveraient ainsi leur origine dans le différentiel de capital humain.

Sur le plan empirique, certains travaux précisent le rôle des caractéristiques sociodémographiques et économiques dans l'explication de la formation des revenus et des inégalités de revenu entre individus. Ces facteurs peuvent être entre autres l'âge, le sexe, le milieu de résidence, les opportunités d'emploi... Dans ce sens, à partir de l'analyse des inégalités de revenus en Italie au niveau municipal des zones définies par la Stratégie nationale pour les zones intérieures, Mastronardi et Cavallo (2020) trouvent que l'inégalité semble être plus grande dans les centres urbains densément peuplés avec une forte incidence d'activités tertiaires et de population jeune. A l'inverse, dans les zones intérieures, la répartition des revenus est plus équilibrée en raison probablement de la faiblesse de la structure sociale et économique qui détermine les faibles niveaux de revenus et les opportunités d'emploi principalement dans le secteur agricole.

De leur côté, Azam et Bath (2018) examinent le rôle des facteurs spatiaux dans la détermination de l'inégalité des revenus en Inde, en utilisant le revenu des enquêtes auprès des ménages et des districts représentatifs au niveau national comme niveau d'agrégation le plus bas. Ils concluent qu'en Inde, les différences de revenu au sein d'un district expliquent la majorité de l'inégalité des revenus en 2011. De plus, les différences de revenu entre les États sont plus importantes pour expliquer l'inégalité entre les districts dans l'Inde rurale. En revanche, dans les zones urbaines, ce sont les différences de revenus intraétatiques qui jouent un rôle plus important dans l'explication de l'inégalité entre les districts. Les auteurs trouvent des résultats similaires pour un niveau d'inégalité significativement plus faible en utilisant les dépenses de consommation. Par ailleurs, en utilisant les données de type longitudinal, ils constatent que bien que la majorité de l'inégalité des revenus dans l'Inde rurale s'explique par la différence de revenu au sein du district au cours des deux années, au fil du temps, la part des différences entre les districts a augmenté et ils représentent un tiers de l'augmentation totale de l'inégalité des revenus ruraux entre 1993 et 2011.

Delin et al. (2019) étudient les sources de l'inégalité des revenus dans la Chine rurale. Ils utilisent l'approche de décomposition basée sur la régression pour mesurer la contribution relative de chaque déterminant au revenu net des résidents ruraux en Chine. Les résultats révèlent clairement que le développement financier, l'industrialisation, le développement du secteur tertiaire et l'emploi sont d'importants déterminants du revenu en Chine rurale. Alkemade, P. et al. (2021) décident d'analyser les dynamiques des inégalités au Mali et essaient de comprendre le rôle joué par les différentes sources de revenu. Les résultats montrent une augmentation des inégalités de revenu en 2019. Ces dernières sont dues pour l'essentiel à la dualité du marché du travail (secteur formel vs secteur informel), qui vient ensuite renforcer les inégalités spatiales.

3. Méthodologie

Dans cette partie sont présentées successivement les méthodes d'analyse (méthode de régression RIF et indice de Gini) ainsi que les données utilisées. La méthode de régression RIF est mobilisée pour analyser les déterminants des revenus. La méthode de l'indice de Gini est utilisée pour mesurer les inégalités de revenus observées au sein de la population sous étude selon les districts en Côte d'Ivoire.

3.1. Méthode de régression RIF

Considérant Y , la variable expliquée et X , les variables explicatives de notre modèle, avec :

$$Y_i = f(X_i, \varepsilon_i) \quad [1]$$

Notons F et F_ϵ deux distributions de revenu mensuel Y et $\theta(\cdot)$ ³, la statistique d'une distribution qualitativement et infinitésimalement robuste (Firpo et al, 2009). Si F_ϵ est proche de F alors $\theta(F_\epsilon)$ devrait tendre vers $\theta(F)$. Supposons maintenant δ_Y , la distribution qui est telle que la probabilité d'avoir Y soit égale à 1. Considérons également que F_ϵ est la distribution ayant la probabilité $(1-\epsilon)$ de provenir selon le tirage aléatoire de la distribution de l'échantillonnage F et la probabilité ϵ de provenir de δ_Y , on peut donc écrire:

$$F_\epsilon(Y) = (1-\epsilon)F + \epsilon\delta_Y, \text{ avec } 0 < \epsilon < 1 \quad [2]$$

À partir des deux distributions F et F_ϵ , on déduit une fonction d'influence (IF)⁴ de F sur la statistique $\theta(F)$ lorsque ϵ tend vers 0, c'est-à-dire en choisissant ϵ de sorte que F et F_ϵ soient proches.

³ La statistique $\theta(\cdot)$ d'une distribution F donnée peut être soit de la moyenne, un quantile, ou même l'un des indices d'inégalités (Gini, Theil etc...).

⁴ Hampel, 1974.

En d'autres termes, on calcul la limite de $\theta(F_\epsilon)$ lorsque ϵ tend vers 0. La fonction d'influence (IF) est alors la dérivée première de $\theta(F_\epsilon)$ par rapport à ϵ , mesurant ainsi l'influence de perturbations infinitésimales dans Y ou F sur la statistique $\theta(F)$.

$$\text{On a : } IF(Y, \theta, F) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{[\theta(F_\epsilon) - \theta(F)]}{\epsilon} = \frac{\partial \theta[(1-\epsilon)F + \epsilon \delta_Y] |_{\epsilon=0}}{\partial \epsilon} \quad [3]$$

Cette fonction d'influence (IF) étudie comment un changement dans la distribution des variables explicatives affecte une statistique distributionnelle $\theta(F)$, où θ est une classe de fonctions de distribution (Ndoye, 2015). Quant à l'application aux quantiles, Firpo et al. (2009) considèrent le $\tau^{\text{ième}}$ quantile, q_τ comme les statistiques distributionnelles $\theta(F)$ et montrent que :

$$IF(Y, q_\tau) = \frac{\tau - \mathbb{I}\{Y \leq q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)} \quad [4]$$

Ainsi, la fonction d'influence recentrée (RIF) s'exprime comme suit :

$$RIF(Y, q_\tau) = q_\tau + IF(Y, q_\tau) \quad [5]$$

ou encore,

$$RIF(Y, q_\tau) = q_\tau + IF(Y, q_\tau) = q_\tau + \frac{\mathbb{I}\{Y > q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)} - \frac{1-\tau}{f_Y(q_\tau)} = c_{1,\tau} \mathbb{I}\{Y > q_\tau\} + c_{2,\tau},$$

$$\text{où } \begin{cases} c_{1,\tau} = \frac{1}{f_Y(q_\tau)} \\ c_{2,\tau} = \frac{1}{f_Y(q_\tau)} \end{cases} \quad [6]$$

Selon Ndoye (2015), le modèle de régression RIF consiste à régresser la fonction RIF donnée dans l'équation 6 sur un ensemble de variables explicatives X . L'espérance conditionnelle du RIF est exprimée comme suit :

$$E[RIF(Y, q_\tau) / X] = c_{1,\tau} E[\mathbb{I}\{Y > q_\tau\} / X] + c_{2,\tau} = c_{1,\tau} \Pr[\mathbb{I}\{Y > q_\tau\} / X] + c_{2,\tau} \quad [7]$$

Puisque la fonction de liaison $E[RIF(Y, q_\tau) / X]$ dans [7] est linéaire sur l'effet marginal moyen des variables X ($\Pr[\mathbb{I}\{Y > q_\tau\} / X]$), β_τ peut être estimé de façon constante en utilisant les MCO.

3.2. Méthode de l'indice de Gini

Le coefficient de Gini est un indicateur synthétique permettant de rendre compte du niveau d'égalité pour une variable au sein d'une population donnée.

Sa formulation suggère de prendre en considération les différences et non les ratios. Cette modélisation a été réalisée suivant les travaux de Firpo et al. (2018). Plusieurs auteurs⁵ ont utilisé les régressions RIF-Gini pour étudier l'évolution des inégalités des revenus. Dans ces travaux, le coefficient de Gini est défini comme suit :

$$v^G(F_Y) = 1 - 2\mu^{-1}R(F_Y) \quad \text{avec } R(F_Y) = \int_0^1 GL(p; F_Y) d_p \quad [8]$$

où $p(y) = F_Y(y)$ et $GL(p; F_Y)$, l'ordonnée de Lorenz généralisée de F_Y

$$\text{donné par } GL(p; F_Y) = \int_{-\infty}^{F^{-1}(p)} z dF_Y(z).$$

La courbe de Lorenz généralisée suit le total cumulé de y divisé par la taille totale de la population par rapport à la fonction de distribution cumulée. L'ordonnée de Lorenz généralisée peut être interprétée comme la proportion des revenus allant aux 100% des plus bas revenus (ou gains).

La fonction d'influence de l'indice de Gini telle que définie par Monti (1991) s'écrit :

$$IF(y, v^G, F_Y) = A_2(F_Y) + B_2(F_Y)y + C_2(y, F_Y). \quad [9]$$

$$A_2(F_Y) = \frac{2}{\mu^{-1}R(F_Y)}$$

$$\text{avec } A_2(F_Y) = 2\mu^{-2}R(F_Y)$$

$$C_2(y, F_Y) = \frac{-2}{\mu^{-1}[y[1-p(y)]]} + GL(p(y); F_Y)$$

et $R(F_Y)$ et $GL(p(y); F_Y)$ tels que définis en [8].

$$\text{Le rendement de recentrage est : } R(y; v^G F_Y) = 1 + B_2(F_Y)y + C_2(y; F_Y). \quad [10]$$

La fonction d'influence recentrée peut être écrite aussi comme :

$$R(y; v^G F_Y) = 2 \frac{y}{\mu} v^G + \frac{(1-y)}{\mu} + \frac{2}{\mu} \int z F_Y(z) dz, \text{ avec une expression plus intuitive :}$$

$$R(y; v^G F_Y) = 2 \frac{y}{\mu} \left[F(y) - \frac{(1+v^G)}{2} \right] + 2 \left[\frac{(1-v^G)}{2} - GL(p; F_Y) \right] + v^G \text{ par intégration}$$

par parties, avec $\frac{(1+v^G)}{2}$ et $\frac{(1-v^G)}{2}$ correspondant respectivement aux zones situées au-dessus et au-dessous de la courbe de Lorenz. Comme le souligne Monti (1991), le premier terme n'est pas limité car il augmente le facteur $\frac{y}{\mu}$, tandis que le second est

⁵ On peut citer à ce propos Choe et Van Kerm (2014), Gradín (2016).

limité entre $(1 + v^G)$ et $(1 - v^G)$. Ainsi, le $R(y; v^G F_Y)$ est continu et convexe en y ; sa

dérivée première est égale à
$$\frac{2}{\mu \left[F_Y(y) - \frac{(1 + v^G)}{2} \right]}$$
.

Cette fonction atteint son minimum lorsque $F_Y(y) = (1 + v^G) / 2$. La fonction est théoriquement non limitée par le haut, mais en pratique elle atteint son maximum à la limite supérieure du support empirique de la distribution. Cela implique que l'indice de Gini n'est pas robuste à l'erreur de mesure dans les revenus élevés (Cowell et Victoria-Feser, 1996). Les coordonnées GL sont estimées en utilisant une série de points de données discrètes y_1, \dots, y_N , où les observations ont été ordonnées de sorte que $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_N$.

Considérons maintenant :

$$\hat{p}_t(y_i) = \frac{\sum_{j=1}^i \hat{\omega}_t(T_j)}{\sum_{j=1}^N \hat{\omega}_t(T_j)} \quad ; \quad \hat{H}_t(p(y_i)) = \frac{\sum_{j=1}^i \hat{\omega}_t(T_j) \cdot Y_j}{\sum_{j=1}^N \hat{\omega}_t(T_j)} \quad \text{tel que } t \in \{0;1\}$$

$$\hat{Q}(y_i) = \frac{\sum_{j=1}^i \hat{\omega}_C(T_j, X_j)}{\sum_{j=1}^N \hat{\omega}_C(T_j, X_j)} \quad ; \quad \hat{H}_C(p(y_i)) = \frac{\sum_{j=1}^i \hat{\omega}_C(T_j, X_j) \cdot Y_j}{\sum_{j=1}^N \hat{\omega}_C(T_j, X_j)}, \quad \text{avec : } H = GL \text{ et}$$

$Q = P_C$, où les numérateurs sont la somme des i valeurs ordonnées de y .

$\hat{R}(F_t)$, $t \in \{0;1\}$ et $\hat{R}(F_C)$ sont obtenus par intégration numérique de $\hat{H}_t(p(y_i))$ sur $\hat{p}_t(y_i)$, et de $\hat{H}_C(p(y_i))$ sur $\hat{Q}(y_i)$.⁶

Il existe d'autres applications pour lesquelles il est utile de décomposer l'impact des variables explicatives sur la variance des distributions des salaires logarithmiques. Citons par exemple, l'effet de compression des syndicats et de la fixation des salaires dans le secteur public (Firpo et al, 2018). Dans le cas échéant, les estimateurs de ces écarts peuvent être calculés comme :

$$\begin{aligned} \hat{\Delta}_0^{\sigma^2} &= \hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_0^2 \\ \hat{\Delta}_S^{\sigma^2} &= \hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_C^2 \\ \hat{\Delta}_X^{\sigma^2} &= \hat{\sigma}_C^2 - \hat{\sigma}_0^2 \end{aligned} \tag{11}$$

⁶ En pratique, nous utilisons simplement la commande Stata `integ` (Firpo et al, 2018).

Les estimations de $\hat{v}^G(F_t)$, $t \in \{0;1\}$, 1 et $\hat{v}^G(F_C)$ sont obtenues en substituant $\hat{R}(F_t)$ et $\hat{R}(F_C)$, ainsi que $\hat{\mu}_t$ et $\hat{\mu}_C$, dans l'équation [8]. Nous pouvons alors calculer les écarts pour les changements du coefficient de Gini comme dans [11]. Les régressions RIF sont estimées en remplaçant la variable dépendante habituelle Y , par la valeur estimée de RIF $d(y ; qt1, F)$.

Les coefficients de régression résultants (Firpo et al., 2018) sont donc :

$$\gamma_t^{qr} = \left[\sum_{i=1}^N \omega_t(T_i) X_i X_i' \right]^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N \omega_t(T_i) X_i RIF(Y_i; q_{\tau t}; F_t), t \in \{0;1\} \quad [12]$$

$$\gamma_C^{qr} = \left[\sum_{i=1}^N \omega_C(T_i; X_i) X_i X_i' \right]^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N \omega_t(T_i, X_i) X_i RIF(Y_i; q_{\tau C}; F_C) \quad [13]$$

On obtient par la suite :

$$\hat{\Delta}_S^{qr} = E[X, T = 1]' (\gamma_t^{qr} - \gamma_C^{qr}) \quad [14]$$

$$\hat{\Delta}_X^{qr} = E[X / T = 1] - E[X / T = 0]' \hat{\gamma}_0^{qr} + \hat{R}^{qr} \quad [15]$$

avec $\hat{R}^{qr} = E[X / T = 1]' (\hat{\gamma}_C^{qr} - \hat{\gamma}_0^{qr})$.

Des substitutions similaires dans [10] permettent l'estimation de $RIF(y; v_t^G; F_t)$ avec $t \in \{0;1\}$ et $RIF(y; v_C^G; F_C)$. Comme précédemment, la décomposition en termes de variables explicatives individuelles est réalisée en remplaçant $RIF(., q_{\tau}; F)$ par $RIF(., v^G; F)$ dans [12] et suivant.

3.3. Données et variables de l'étude

Ce paragraphe présente d'une part les données secondaires mobilisées pour cette étude. D'autre part, il décrit les variables retenues pour les estimations.

3.3.1. Données de l'étude

Les données proviennent de l'Enquête Nationale sur la Situation de l'Emploi et le Secteur Informel (ENSESI). Cette enquête fait partie d'une série de collecte de données réalisée par l'ex-Agence d'Etudes et de Promotion de l'Emploi (AGEPE) en 2016, avec l'appui technique de l'Institut National de la Statistique (INS). L'enquête s'avère être la mieux adaptée pour cette analyse car contrairement aux deux premières à savoir l'EEMCI et l'ENSETE, l'ENSESI a la particularité de se pencher sur le secteur informel. Ce secteur caractérisé par une précarité de l'emploi avec une diversité de mode de rémunération, regroupe, selon le rapport d'enquête, 93,6% des personnes au travail quel que soit la caractéristique socio-démographique considérée.

L'enquête a porté sur un échantillon de 10 392 ménages tirés de façon aléatoire sur l'ensemble du territoire national sur la base du recensement de la population et de l'habitat de l'année 2014. Le contrôle qualité a été effectué par l'Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée d'Abidjan (ENSEA).

Les données fournissent un ensemble d'informations socio-démographiques sur les personnes enquêtées. La population en emploi représente 97,2 % de la main d'œuvre, soit 8 418 055 personnes. De cette population sont extraits 1430 individus qui constituent notre échantillon de base. Les quatorze (14) districts que compte le pays sont regroupés en trois (3) grandes circonscriptions : le district autonome d'Abidjan ; les districts du Sud (Yamoussoukro, Lacs, Bas Sassandra, Comoé, Gôh-Djiboua, Lagunes, Montagnes, Sassandra-Marahoué) ; les districts du Nord (Denguélé, Savanes, Vallée du Bandama, Woroba, Zanzan). D'une part, ce regroupement (Sud et Nord) répond à un souci d'effectif ; certains districts présentant des effectifs très faibles. D'autre part, le retrait du district d'Abidjan est utile pour saisir les effets de proximité des zones proches et celles éloignées de la capitale économique.

3.3.2. Variables retenues

La variable dépendante de l'étude est le revenu mensuel. Celui-ci est calculé à partir de tout type de revenu déclaré par un individu ayant exercé une activité rémunérée. Il est analysé selon les districts. Le tableau 1 décrit la structure des variables explicatives retenues. Elles ont été sélectionnées à partir des travaux théoriques et empiriques mobilisés plus haut. Il s'agit de l'expérience professionnelle, du niveau d'éducation, du type d'enseignement suivi, du sexe, du secteur d'activités et du statut de l'emploi.

L'expérience professionnelle est une variable quantitative et continue mesurée en nombre d'années. Selon la théorie du capital, l'expérience devrait dans le temps augmenter la productivité de l'individu qui la capitalise et en conséquence, accroître son revenu. Ainsi, nous attendons des signes positifs au niveau de chaque district. Les individus ont en moyenne un peu plus de 7 années d'expérience (*cf. tableau 1*). Ces observations sont cohérentes car les données révèlent que près de la moitié des individus de l'échantillon (48%) a un âge compris entre 35 et 59 ans. L'introduction du carré de l'expérience dans les régressions permet de capter l'effet non linéaire de cette variable sur le niveau du revenu.

Le niveau d'éducation est une variable qualitative à deux modalités. Notre échantillon ne comporte que des individus ayant au moins un niveau secondaire⁷. Cette variable est notée 0 lorsque l'individu a un niveau secondaire et 1 lorsqu'il a le niveau supérieur. Tout comme l'expérience et en liant avec la théorie du capital humain, un niveau d'éducation élevé améliore également le niveau de revenu des individus. Ainsi, les signes des coefficients devraient être tous positifs.

⁷ Cette restriction est due à la prise en compte du type de formation suivie tel qu'expliqué par la suite (*cf. paragraphe sur le type de formation suivie*).

Le tableau 1 révèle que 11% des individus de notre échantillon ont un niveau supérieur dans les districts du Nord et ceux du Sud. Ce taux s'établit à 23% dans le district d'Abidjan.

En plus de l'expérience et du niveau d'éducation, le modèle de capital humain tient compte du type de formation suivie. Cette variable est construite à partir des diplômes déclarés. La formation est dite « générale » et prend la valeur 0 lorsque l'individu déclare avoir obtenu l'un des diplômes suivants : CEPE, BEPC, BAC, Deug/Dues/Duel, Licence, Maîtrise, DEA, Doctorat. Elle est dite « technique » et prend la valeur 1 pour les diplômes de CAP, BEP, BP, BT, BTS, DUT, Ingénieur, MBA/Master, DESS. En Côte d'Ivoire, les formations techniques et professionnelles ne démarrent qu'au niveau secondaire. Selon le tableau 1, seulement 11% des individus de notre échantillon a suivi une formation technique. Les statistiques précisent que le district d'Abidjan compte le plus d'individus dans ce cas. Ainsi, l'on devrait observer des impacts différents du type de formation sur le revenu selon les districts.

Tableau 1 : Statistique descriptive

Variables	District d'Abidjan		Districts du Sud		Districts du Nord		Ensemble	
	Moy.	Ec.-ty	Moy.	Ec.-ty	Moy.	Ec.-ty	Moy.	Ec.-ty
Revenu mensuel (log)	11.15	1.289	10.66	1.568	10.87	1.510	10.85	1.492
Expérience	7.326	7.326	7.975	8.501	7.467	8.156	7.698	8.303
Niveau d'éducation (Secondaire vs Supérieur)	0.233	0.233	0.115	0.319	0.113	0.317	0.148	0.356
Type de formation suivie (Général vs Technique)	0.193	0.193	0.069	0.254	0.095	0.294	0.109	0.312
Sexe (Homme vs Femme)	0.306	0.306	0.239	0.427	0.252	0.434	0.261	0.439
Secteur d'activités (Moderne vs Informel)	0.651	0.651	0.798	0.400	0.694	0.461	0.738	0.439
Statut de l'emploi (Salarié vs indépendant)	0.280	0.280	0.560	0.496	0.448	0.497	0.456	0.498

Note : Les premières modalités sont les modalités de référence

Source : Calculs des auteurs, à partir de l'ENSESI (2016).

La variable « sexe » est retenue pour saisir les effets de genre dans l'explication des disparités de revenus. C'est une variable qualitative qui prend la valeur 1 si l'individu est de sexe féminin et 0 si non. Les statistiques par district montrent que les femmes représentent le 1/4 de notre échantillon. La plupart des travaux soulignent que les femmes perçoivent de faibles revenus comparativement aux hommes. Le secteur d'activités est aussi pertinent dans l'explication des différences de gains.

Cette variable est qualitative et dichotomique : 0 si l'individu exerce une activité du secteur moderne et 1 s'il est plutôt dans le secteur informel. Selon les théories du dualisme du marché du travail (Cain, 1976), le secteur informel par opposition au secteur moderne, est celui qui offre des conditions de travail moins attrayantes avec de faibles revenus. Environ 7 individus sur 10 sont dans le secteur informel (*cf. tableau 1*). Il est attendu un effet négatif quel que soit le district.

Le secteur d'activités est croisé avec le sexe pour saisir les effets combinés du sexe et du secteur d'activités sur le niveau de revenu. Ainsi, la variable « *Sexe*secteur d'activités* » prend la valeur 1 si l'individu est une femme exerçant dans le secteur informel et 0 sinon. Avec l'importance du secteur informel et la situation défavorable des femmes, la variable croisée devrait exercer une influence négative sur le niveau de revenu des individus. Le statut dans l'emploi est également retenu pour les analyses. C'est une variable à deux modalités. L'individu est soit dans un emploi salarié (0) ou soit dans un emploi indépendant (1). Pour résorber le chômage dans les pays en développement, les théoriciens prônent l'auto-emploi. L'intérêt ici est de savoir si ce statut assure un certain niveau de revenu. Toutefois, on observe que plus de la moitié des individus des districts du Sud sont dans un emploi indépendant (*cf. tableau 1*). Selon les proportions par district, les signes attendus de cette variable sont indéterminés.

4. Résultats économétriques et discussions

La discussion des résultats obtenus est organisée en deux points. Le premier point discute des déterminants des revenus et le second, des inégalités de revenus selon les districts.

4.1. Déterminants des revenus selon les districts

Les variables explicatives incluses dans les régressions reflètent les différents facteurs susceptibles d'influencer ou modifier le niveau de revenus des individus. Les coefficients des estimations par la méthode RIF exprimant les déterminants des revenus mensuels selon les districts, mis en évidence par quantiles (10^e, 50^e et 90^e), sont consignés dans le tableau 2. De manière générale, on note que les variables retenues expliquent à des niveaux et degrés différents avec des signes variés, le revenu selon les quantiles. En effet, les variables ne sont pas toutes significatives. De plus, les degrés de significativité de celles qui le sont diffèrent selon les quantiles. Certains coefficients de variables comme l'expérience, le niveau d'éducation et le secteur d'activités présentent des signes identiques d'un quantile à l'autre. D'autres variables (type de formation suivie et sexe) affichent des signes négatifs ou positifs suivant les districts.

De manière plus précise, les résultats révèlent que l'expérience améliore fortement le niveau de revenu de l'individu sur l'ensemble de la population confirmant ainsi l'analyse statistique. Les coefficients obtenus sont tous positifs et significatifs à 1%. En revanche, cet effet s'amointrit à mesure que l'on passe du quantile inférieur au quantile supérieur. Ainsi, l'expérience professionnelle accroît au taux de 8% le niveau de revenu pour le 10^e quantile pendant qu'il chute à environ 6% puis à 5% respectivement pour les 50^e et 90^e quantiles.

L'analyse par district souligne que dans le district d'Abidjan, l'expérience tend à améliorer de façon continue et décroissante le niveau de revenu de l'individu du bas vers le haut de la distribution. Ce qui n'est pas le cas dans les autres. L'expérience est élevée au carré afin de saisir les effets quadratiques de cette variable sur le niveau de revenu de l'individu. Ce résultat montre un impact négatif et exprime un effet de seuil. Le niveau d'éducation a un effet positif et continue sur l'entièreté de la distribution de revenus avec des coefficients positifs et significatifs à 1%. Ce résultat est similaire à ceux obtenus par Lemieux (2006), Fortin et al. (2011) et Galego (2014).

Leurs travaux montrent que des niveaux d'éducation élevés sont associés à des niveaux de revenus plus élevés tel que préconisé par la théorie du capital humain (Becker, 1964). Selon les districts, le niveau supérieur explique positivement et significativement (à au moins 5% le quantile 90) le revenu excepté le district du Nord. Le type de formation suivie par l'individu explique positivement et fortement le niveau de revenu pour l'ensemble de la distribution mais plutôt pour les quantiles inférieurs (10^e et 50^e). Ainsi, avoir un diplôme de type technique n'explique pas un revenu élevé. En outre, les résultats du tableau 2 présentent des effets différenciés selon les districts. Dans le district d'Abidjan, la formation technique a un impact positif et significatif sur les revenus moyens pendant qu'il explique selon le même effet les faibles revenus dans les districts du Sud. Cette variable n'exerce statistiquement aucune influence sur le revenu dans le district du Nord. Ainsi, ces résultats révèlent que ce type de formation est moins sollicité à mesure que l'on s'éloigne de la capitale. Cela témoigne de la concentration des activités nécessitant une formation technique dans le district d'Abidjan et environ.

La variable « sexe » présente également des effets distincts d'un quantile à l'autre pour l'ensemble de l'échantillon. Le coefficient de cette variable est positif et significatif au bas de la distribution (10^e quantile) mais négatif et significatif au sommet (90^e quantile). Ainsi, être une femme réduit les chances d'avoir un niveau de revenu élevé. Ce résultat est contraire à celui obtenu par Lemieux (2006). Les mêmes analyses valent pour les districts du Nord. Cependant, malgré la non-significativité des coefficients dans les districts d'Abidjan et ceux du Sud, il importe de relever l'effet réducteur du sexe féminin sur les niveaux de revenu élevés (signe négatif des coefficients).

Le secteur d'activités est déterminant dans l'explication des revenus en Côte d'Ivoire. Le coefficient associé à cette variable est négatif et fortement significatif sur l'ensemble de la distribution et selon les différents districts. Dans ce sens, exercer une activité dans le secteur informel plutôt que dans le secteur moderne a pour effet de réduire le niveau de revenu de l'individu. Toutefois et quand bien même le coefficient de la variable ne soit pas significatif, l'exercice d'une activité informelle explique positivement les faibles revenus dans le district d'Abidjan. Ce résultat est conforme à nos attentes car le 1/4 des individus résidant dans ce district exerce dans le secteur informel. De plus, ce résultat vérifie les préceptes de la théorie du dualisme du marché du travail (Doeringer et Piore, 1971). La variable croisée « sexe*secteur d'activités » est introduite dans les régressions pour saisir les effets combinés du sexe et du secteur d'activités sur le niveau de revenu. Il apparaît que le coefficient de cette variable est négatif au bas et au milieu de la distribution mais positif au sommet.

Tableau 2 : Déterminants du revenu selon les districts en Côte d'Ivoire

Variables	District d'Abidjan			Districts du Sud			Districts du Nord			Ensemble		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
Expérience	14.32***	6.318***	6.014**	10.25***	4.556***	8.181***	0.998	9.214***	-4.131	8.339***	5.717***	5.068***
	(3.642)	(1.866)	(2.893)	(2.478)	(1.471)	(2.151)	(5.621)	(2.581)	(3.132)	(2.089)	(1.079)	(1.587)
Expérience au carré	-35.05***	-8.253	-2.765	-28.60***	-8.015*	-14.52**	6.825	-16.65**	22.30**	-21.63***	-10.13***	-4.270
	(10.25)	(5.298)	(11.34)	(8.285)	(4.421)	(6.795)	(17.70)	(8.248)	(11.15)	(6.914)	(3.333)	(5.682)
Niveau supérieur^(d)	0.295	0.367*	0.387**	0.030	0.287*	0.542***	0.393	0.256	0.264	-0.059	0.331***	0.452***
	(0.543)	(0.206)	(0.185)	(0.228)	(0.148)	(0.154)	(0.617)	(0.214)	(0.188)	(0.212)	(0.109)	(0.098)
Formation technique^(e)	0.311	0.279*	-0.218	0.486***	0.195	0.007	0.312	0.416	0.402	0.371***	0.427***	0.051
	(0.223)	(0.143)	(0.177)	(0.089)	(0.181)	(0.416)	(0.432)	(0.264)	(0.365)	(0.135)	(0.101)	(0.174)
Femme^(f)	0.216	-0.288	-0.211	0.042	-0.061	-1.046	0.393*	0.133	-0.999**	0.134*	-0.038	-0.657**
	(0.179)	(0.227)	(0.422)	(0.061)	(0.215)	(0.743)	(0.237)	(0.247)	(0.450)	(0.069)	(0.118)	(0.328)
Secteur informel^(g)	0.101	-0.723***	-0.436**	-0.660***	-1.048***	-2.881***	-0.501	-1.211***	-1.393***	-0.547***	-0.894***	-1.567***
	(0.262)	(0.149)	(0.196)	(0.173)	(0.140)	(0.357)	(0.443)	(0.215)	(0.280)	(0.141)	(0.089)	(0.169)
Sexe*secteur d'activités	-0.499	-0.274	-0.010	-0.252	-0.638***	0.991	0.597	-0.436	0.613	-0.058	-0.451***	0.545
	(0.338)	(0.269)	(0.449)	(0.227)	(0.245)	(0.748)	(0.513)	(0.339)	(0.473)	(0.191)	(0.148)	(0.337)
Travailleur indépendant^(h)	0.845***	0.022	-0.346**	-0.030	0.003	0.036	0.906*	0.129	-0.471***	0.458***	0.252***	-0.071
	(0.306)	(0.130)	(0.162)	(0.196)	(0.113)	(0.100)	(0.518)	(0.191)	(0.144)	(0.161)	(0.078)	(0.074)
Constance	6.988***	10.86***	12.38***	9.166***	10.87***	13.34***	6.942***	10.68***	13.78***	8.548***	10.41***	12.67***
	(1.146)	(0.510)	(0.480)	(0.614)	(0.388)	(0.518)	(1.465)	(0.559)	(0.481)	(0.515)	(0.271)	(0.289)
R² ajusté	0.072	0.233	0.096	0.043	0.174	0.233	0.033	0.244	0.142	0.036	0.201	0.151
Nombre d'observations	465			864			308			1 637		

Note : Les lettres (a), (b) et (c) correspondent respectivement aux quantiles 10, 50 et 90. Les modalités de référence sont le niveau secondaire (d), la formation générale (e), les hommes (f), le secteur moderne (g) et l'emploi salarié (h). Les écart-types sont entre parenthèses.

*Note : *** = significatif à 1% ; ** = significatif à 5% et * = significatif à 10%.*

Source : Calculs des auteurs, à partir de l'ENSESI (2016).

Cependant, ce coefficient est seulement significatif à 1% pour le quantile 50 (Districts du Sud et ensemble). Ainsi, être une femme exerçant dans le secteur informel est associé à un niveau de revenu peu élevé. Les résultats révèlent que le statut dans l'emploi (indépendant ou salarié) influence également le niveau de revenu. En effet, travailler à son propre compte (travail indépendant) a un effet positif et significatif du bas au milieu de la distribution. Ainsi, le travail indépendant n'améliore pas le niveau du revenu de l'individu dans la grande majorité des cas. Cette variable est négative et significative au quantile 90 pour le district d'Abidjan et ceux du Nord. Ainsi, le travail indépendant n'est pas associé à des revenus élevés dans ces districts.

En somme, l'analyse des déterminants des revenus souligne que les variables relatives au capital humain, expliquent fortement le niveau de revenu des individus. Cependant, l'on observe des spécificités et des disparités selon les districts. La méthode de l'indice de Gini permet de comprendre ces disparités.

4.2. Inégalités de revenus selon les districts

Les différences d'opportunités d'emploi ou d'activités génératrices de revenus entre Abidjan et les autres villes du pays laissent entrevoir des inégalités de revenus selon ces circonscriptions. Cette appréhension s'avère être confirmée par les résultats de l'analyse de la variance (*cf. tableau 4*). En effet, le test de Bartlett conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des variances entre groupes. On en déduit que le district est une variable discriminante du revenu. Le test permet de préciser que seulement 0.09% de la variance des revenus provient d'une variance entre les districts. De ce fait, la principale source de variance des revenus (99.91%) provient d'une hétérogénéité à l'intérieur de chaque district.

Tableau 4 : Variance du revenu selon les districts

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between groups	18 899e+11	2	94 495e+10	0.70	0.494
Within groups	20 485e+14	1527	13 415e+11		
Total	20 504e+14	1529	13 410e+14		
Bartlett's test for equal variances $\chi^2(2) = 3.9e+03$ $\text{Prob} > \chi^2 = 0.000.$					

Source : Calculs des auteurs, à partir de l'ENSESI (2016)

Le tableau 3 résume les résultats RIF-Gini des coefficients des estimateurs exprimant les déterminants des inégalités de revenus selon les districts. Dans l'ensemble, il ressort que les inégalités diminuent avec l'expérience, le type de formation suivie et le secteur d'activités. Cependant, ces inégalités augmentent avec le niveau d'éducation et le statut dans l'emploi.

Selon les districts, il n'y a aucune relation statistiquement significative entre les inégalités de revenus et l'expérience dans le district d'Abidjan et ceux du Nord.

Tableau 3 : Déterminants des inégalités de revenu selon les districts

Variables	District d'Abidjan	Districts du Sud	Districts du Nord	Ensemble
Expérience	-0.094 (0.096)	-0.209** (0.093)	-0.152 (0.168)	-0.163** (0.064)
Expérience au carré	0.286 (0.324)	0.565* (0.291)	0.294 (0.517)	0.435** (0.204)
Niveau supérieur ^(a)	0.003 (0.010)	0.006 (0.009)	-0.009 (0.014)	0.002 (0.006)
Formation technique ^(b)	-0.010 (0.007)	-0.007 (0.012)	-0.018 (0.018)	-0.010 (0.006)
Femme ^(c)	-0.004 (0.012)	-0.012 (0.018)	0.005 (0.023)	-0.005 (0.010)
Secteur informel ^(d)	0.002 (0.007)	-0.032*** (0.010)	-0.013 (0.015)	-0.016*** (0.006)
Sexe*secteur d'activités	0.003 (0.014)	0.008 (0.019)	-0.028 (0.027)	-0.000 (0.011)
Travailleur indépendant ^(e)	0.017*** (0.006)	0.015** (0.006)	-0.023* (0.013)	0.017*** (0.004)
Constance	0.086*** (0.024)	0.117*** (0.024)	0.151*** (0.038)	0.114*** (0.016)
R² ajusté	0.016	0.008	0.001	0.009
Nombre d'observations	465	864	308	1637

Notes : Les modalités de références sont respectivement le niveau secondaire (a), la formation générale (b), les hommes (c), le secteur moderne (d) et l'emploi salarié (e). Les écart-types sont entre parenthèses.

**** = significatif à 1% ; ** = significatif à 5% et * = significatif à 10%.*

Source : Calculs des auteurs, à partir de l'ENSESI (2016).

Cependant, la relation négative existante entre les deux variables permet de présager que l'expérience réduit les inégalités dans les districts du Sud où le coefficient est significatif. L'effet du niveau d'éducation sur les inégalités n'est statistiquement significatif dans tous les districts. En outre, la relation positive dans les districts d'Abidjan et du Sud puis négative dans les districts du Nord entre les inégalités et un niveau d'éducation supérieur décrit respectivement un effet à la hausse et un effet à la baisse suivant les districts. Une des raisons pour laquelle l'éducation est un déterminant pertinent des inégalités est qu'elle conditionne l'entrée sur le marché du travail et le secteur d'activité (Alkemade et al. 2021). Ainsi, un niveau d'éducation élevé tend à réduire les inégalités dans les districts du Nord.

Le sexe n'a pas d'influence statistiquement significative sur les inégalités quel que soit le district. Cependant, il existe une relation négative entre l'inégalité et cette variable dans les districts d'Abidjan et du Sud. Cette relation est plutôt positive dans les districts du nord. Ainsi, le sexe semble être un facteur accroissant les inégalités dans le Nord.

Ce résultat pourrait se comprendre d'une part, par les principes religieux et traditionnels reléguant les femmes aux travaux domestiques dans ces contrées et d'autre part, par la faiblesse du niveau d'éducation de celles-ci dans ces régions. En outre, on note que les inégalités se réduisent avec le secteur informel dans les districts du Sud (significatif à 1%) et ceux du Nord. On observe un effet contraire dans le District d'Abidjan (même si cette influence n'est pas statistiquement significative) du fait de la prépondérance des activités informelles non agricoles à Abidjan et environ.

De plus, être une femme et exercer une activité du secteur informel accroît les inégalités dans les districts d'Abidjan et ceux du Sud. La majorité des femmes étant dans l'informel, ces résultats témoignent des difficultés financières auxquelles celles-ci sont confrontées. L'emploi indépendant augmente les inégalités dans les districts d'Abidjan et ceux du Sud mais diminue celles-ci dans les districts du Nord. L'effet de cette variable s'amenuise à mesure que l'on s'éloigne de la capitale. Ceci pourrait se comprendre par la rareté des opportunités d'emploi dans ces régions.

5. Conclusion

Cette étude vise à analyser les déterminants des inégalités de revenus en Côte d'Ivoire. Cette analyse a été précédé par l'examen des facteurs susceptibles d'expliquer la distribution des revenus. L'étude a été possible par l'utilisation des données issues de l'Enquête Nationale sur la Situation de l'Emploi et le Secteur Informel (ENSESI) de 2016 auxquelles nous avons appliquées la méthode de la fonction d'influence recentrée (RIF) proposée par Lemieux (2006) et Fortin et al. (2011).

Il ressort de l'analyse des déterminants du revenu que l'expérience professionnelle, le niveau d'éducation, le type d'éducation suivi, le sexe, le secteur d'activités, le statut dans l'emploi sont des facteurs explicatifs des revenus en Côte d'Ivoire, avec des effets différenciés selon les quantiles et selon les districts. Par ailleurs, l'examen des déterminants des inégalités des revenus révèlent que dans l'ensemble, les inégalités diminuent avec l'expérience, le type de formation suivie et le secteur d'activités. Cependant, les inégalités augmentent avec le niveau d'éducation et le statut dans l'emploi. Suivant les districts, l'expérience réduit les inégalités dans les districts du Sud. Un niveau d'éducation élevé tend à réduire les inégalités dans les districts du Nord tandis qu'il accroît les inégalités dans les districts d'Abidjan et du Sud. Le sexe semble être un facteur accroissant les inégalités dans les districts du Nord. Le secteur informel réduit les écarts de revenus dans les districts du Sud et ceux du Nord, mais accroît les écarts de revenus dans les districts d'Abidjan. L'emploi indépendant, tout comme lorsqu'une femme exerce dans le secteur informel augmente les inégalités dans les districts d'Abidjan et ceux du Sud mais diminue celles-ci dans les districts du Nord.

En somme, un niveau d'éducation élevé assure un meilleur gain à l'individu dans la distribution des revenus en Côte d'Ivoire. Mais, la formation technique (depuis le secondaire) a un effet plus accentué du bas au milieu de la distribution. Il est de même pour l'expérience professionnelle des individus. Le travail indépendant réduit le rendement des revenus tout comme lorsqu'une femme exerce dans le secteur informel.

Pour finir, le secteur informel quel que soit l'individu donné ne contribue pas à améliorer les revenus en Côte d'Ivoire.

L'étude suggère que de grands pôles de développement soient créés dans les villes de l'intérieur afin d'accroître les opportunités d'emploi. L'ouverture de plusieurs centres de formation technique est indispensable pour accroître le nombre d'individus formés aux métiers.

6. Références bibliographiques

- AEJ (2016). *Enquête Nationale sur la Situation de l'Emploi et le Secteur Informel (ENSESI) : Rapport descriptif sur la situation de l'emploi, tome 1*. République de Côte d'Ivoire.
- AGEPE (2014). *Enquête Nationale sur la Situation de l'Emploi et le Travail des Enfants (ENSETTE 2013) : Rapport descriptif sur la situation de l'emploi*. République de Côte d'Ivoire.
- Alkemade P., Checchi D., Cissé S., Coulibaly A., Anda D., Koné A., Munzi T., Sodio G., Sougane A. (2021). Analyse des inégalités de revenu au Mali. *Agence française de développement*, pp. 1-56.
- Azam, M., Bhatt V., (2018). Spatial Income Inequality in India, 1993–2011: A Decomposition Analysis. *Soc Indic Res*, Volume 138, Issue 2, N°5, pp. 505-522.
- Becker, G. (1964). Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special References to Education. *Columbia University Press*.
- Blinder, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, vol. 8, N°4, pp. 436-455.
- Kerwin, C. K., & Guryan, J. (2008). Prejudice and Wages: An Empirical Assessment of Becker's *The Economics of Discrimination*. *Journal of Political Economy*, 116 (5), pp. 773-809. <https://doi.org/10.1086/593073>
- Cain G. (1976). The Challenge of Segmented Labour Market-Theories to Orthodox theory: A Survey. *Journal of Economic Literature*. Vol. 14, N°4 (December 1976), pp. 1215-1257.
- Choe, C., Van Kerm, P. (2014). Foreign Workers and the Wage Distribution: Where Do They Fit in? *Luxembourg Institute of Socio-Economic Research (LISER)*, Working Paper Series 2014-02.
- Coxell, F., Victoria-Feser M.-P. (1996). Poverty measurement with contaminated data: A robust approach. *European Economic Review*, Vol. 40, Issue 9, pp. 1761-1771.
- Delin Z., Wai C. L., Tsun S. C., Huaqing W., Baoyu P. (2019). Revisiting income inequality in rural China: a decomposition by regression approach. *Journal of*

- the Asia Pacific Economy*, Vol. 24, Issue 3, pp. 452-467.
doi.org/10.1080/13547860.2019.1622294
- Doeringer P., Piore M. (1971). *Labour Markets and Manpower Analysis*. Lexington, Lexington books.
- Firpo S., Fortin N., Lemieux T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3) : 953-973.
- Firpo S., Fortin N., Lemieux T. (2011). Decomposition methods in economics. *Handbook of labor economics*, Vol. 4, Part A, pp. 1-102.
- Firpo S., Fortin N., Lemieux T. (2011). Occupational Tasks and Changes in Wage Structure. *IZA Discussion Paper No. 5542*.
- Firpo S., Fortin N., Lemieux T. (2018). Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions. *Econometrics*, Vol. 6, Issue 2, 28, pp. 1-40. <https://doi.org/10.3390/econometrics6020028>.
- Galego A., Pereira P. (2014). Decomposition of regional wage differences along the wage distribution in Portugal: the importance of covariates. *Environment and Planning A*, Vol. 46, Issue 10, pp. 2514-2532.
- Gradín C. (2016). Why is Income Inequality so High in Spain? Income Inequality Around the World, *Research in Labor Economics*, Vol. 44. pp. 109-177. DOI: 10.1108/S0147-912120160000044011.
- Hampel F. (1974). The Influence Curve and Its Role in Robust Estimation. *Journal of the American Statistical Association*, Volume 69, N°346, pp. 383-393. <http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1974.10482962>
- Havet N. (2004). Écart salarial et disparités professionnelles entre sexes : développements théoriques et validité empirique. *L'Actualité économique*, 80 (1), 5-39.
- INS (2018). *Enquête Harmonisée sur les Conditions de Vie des Ménages (EHCVM) - Profil de pauvreté de la Côte d'Ivoire 2018*. République de Côte d'Ivoire.
- Landmesser J. (2016). Decomposition of differences in income distributions using quantile regression. *Statistics in transition new series*, 17(2): 331-348.
- Lemieux T. (2006). Postsecondary Education and Increasing Wage Inequality. *American Economic Review*, 96 (2): 195-199.
- Mastronardi L., Cavallo A. (2020). The Spatial Dimension of Income Inequality: An Analysis at Municipal Level. *Sustainability*, Vol. 12, N°4 :1622. <https://doi.org/10.3390/su12041622>.
- Ministère du Plan et du Développement (2016), *Plan National de Développement (PND 2016-2020): Diagnostic stratégique de la Côte d'Ivoire sur la trajectoire de l'émergence, Tome 1*. République de Côte d'Ivoire.
- Monti A. (1991). The study of the Gini concentration ratio by means of the influence function. *Statistica*, 51(4), pp. 561-580.

- Ndoye A. Z. J. (2015). Unconditional quantile regression-based decomposition method: evidence from rural urban inequality in Senegal. *Document de recherche*. Laboratoire d'Economie Orléans (LEO), University of Orleans
- Szymanski S., (2000). A Market Test for Discrimination in the English Professional Soccer Leagues. *Journal of Political Economy*, Vol. 108, N°3, pp. 590-603. <https://doi.org/10.1086/262130>.
- Oaxaca R., Ransom M. (1988). Searching for the effect of unionism on the wage of union and nonunion workers. *Journal of labour research*, vol 9, Issue 2, pp. 139-148.