

Capital humain et Inégalités de revenu en Afrique : Une étude empirique sur données de panel

Human Capital and Income Inequality in Africa: An Empirical Panel Data Study

Youssef BOURDANE, (Docteur en Economie)

Laboratoire d'Economie Appliquée

Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales - Agdal

Université Mohammed V de Rabat

Abdellatif CHATRI, (Enseignant-Chercheur)

Laboratoire d'Economie Appliquée

Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales - Agdal

Université Mohammed V de Rabat

Adresse de correspondance :	Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociale-Agdal Avenue des Nations-Unies Agdal - Rabat – MAROC, B.P.721 Université Mohammed V de Rabat Maroc (Rabat) 10090 +212 537 77 27 32
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude et ils sont responsables de tout plagiat dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	BOURDANE, Y., & CHATRI, A. (2024). Capital humain et Inégalités de revenu en Afrique : Une étude empirique sur données de panel. <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 5(7), 102-128. https://doi.org/10.5281/zenodo.12682776
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

Received: May 30, 2024

Accepted: July 05, 2024

Capital humain et Inégalités de revenu en Afrique : Une étude empirique sur données de panel

Résumé :

Ce papier tente d'apporter des preuves empiriques sur la contribution du capital humain dans la réduction des inégalités de revenus pour un panel de 15 pays africains sur la période 1980 -2014. Les techniques d'estimation en panel dynamique utilisées ont permis de faire ressortir d'importants résultats. D'abord, l'expansion de l'éducation dans les pays concernés ne semble pas avoir été accompagnée par la réduction des inégalités de revenus. Deuxièmement, nos résultats confirment l'impact différencié des niveaux d'éducation sur les inégalités de revenu. En effet, si l'expansion de l'enseignement secondaire semble avoir été associée positivement avec les inégalités de revenu, celle des enseignements primaire et tertiaire semblent avoir réduit, bien que très faiblement, ces inégalités au sein des pays de notre échantillon. Troisièmement, nos résultats montrent que plus que l'expansion de l'éducation, c'est plutôt la réduction des inégalités éducatives qui semblait être le facteur déterminant de réduction des inégalités de revenu dans les pays concernés. Ces résultats suggèrent, outre la poursuite des efforts visant l'expansion de l'enseignement notamment primaire, d'améliorer la qualité d'éducation, à même de permettre de rehausser son rendement et de réduire, à terme, les inégalités de revenu. Pareillement, l'accélération du processus de transformation structurelle des économies africaines permettrait, par une utilisation accrue du travail qualifié, d'accroître le rendement des niveaux supérieurs d'enseignement et, à terme, une répartition plus égalitaire du revenu.

Mots clés : Inégalité éducative, niveau d'éducation, inégalité des revenus, Afrique, GMM en système.

JEL Classification : D30, I21, O55

Type du papier : Recherche empirique

Abstract:

This paper attempts to provide empirical evidence on the contribution of human capital in reducing income inequality for a panel of 15 African countries over the period 1980 -2014. The dynamic panel estimation techniques used to bring out important results. Firstly, the expansion of education in the countries concerned does not seem to have been accompanied by a reduction in income inequalities. Secondly, our results confirm the differential impact of education levels of income inequality. Indeed, while the expansion of secondary education seems to have been positively associated with income inequality, the expansion of primary and tertiary education seems to have reduced inequality, albeit very slightly, within the countries in our sample. Thirdly, our results show that more than the expansion of education, it is rather the reduction of educational inequalities that seems to be the determining factor in reducing income inequalities in the countries concerned. In addition to continuing efforts to expand education, particularly at the primary level, these results suggest the need to improve the quality of education, which in turn will raise its performance and ultimately reduce income inequalities. Similarly, accelerating the process of structural transformation of African economies would, through greater use of skilled labor, increase the yield from higher levels of education and, ultimately, a more egalitarian distribution of income.

Keywords: Educational inequality, education level, income inequality, Africa, GMM system.

Classification JEL: D30, I21, O55

Paper type: Empirical Research

1. Introduction

Si les recherches sur les inégalités remontent à très loin (Kuznets, 1955), elles ont connu, néanmoins, un renouveau considérable durant la dernière décennie (Piketty, 2014 ; Clements et al., 2015 ; Dabla-Norris et al., 2015 ; Stiglitz, 2015 ; Alvaredo et al., 2018 ; Hanushek et Woessmann, 2020 ; Molla, 2021 ; Munir et al., 2023). Il en ressort que l'augmentation des inégalités est attribuable à une série de facteurs, dont la mondialisation, la libéralisation des marchés des facteurs et des produits ; les changements technologiques ; l'augmentation de la participation des travailleurs peu qualifiés au marché du travail ; la baisse de la part de la main-d'œuvre de haut niveau ; les taux marginaux d'imposition des revenus ; le pouvoir de négociation des hauts revenus... (Hoeller, Joumard et Koske, 2014). Si tous ces facteurs sont considérés comme importants, le capital humain incorporé occupe souvent le devant de la scène (Morrisson et al., 2013 ; Castélló et al., 2017).

En particulier, la littérature disponible montre que l'expansion de l'éducation est non seulement importante pour la croissance économique (Barro, 2013), mais peut également contribuer à briser la transmission intergénérationnelle de la pauvreté et à réduire les inégalités des revenus (Kotera et al., 2017 ; Gregg et al., 2019). Cependant, le processus à travers lequel l'expansion de l'éducation exerce son impact sur les inégalités semble plus complexe qu'il n'y paraît (Chiswick, 1968 ; Knight et Sabot, 1983). En témoigne l'ambivalence des résultats de la littérature empirique sur le véritable impact de l'éducation sur les inégalités. Si certains travaux ont abouti à un effet négatif (De Gregorio et Lee, 2002 ; Yang et Qui, 2016 ; Coady et Dizioli, 2018 ; Ozdemir, 2020), d'autres n'ont trouvé aucun effet significatif sur la réduction des inégalités de revenu (Ram, 1990 ; Park, 1996), voir même un effet aggravant ces inégalités (Ferreira et al., 2008 ; Shimeles et Nabassaga, 2017)

Ces résultats contradictoires ont orienté les recherches vers une autre direction ; celle de savoir dans quelle mesure la réduction des inégalités en matière d'éducation affecte celles des revenus (Checchi 2001 ; Mayer 2010 ; Bloome et al., 2018). Là aussi la littérature fournit des résultats ambivalents. Si certains travaux montrent qu'une plus grande dispersion de l'éducation a un effet inégalitaire sur la distribution des revenus, d'autres études n'identifient aucun effet significatif de l'inégalité de la scolarisation sur l'inégalité des revenus (Ram, 1984 ; Földvári et Van Leeuwen, 2011). Par ailleurs, cette littérature semble converger sur le fait que l'impact des inégalités d'éducation sur celles du revenu est inversement relié au niveau de développement des pays. En effet, plusieurs travaux soutiennent une relation positive et statistiquement significative entre les inégalités de scolarisation et les inégalités de revenu pour les économies en développement (Coady et Dizioli, 2017 ; Lee et Lee, 2018).

Les résultats ambivalents de la relation entre l'éducation et les inégalités mettent en évidence les autres canaux pouvant affecter les inégalités de revenus. Si, le changement technologique occupe, à cet égard, une place centrale (Jaumotte et al., 2013 ; Kharlamova et al., 2018), dans les économies avancées, il n'en demeure pas moins que pour de nombreux pays en développement, ce canal ne semble pas fonctionner de façon appropriée, en raison notamment de la faiblesse de l'accumulation et de la qualité de leur capital humain. Ceci serait particulièrement vrai pour les pays d'Afrique où la faible qualité des institutions éducatives affecte l'égalité d'accès à une éducation de qualité et, par voie de conséquence, la répartition des revenus (Wedgwood, 2007).

En effet, la littérature sur les inégalités en Afrique (Okojie et Shimeles, 2006 ; Van de Walle, 2009) met l'accent sur deux conclusions générales. La première se concentre sur le niveau étonnamment élevé des inégalités, tandis que la seconde met l'accent sur les coûts de développement de celles-ci.

Certains travaux ont tenté, par ailleurs, d'examiner le profil régional de l'inégalité (urbain contre rural, par exemple Bigsten et al., 2003 ; Ssewanyana et al., 2004), ou le profil de cette inégalité

par catégorie de revenu (Woolard et al., 2000 ; Ssweanyana et al., 2004). Néanmoins, très peu d'études ont examiné de manière empirique les déterminants de l'inégalité des revenus (Milanovic, 2003 ; Anderson et McKay, 2004) et, encore moins, la contribution exacte de l'éducation à la répartition des revenus.

Ce papier entend alors combler ce gap et vise, à l'aide de l'estimateur GMM en système, à mettre en évidence l'impact de l'éducation sur les inégalités des revenus dans un panel de pays africains au cours des quatre dernières décennies. Il contribue à la littérature actuelle de plusieurs manières. D'abord, il porte sur un panel de pays africains où notre connaissance sur l'impact de l'éducation sur la répartition des revenus est très limitée. Deuxièmement, il développe plusieurs spécifications à même d'identifier le niveau d'enseignement qui affecte le plus la répartition des revenus. Troisièmement, il va au-delà de l'analyse des effets de la scolarisation sur les inégalités, pour tenir compte aussi des effets de l'inégalité d'accès à l'éducation. La dernière et non des moindres contributions de cet article réside dans sa portée essentiellement opérationnelle. Ses résultats peuvent notamment aider à concevoir des interventions ciblées susceptibles d'améliorer la contribution de l'éducation dans la réduction des inégalités de revenu en Afrique.

Le reste du papier est organisé de la manière suivante. La section 2 passe brièvement en revue la littérature théorique et empirique sur la relation existante entre l'éducation et les inégalités de revenu. La section 3 présente la méthodologie de recherche, en mettant en lumière la stratégie d'estimation et les variables sélectionnées, l'échantillon ainsi que les faits stylisés sur l'évolution de nos variables d'intérêt. La section 4, présente et discute les résultats obtenus. La section 5 conclut.

2. Revue de littérature

2.1. Soubassements théoriques de la relation entre capital humain et inégalités de revenu

La théorie du capital humain, qui puise ses racines dans la théorie du choix rationnel, postule et suggère que le niveau de scolarisation affecte la répartition des revenus (Mincer, 1974). Cette association est, toutefois, plus complexe et dépend de plusieurs facteurs. L'impact positif de l'éducation sur la réduction du revenu est, par exemple, moins évident si l'on tient compte l'évolution des taux de rendement de l'éducation. Chiswick (1968) montre, par exemple, que l'expansion de l'éducation, en recomposant la structure de l'offre du travail, peut, à court terme, accroître les inégalités de revenu, et les réduire à long terme, à mesure que la prime salariale pour les travailleurs qualifiés baisse.

Cet effet non linéaire est soutenu également par Knight et Sabot (1983), qui montrent que l'expansion de l'éducation exerce deux effets contradictoires sur les inégalités. Le premier effet, qualifié d'effet de composition, exerce un effet similaire au processus postulé par Kuznets. Il découle du changement de la proportion de la population active à la faveur des travailleurs instruits et tend à accroître l'inégalité. Le deuxième effet, dit en effet de compression, tend à diminuer à terme les inégalités au fur et à mesure que la prime de qualification baisse sous l'effet de l'augmentation de l'offre de travailleurs qualifiés et l'intensification de leur concurrence sur le marché du travail.

L'autre principe de la Théorie du capital humain est lié à l'impact de l'éducation sur la croissance économique. Selon cette théorie, l'éducation n'augmentera pas seulement les salaires des employés instruits, mais elle générera également une productivité plus élevée, un taux de chômage plus faible et une plus grande mobilité sociale, ce que l'on appelle des externalités positives : les conséquences de l'éducation sur la production globale sont plus considérables que l'agrégation des impacts individuels. En d'autres termes, les revenus moyens des personnes instruites augmenteront, mais s'il existe des externalités positives à l'éducation, les revenus

moyens nationaux devraient augmenter encore plus que la somme des revenus individuels (Pritchett, 2001).

Ce raisonnement rejoint celui de la théorie de la croissance endogène, selon lequel les investissements en éducation augmentent la productivité et l'innovation, réduisant ainsi les inégalités de revenu à long terme (Lucas, 1988). En outre, la théorie du capital social soutient que l'éducation contribue non seulement au capital humain individuel, mais également au capital social collectif, en renforçant les réseaux et les relations sociales qui facilitent la coopération et la croissance économique. L'inégalité de l'accès à l'éducation peut ainsi amplifier les inégalités de revenu en limitant les opportunités pour les classes sociales défavorisées (Coleman, 1988).

Considérée comme un prolongement de la théorie du capital humain, la théorie de la signalisation (Spence, 1973), propose une autre explication aux écarts et aux variations des salaires. Cette théorie suggère que le niveau d'éducation des individus indique certaines caractéristiques innées telles que leur propension à l'intelligence, leur dévouement, leurs compétences en matière de gestion du temps et leur capacité à suivre des instructions.

Les théoriciens de la signalisation soutiennent que l'école classe les étudiants en fonction de leur intelligence et de leur engagement par le biais des conditions d'admission et de la notation (Soldatos, 1999). Dans ce processus d'évaluation et de sélection, les candidats signalent leurs compétences souhaitables, mais non observables, par le biais de leurs diplômes, tandis que les entreprises les sélectionnent et les identifient à l'aide de ces mêmes diplômes (Brown et Sessions, 2005).

Par conséquent, les entreprises exigent un niveau d'études minimum des candidats pour les éliminer (Weiss, 1995). À cet égard, les théoriciens de la signalisation soulignent deux points. Le premier est que la scolarité peut refléter une productivité plus élevée sans en être la cause, car l'éducation n'est pas la source, mais le signal d'une productivité plus élevée des personnes instruites, étant donné que les écoles identifient les individus capables et engagés et éliminent les individus moins capables dans le processus. Le second c'est qu'en raison de l'imperfection de l'information sur le marché du travail, le niveau d'éducation d'une personne est simplement considéré comme une preuve de sa plus grande capacité à produire, alors qu'en réalité il n'y a pas nécessairement de corrélation entre l'éducation et la productivité (Mankiw et al., 2012). Il s'ensuit que l'éducation peut augmenter le salaire d'une personne sans augmenter sa productivité en soi (Blaug, 1976).

2.2. Survol de la littérature empirique

Kuznets (1995) a montré que le progrès économique est générateur d'inégalité qui, avec le temps, diminue avec l'augmentation du revenu par Habitant. La relation entre éducation et inégalité semble avoir aussi la forme de "U" inversé. Néanmoins la courbe de Kuznets éducative n'est vérifiée que lorsque l'écart type de la scolarité est utilisé comme mesure de l'inégalité (Ram 1990 ; Thomas et al., 2001 ; Lim et Kam, 2008). En ce qui concerne les inégalités de capital, Piketty (2014), en examinant de nombreuses données historiques, constate que le rendement du capital est toujours supérieur à la croissance économique. Selon cet auteur, dans le capitalisme, si les gouvernements n'interviennent pas, les richesses se concentreront forcément sur un petit nombre de personnes, entraînant ainsi un accroissement des inégalités. Toutefois, selon les théoriciens du capital humain, l'éducation est susceptible d'exercer un effet paradoxal sur les inégalités de revenu. Ce processus complexe explique l'ambivalence des résultats de la littérature empirique. Certains travaux montrent que l'expansion de l'éducation a contribué effectivement à la réduction des inégalités (De Gregorio et Lee, 2002 ; Yang et Qui, 2016 ; Coady et Dizioli, 2018 ; Hanushek et Woessmann, 2020 ; Castelló et Doménech 2021). D'autres travaux ont trouvé, cependant, que cette expansion n'exerce aucun effet significatif sur la réduction des inégalités de revenu (Ram, 1990 ; Park, 1996 ; Agasisti et Longobardi,

2014 ; Ozdemir, 2020), même si elle peut agir positivement sur le revenu des individus (Mace, 1980). Plus encore, certains travaux ont trouvé que l'expansion de l'éducation est susceptible d'aggraver les inégalités de revenu (Ferreira et al., 2008 ; Shimeles et Nabassaga, 2017 ; Shukla et Mishra, 2020 ; Munir et al., 2023).

Par ailleurs, plusieurs travaux montrent que l'effet positif de l'éducation sur la réduction des inégalités de revenus dépend du niveau d'éducation (Chetty et al., 2014 ; Psacharopoulos et Patrinos, 2018). Checchi (2001) trouve, par exemple, que cet effet positif n'est significatif que si le niveau d'éducation initial est faible et l'expansion de l'éducation est rapide.

En plus de l'effet du niveau moyen de scolarisation, d'autres travaux ont essayé aussi d'étudier le lien entre les inégalités en termes de scolarisation et les inégalités des revenus (Hanushek et Kimko, 2000 ; Checchi et Garonna, 2010 ; Lindhal, Palme et Sandgren, 2015 ; Chetty et al., 2020). En effet, si la littérature disponible montre un rendement constant ou croissant des années de scolarité supplémentaires, qui fait réduire l'inégalité des revenus, il n'en reste pas moins que plusieurs travaux montrent que le rôle de l'expansion de l'éducation dans la réduction des inégalités de revenus a tendance à diminuer à mesure que les pays se développeront.

En utilisant des données pour 146 pays de 1950 à 2010, Castelló et Domenech, (2014) trouvent, dans ce cadre, que, malgré une forte réduction de l'inégalité du capital humain dans le monde, l'inégalité dans la distribution des revenus n'a guère changé. Par conséquent, l'amélioration de l'éducation n'est pas une condition suffisante pour réduire l'inégalité des revenus, même si elle améliore considérablement le niveau de vie des personnes qui se trouvent au bas de l'échelle de la distribution des revenus. En effet, Coady et Dizioli (2017) ont trouvé, à travers des techniques d'estimation en panel dynamique, une relation positive et statistiquement significative entre les inégalités de scolarisation et les inégalités de revenu, en particulier dans les économies émergentes et en développement.

Cette relation positive pour les pays en développement est confirmée aussi par l'étude de Lee et Lee (2018), qui porte sur un panel de 60 pays en développement en utilisant des données de la période allant de 1980 et 2015. Ces auteurs montrent qu'une distribution plus égale de l'éducation contribue de manière significative à la réduction des inégalités de revenus. Ces résultats suggèrent que l'impact des inégalités d'éducation sur celles du revenu est inversement relié au niveau de développement des pays.

Seulement, il y a lieu de souligner que les résultats de la littérature empirique sur l'effet de l'inégalité d'éducation sur celle de revenus dépendent de la façon avec laquelle les inégalités sont mesurées. En effet, Psacharopoulos (1977), Lam et Levison (1990), Gregorio et Lee (2002) et Mayer (2010), qui ont utilisé les écarts types des années moyennes d'études pour mesurer l'inégalité en matière d'éducation, ont trouvé une corrélation positive entre l'inégalité éducative et l'inégalité des revenus. En revanche, Ram (1984), Park (1996) et Digdowiseiso (2009), qui utilisent la même mesure, n'ont trouvé aucun effet significatif de l'inégalité du capital humain sur la distribution des revenus.

Par ailleurs, la relation entre l'inégalité des revenus et l'inégalité de l'éducation semble être davantage positive lorsque l'indice de Theil (Pose et Tselios, 2009) où le coefficient de Gini (Jun et al., 2009 ; Abdelbaki, 2012) est utilisé comme mesure des inégalités.

Postérieurement à l'examen des fondements théoriques et des résultats empiriques relatifs à la relation entre l'éducation et les inégalités de revenu, nous formulons les hypothèses suivantes pour guider notre analyse :

Hypothèse 1 : L'expansion de l'éducation contribue à réduire les inégalités de revenu à long terme en augmentant la productivité et en améliorant l'accès à des opportunités d'emploi mieux rémunérées pour les individus instruits.

Hypothèse 2 : À court terme, une expansion rapide de l'éducation pourrait accroître les inégalités de revenu en intensifiant la compétition sur le marché du travail pour les postes qualifiés, réduisant temporairement la prime salariale des travailleurs éduqués.

Hypothèse 3 : L'effet de l'éducation sur les inégalités de revenu varie selon le contexte économique des pays, dans la mesure où une distribution plus équitable de l'éducation est associée à une réduction significative des disparités de revenu dans les économies en développement.

Hypothèse 4 : Les effets de l'éducation sur les inégalités de revenu sont modérés par des variables institutionnelles et contextuelles, telles que les politiques éducatives nationales et la structure du marché du travail.

3. Méthodologie de recherche

Le cadre théorique conventionnel pour analyser la relation entre l'éducation et les inégalités de revenu implique que la répartition des revenus (ou des gains) soit déterminée à la fois par le niveau et la répartition de l'éducation (ou de la scolarisation) dans la population (De Gregorio et Lee, 2002) :

$$\log Y_s = \log Y_0 + \sum_{j=0}^s \log(1 + r_j) + u$$

Où Y_s est le niveau de revenu avec le niveau de scolarité S , r_j est le taux de rendement de la j ème année de scolarité, et u représente les autres facteurs non liés à la scolarité qui ont une incidence sur les revenus.

Ce modèle peut être réécrit comme suit :

$$\log Y_s = \log Y_0 + r_s + u$$

Où r_s est le taux de rendement du niveau de scolarité

En prenant la variance, on obtient la fonction de distribution des revenus suivante :

$$\text{Var} \log Y_s = r^2 \text{Var} S + S^2 \text{Var} r + 2rS \text{Cov} r, S + \text{Var} u$$

Ceci implique que les inégalités de revenu augmentent avec les inégalités d'éducation, $\text{Var}(S)$, si l'on tient compte d'autres facteurs. Cependant, si le rendement de l'éducation, r , diminue avec les inégalités éducatives, la relation peut être ambiguë. Néanmoins, les inégalités éducatives et la prime salariale pour un niveau d'éducation plus élevé peuvent aller dans le même sens, car une augmentation de l'offre du travail qualifié tend à réduire à la fois les inégalités éducatives et la prime salariale (Jones et Romer, 2010).

Parallèlement, l'expansion de l'éducation, c'est-à-dire l'augmentation de S , entraîne une répartition plus inégale des revenus lorsque r et S sont indépendants. Cependant, si la covariance entre le rendement de l'éducation et le niveau d'éducation est négative, l'expansion de l'éducation peut réduire les inégalités de revenu. Comme le terme de covariance est censé être négatif, la relation entre l'expansion de l'éducation et les inégalités des revenus demeure incertaine.

On s'attendrait donc à ce que l'expansion de l'éducation, S , améliore ou détériore la distribution de l'éducation, $\text{Var}(S)$, selon son niveau et sa distribution initiale (De Gregorio et Lee 2002). Dans une société où seule une petite fraction de la population a reçu une éducation formelle, le niveau d'instruction moyen est faible et les inégalités en matière d'éducation sont donc élevées. Avec une augmentation du niveau d'éducation, le niveau des inégalités augmenterait si les personnes les plus instruites recevaient un niveau d'éducation plus élevé, mais il diminuerait si les personnes sans éducation recevaient une certaine éducation.

3.1. Stratégie d'estimation et variables sélectionnées

Ainsi, l'équation qui fera l'objet des estimations dans ce présent papier est définie comme suit :

$$Income\ gini_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \log(y_{i,t}) + \beta_2 (y_{i,t})^2 + \beta_3 educ\ gini_{i,t} + \beta_4 educ\ attainment_{i,t} + \beta_5 X_{i,t} + \varepsilon_i + \theta_t + u_{i,t} \quad (1)$$

Où les indices se réfèrent respectivement au pays i et à l'année t ;

*Income gini*_{i,t} : est une mesure des inégalités de revenu ;

*y*_{i,t} : Revenu par habitant du pays ;

*educ gini*_{i,t} : est une mesure des inégalités en matière d'éducation ;

*educ attainment*_{i,t} : est le nombre moyen d'années de scolarité ;

*X*_{i,t} : vecteur d'autres variables qui ont un impact sur les inégalités de revenu ;

ε_i : saisit les effets fixes non observés propres à chaque pays ;

θ_t : facteurs spécifiques propres à chaque période ;

*u*_{i,t} : terme d'erreur saisissant d'autres déterminants non observés qui peuvent varier selon les pays et les périodes.

La variable dépendante est le coefficient de Gini net de la distribution des revenus. Le niveau de scolarité moyen d'un pays est pris comme la moyenne des années de scolarisation de la population âgée de 25 ans et plus. L'éducation moyenne est construite sur la base des sept catégories suivantes : pas d'éducation formelle, primaire incomplet, primaire complet, secondaire incomplet, secondaire complet, tertiaire incomplet, et tertiaire complet. S'agissant de la mesure des inégalités, nous utilisons l'indice de Gini basé sur le niveau d'éducation de la population concernée (ou de la population active), comme suggéré par Thomas et al., (2001) :

Où

Gini : est l'indice Gini de l'éducation basé sur la distribution des niveaux d'éducation, de la population en âge d'activité ;

μ : est le nombre moyen d'années de scolarité pour la population concernée ;

*p*_i et *p*_j représentent les proportions de la population ayant un certain niveau de scolarité ;

α_i et α_j sont les années de scolarisation à différents niveaux d'éducation ;

n : est le nombre de niveaux/catégories dans les données sur les acquis, et *n* = 7 dans le présent document¹. En développant l'équation précédente, on obtient le processus de sommation détaillé de la première formule de Gini de l'éducation, présentée dans l'équation ci-dessous :

$$E_L = \left(\frac{1}{\mu}\right) [p_2(\alpha_2 - \alpha_1)p_1 + p_3(\alpha_3 - \alpha_1)p_1 + p_3(\alpha_3 - \alpha_2)p_2 + \dots \dots + p_7(\alpha_7 - \alpha_1)p_1 + p_7(\alpha_7 - \alpha_2)p_2 + p_7(\alpha_7 - \alpha_3)p_3 + p_7(\alpha_7 - \alpha_4)p_4 + p_7(\alpha_7 - \alpha_5)p_5 + p_7(\alpha_7 - \alpha_6)p_6]$$

Où

*p*₁ : est la proportion de la population qui n'est pas scolarisée ;

*p*₂ : est la proportion de la population ayant reçu une éducation primaire partielle ;

.....

*p*₇ : est la proportion de la population ayant achevé des études supérieures ;

α_1 : est le nombre d'années de scolarité pour une personne non scolarisée, $\alpha_1 = 0$;

α_2 : correspond aux années de scolarisation d'un individu ayant reçu une éducation primaire partielle ;

.....

α_7 : est le nombre d'années de scolarité pour un individu ayant terminé ses études supérieures.

La formule de calcul des années de scolarité aux sept niveaux d'enseignement² :

¹ Barro et Lee (1991) suggèrent de diviser la population en sept catégories : non scolarisé (ou illettré), primaire partiel, primaire complet, secondaire partiel, secondaire complet, tertiaire partiel et tertiaire complet. Les sept groupes sont à la fois mutuellement exclusifs et collectivement inclusifs pour la population concernée.

² Les personnes qui reçoivent une éducation partielle sont censées obtenir la moitié du cycle scolaire au cours de leurs années de scolarité Thomas et al., (2001).

Analphabète : $\alpha_1 = 0$
 Primaire partiel : $\alpha_2 = \alpha_1 + 0,5 C_p = 0,5 C_p$
 Primaire complet : $\alpha_3 = \alpha_1 + C_p = C_p$
 Secondaire partiel : $\alpha_4 = \alpha_3 + 0,5 C_S = C_p + 0,5 C_S$
 Secondaire complet : $\alpha_5 = \alpha_3 + C_S = C_p + C_S$
 Tertiaire partiel : $\alpha_6 = \alpha_5 + 0,5 C_t = C_p + C_S + 0,5 C_t$
 Tertiaire complet : $\alpha_7 = \alpha_5 + C_t = C_p + C_S + C_t$

Où :

C_p : est le cycle de l'enseignement primaire ;

C_S : est le cycle de l'enseignement secondaire ;

C_t : est le cycle de l'enseignement supérieur.

En plus de nos variables d'intérêt, les variables de contrôle utilisées dans ce document sont celles identifiées dans la littérature comme étant des déterminants importants des inégalités de revenu. Il s'agit du revenu par habitant, le taux d'ouverture, le volume des crédits accordés au secteur privé, le taux de dépendance, l'inflation et le taux d'urbanisation.

Tableau 1 : Variables, mesures et sources d'information

Variable dépendante	Mesures	Sources
<i>GR</i>	Indice de Gini du revenu, après impôts, après transferts	The Standardized World Income Inequality Database (SWIID)
Variabiles indépendantes		
<i>GE</i>	Indice de Gini de l'éducation	Barro-Lee Educational Attainment Dataset
<i>EL</i>	Nombre moyen d'années total d'études	Barro-Lee Educational Attainment Dataset
<i>TBSP</i>	Taux brut d'inscriptions au primaire	Organisation des Nations unies pour l'éducation, la science et la culture (UNESCO)
<i>TBSS</i>	Taux brut d'inscriptions au secondaire	Organisation des Nations unies pour l'éducation, la science et la culture (UNESCO)
<i>TBST</i>	Taux brut d'inscriptions au tertiaire	Organisation des Nations unies pour l'éducation, la science et la culture (UNESCO)
<i>PIBPH</i>	Produit intérieur brut (PIB) réel basé sur les dépenses, en millions de dollars américains de 2011, à parité de pouvoir d'achat (PPA) chaînée	Penn World Table (PWT)
<i>OUV</i>	Taux d'ouverture commerciale	World Development Indicators (WDI)
<i>INF</i>	Taux d'inflation mesuré par l'indice des prix à la consommation	Fonds Monétaire International (FMI)
<i>POP65</i>	Population âgée de 65 ans et plus (% population totale)	Division de la population des Nations Unies (ONU)
<i>POP14</i>	Population âgée de 0 à 14 ans (% population totale)	Division de la population des Nations Unies (ONU)
<i>URBAN</i>	Taux d'urbanisation	Division de la population des Nations Unies (ONU)
<i>CSP</i>	Crédits accordés au secteur privé	Fonds Monétaire International (FMI)

Source : élaboré par l'auteur.

Nous allons, ainsi, introduire le logarithme du revenu par habitant pour tester l'hypothèse de Kuznets (1955) en U inversé. L'ouverture commerciale, mesurée par le ratio des exportations et des importations par rapport au PIB, est également introduite à notre modèle.

En effet, si le modèle de Heckscher-Ohlin (1933) montre que le salaire relatif des travailleurs non qualifiés augmenterait lorsqu'un pays où la main-d'œuvre peu qualifiée est abondante s'ouvre au commerce international, les inégalités peuvent se creuser si le commerce transmet

aux pays en développement des changements technologiques axés sur les compétences, déplaçant la demande de main-d'œuvre vers des travailleurs plus qualifiés (Lee et Wie 2015). La variable " crédit accordé au secteur privé " est introduite au modèle dans la mesure où une plus grande disponibilité du crédit devrait réduire les inégalités de revenu. Le modèle comprend aussi la proportion des personnes âgées (plus de 65 ans) et des enfants de moins de 15 ans tant qu'il est largement reconnu que le vieillissement de la population et l'augmentation du taux de dépendance tendent à accroître les inégalités de revenu (Von Weizsäcker, 1995).

L'inflation est introduite du fait qu'elle a tendance à réduire la part du quintile inférieur et du salaire minimum réel, ce qui accroît les inégalités de revenu. Étant une taxe sur les liquidités, elle peut, par ailleurs, nuire de manière disproportionnée aux ménages pauvres, dont la richesse est principalement détenue sous forme d'actifs liquides, ce qui accroît les inégalités (Albanesi 2007). Enfin, le taux d'urbanisation est introduit du fait que différents niveaux d'urbanisation peuvent entraîner des différences dans les inégalités de revenu (Coady et Dizioli, 2017).

Nos variables étant sélectionnées, il convient de préciser que l'estimation de l'équation n°1 ci-dessus pose deux principaux problèmes. Premièrement, le problème d'endogénéité des variables captant le niveau et les inégalités d'éducation. Deuxièmement, le problème de persistance des inégalités de revenu, qui laisse supposer qu'il existe certains facteurs non observés expliquant cette persistance (Coady et Dizioli, 2017). Ce dernier problème peut être, certes, contrôlé par l'inclusion des variables retardées. Cependant ceci ne permet pas d'observer l'hypothèse d'exogénéité de l'estimateur à effets fixes (Nickell, 1981). De même, si l'estimateur GMM en première différence (Diff-GMM) développé par Arellano et Bond (1991), permet de traiter le problème d'endogénéité en différenciant d'abord les données puis en déployant des valeurs convenablement décalées des variables indépendantes et dépendantes comme instruments, il n'en reste pas moins qu'il souffre du problème de faiblesse des instruments lorsque le nombre de périodes est faible et que ce biais est accentué lorsque les séries temporelles sont persistantes (Blundell et Bond, 1998). Par conséquent, nous utilisons dans ce papier l'estimateur GMM en système (Sys-GMM) qui permet de réduire ce biais en exploitant des restrictions raisonnables de stationnarité sur le processus des conditions initiales (Blundell et Bond, 1998). Cet estimateur retient les premières différences retardées de la série comme instruments pour les équations en niveau (Arellano et Bover, 1995).

3.2. Échantillon

L'échantillon sélectionné comprend 15 économies Africaines sur la période allant de 1980 à 2014. Pour les besoins de notre analyse, l'estimation s'applique sur sept périodes de cinq ans : 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994, 1995-1999, 2000-2004, 2005-2009 et 2010-2014. Les données proviennent des sources variées. Ainsi, les données du revenu par habitant sont extraites de la PWT (Penn World Table). Les données relatives au taux d'ouverture, à l'inflation, au ratio de crédit accordé au secteur privé, ainsi que les variables démographiques sont toutes extraites de la base de données de la Banque Mondiale (WDI). S'agissant de nos variables d'intérêt, l'indice de Gini du revenu net (c'est-à-dire après impôt, après transfert) est tiré de la base de données SWIID (Standardized World Income Inequality Database) compilée par Frederik Solt (2016). Quant aux variables relatives à l'éducation, nous utilisons la base de données de Barro et Lee (2015).

3.3. Analyse descriptive et corrélations

Les statistiques descriptives (tableau 2) montrent une hétérogénéité significative dans les variables économiques et sociales pour notre échantillon sélectionné d'économies africaines. Les indices de Gini, les niveaux d'éducation, les taux d'inscription scolaire, les indicateurs économiques (PIB, ouverture commerciale, inflation), et les caractéristiques démographiques

(proportion de jeunes et de personnes âgées, urbanisation) varient considérablement, soulignant la diversité des contextes et des défis auxquels sont confrontés ces pays.

Tableau 2 : Statistiques descriptives

Variables	Observations ³	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Min	Max
GR	90	0.447	0.421	0.066	0.349	0.595
GE	105	0.573	0.558	0.182	0.174	0.944
EL	105	4.290	4.340	2.190	0.620	9.690
TBSP	90	88.340	94.467	24.609	25.767	145.639
TBSS	79	9.142	6.214	9.186	0.297	35.351
TBST	82	43.104	38.025	26.954	4.538	99.137
LPIBPH	105	15.951	15.710	1.682	13.052	19.134
OUV	103	0.610	0.570	0.211	0.176	1.195
INF	103	9.136	6.646	9.448	-3.016	70.281
POP65	105	3.495	3.207	1.171	1.985	7.504
POP14	105	42.311	43.932	6.067	23.413	50.191
URBAN	105	38.578	41.968	16.492	4.853	68.897
CSP	99	29.244	19.659	28.711	1.918	148.310

Source : élaboré par l'auteur.

Tableau 3 : Tendances des inégalités de revenu dans les pays de notre échantillon

	80-84	85-89	90-94	95-99	00-04	04-09	10-14	Moyenne	Max	Min	Ecart-type
Afrique du Sud	0.583	0.585	0.587	0.588	0.592	0.595	0.593	0.589	0.595	0.583	0.005
Algérie		0.375	0.370	0.365	0.360	0.353	0.350	0.362	0.375	0.350	0.010
Botswana		0.567	0.572	0.576	0.581	0.581	0.581	0.576	0.581	0.567	0.006
Cameroun				0.442	0.443	0.446	0.450	0.450	0.450	0.442	0.003
Côte d'Ivoire		0.471	0.471	0.476	0.492	0.495	0.507	0.486	0.507	0.471	0.015
Egypte	0.383	0.393	0.403	0.412	0.417	0.416	0.435	0.408	0.435	0.383	0.017
Kenya	0.409	0.486	0.481	0.474	0.470	0.473	0.463	0.477	0.490	0.463	0.009
Mali			0.412	0.410	0.405	0.399		0.407	0.412	0.399	0.006
Maroc	0.404	0.404	0.405	0.406	0.408	0.409	0.408	0.406	0.409	0.404	0.002
Niger			0.394	0.395	0.396	0.391	0.380	0.391	0.396	0.380	0.007
Rwanda	0.422	0.432	0.455	0.478	0.497	0.504	0.502	0.470	0.504	0.422	0.034
Sénégal			0.428	0.423	0.420	0.416	0.415	0.420	0.428	0.415	0.005
Tanzanie	0.400	0.406	0.414	0.422	0.429	0.436	0.439	0.421	0.439	0.400	0.015
Tunisie		0.414	0.412	0.409	0.403	0.398	0.391	0.405	0.414	0.391	0.009
Ghana		0.394	0.400	0.409	0.417	0.425	0.430	0.413	0.430	0.394	0.014

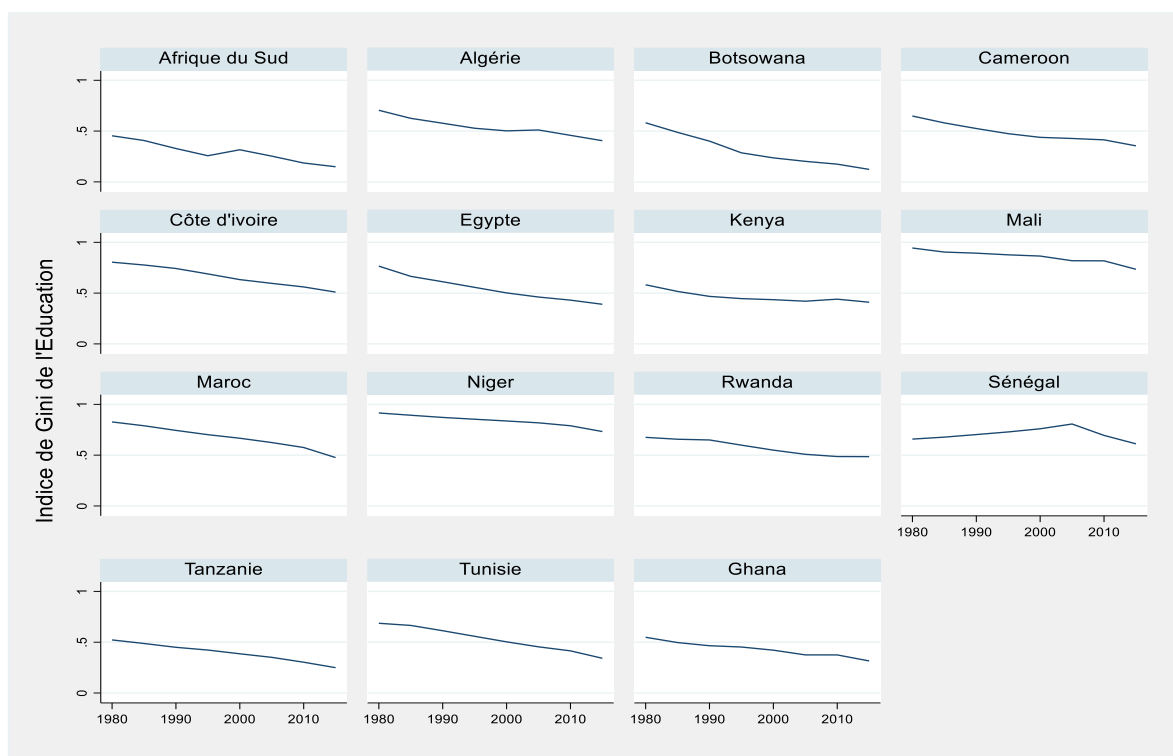
Source : élaboré par l'auteur.

Le tableau 3, expose les tendances des inégalités de revenu pour les 15 économies Africaines de notre échantillon. Les données montrent des tendances variées dans l'évolution de l'indice de Gini du revenu. Certains pays comme l'Algérie, le Mali, le Maroc, le Niger, le Sénégal, et la Tunisie ont vu une réduction de l'inégalité de revenu, tandis que d'autres comme la Côte d'Ivoire, l'Égypte, le Rwanda, la Tanzanie, et le Ghana ont connu une augmentation. Des pays comme l'Afrique du Sud et le Botswana ont montré une relative stabilité. Ces variations mettent en évidence l'impact des politiques économiques et sociales sur la distribution des revenus au fil du temps. Parallèlement, la plupart des pays de notre échantillon montrent également une

³ Toutes les variables ont été calculées par moyennes de 5 années et ce pour deux considérations techniques majeures. Il s'agit d'une part de pallier aux problèmes des erreurs de mesure et des données manquantes. Deuxièmement, l'application des techniques d'estimation en panel dynamique, à travers la méthode des moments généralisées (GMM), exige un échantillon dont la dimension individuelle est supérieure à la dimension temporelle ($N > T$), voir Roodman (2006).

tendance à la baisse de l'indice de Gini de l'éducation, indiquant une réduction des inégalités éducatives au fil du temps.

Figure 1 : Tendances des inégalités éducatives dans les pays de notre échantillon



Source : élaboré par l'auteur.

Tableau 4 : Matrice de corrélations

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
GR	1.00						
GE	-0.571***	1.00					
EL	0.508***	-0.939***	1.00				
TBSP	0.073	-0.235**	0.367***	1.00			
TBSS	-0.084	-0.342**	0.466***	0.450***	1.00		
TBST	0.232**	-0.470***	0.635***	0.647***	0.847***	1.00	
LPIBPH	0.293***	-0.571***	0.731***	0.369***	0.321**	0.522***	1.00
OUV	0.171	-0.160	0.282**	0.295**	0.091	0.172	0.408***
INF	-0.034	-0.246**	0.164*	0.035	0.172	0.163	-0.009
POP65	0.141	-0.165*	0.351***	0.097	0.102	0.215*	0.623***
POP14	-0.019	0.361***	-0.515***	-0.095	-0.101	-0.266**	-0.637***
URBAN	0.091	0.593***	0.398***	0.398***	0.259**	0.432***	0.868***
CSP	0.496***	-0.322***	0.132***	0.132	-0.035	0.295*	0.563***
Variables	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	
OUV	1.00						
INF	-0.156	1.00					
POP65	0.262**	-0.193**	1.00				
POP14	-0.269**	0.135	-0.791***	1.00			
URBAN	0.428***	-0.141	0.712***	-0.697***	1.00		
CSP	0.104	-0.159	0.539***	-0.599***	0.528***	1.00	

Note(s) : *, **, *** Significatif à des niveaux p inférieurs à 0,10, 0,05 et 0,01, respectivement.

Source : élaboré par l'auteur.

Cela suggère des améliorations dans l'accès à l'éducation et une distribution plus équitable des opportunités éducatives. Cependant, quelques pays comme la Côte d'Ivoire et le Niger montrent une stabilité relative, indiquant peu de changement dans les inégalités éducatives. Les fluctuations observées dans certains pays, comme le Rwanda, peuvent refléter des orientations politiques ou économiques influençant l'accès à l'éducation.

En outre, la matrice de corrélations (tableau 5) révèle que l'inégalité de revenu (GR) est fortement influencée par l'inégalité éducative (GE) et le niveau d'éducation moyen (EL), avec des corrélations de -0.571 et 0.508 respectivement, suggérant ainsi que des disparités éducatives accrues et un niveau d'éducation élevé amplifient les inégalités de revenu (figure 2 et 3).

Figure 2 : corrélation entre l'indice de Gini du revenu et de l'éducation

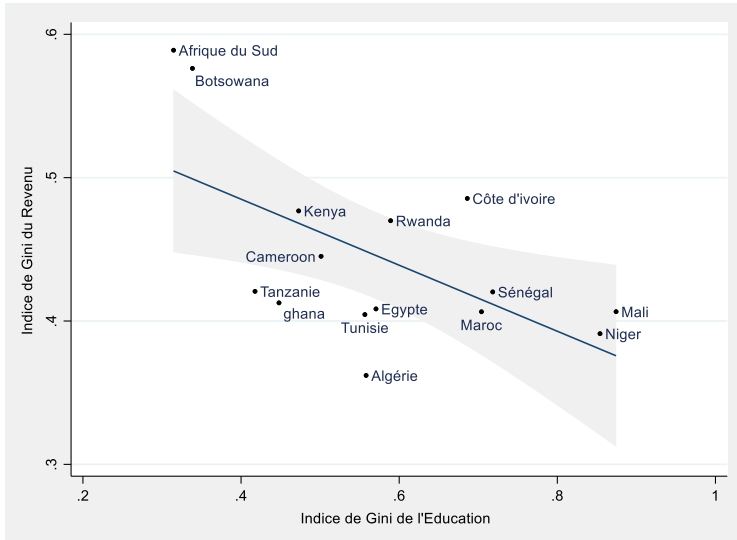
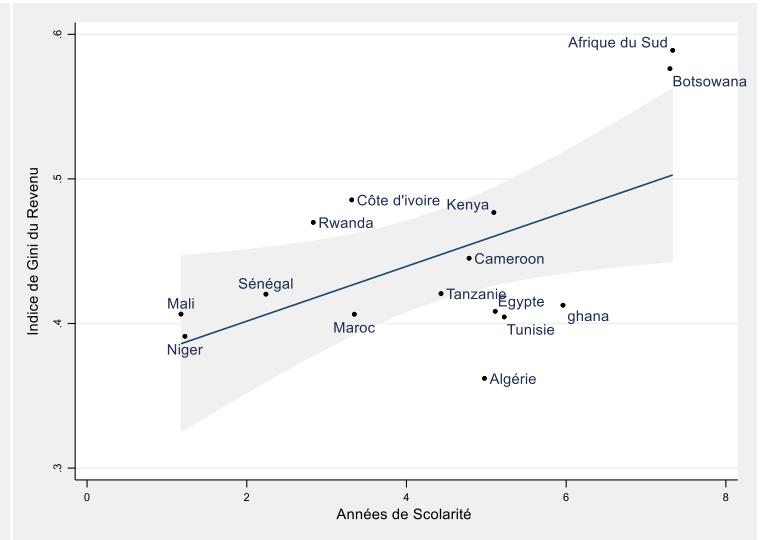
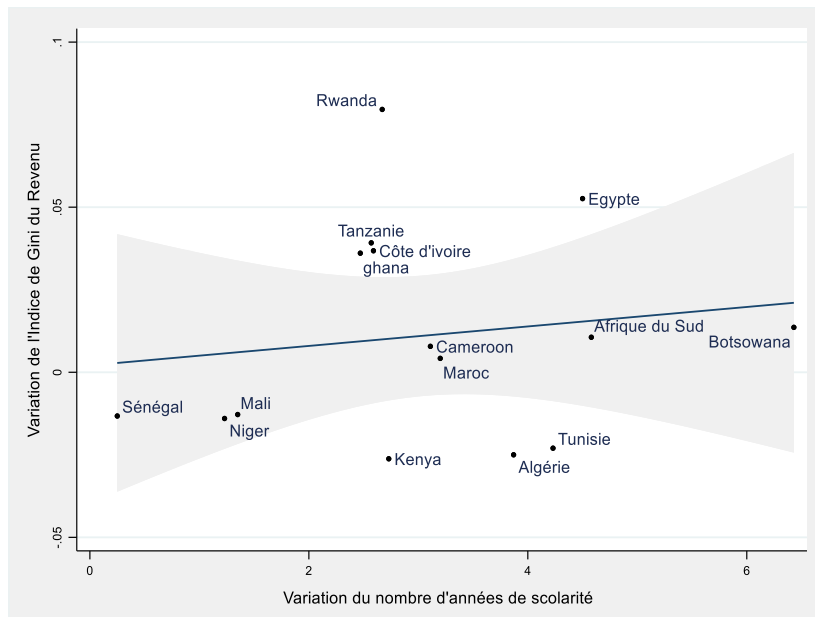


Figure 3 : corrélation entre l'indice de Gini du Revenu et le nombre moyen d'années de scolarité



Source : élaboré par l'auteur.

Figure 4 : corrélation entre la variation du coefficient de Gini du revenu et du nombre d'années de scolarité



Source : élaboré par l'auteur.

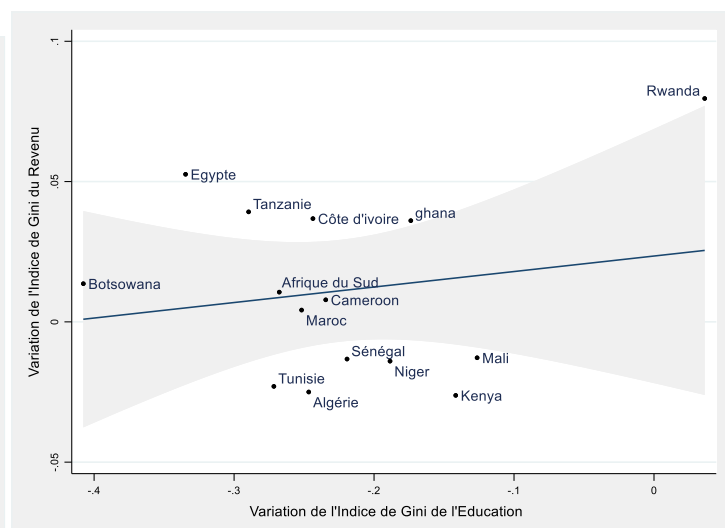
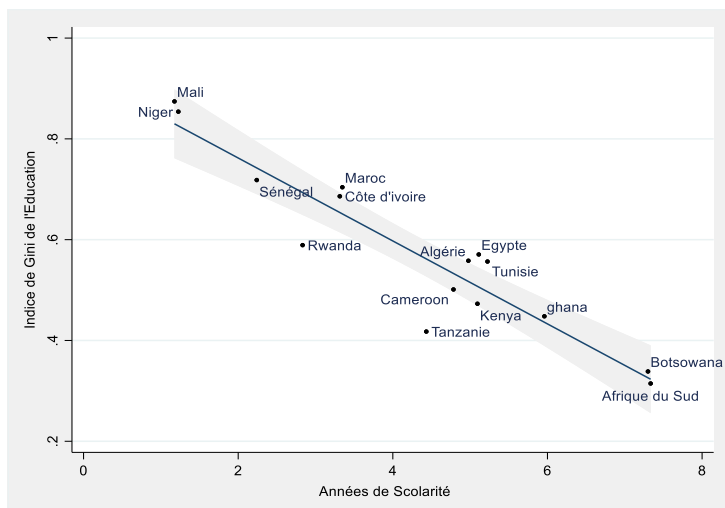
De même, des taux plus élevés d'inscription au tertiaire (TBST) et un PIB par habitant (LPIBPH) élevé sont également associés à une plus grande inégalité de revenu. L'analyse montre que l'urbanisation et l'accès aux crédits privés (CSP) sont positivement corrélés avec le niveau d'éducation et le développement économique, indiquant un lien complexe entre ces facteurs socio-économiques. Les corrélations entre les variables indépendantes soulignent

l'interdépendance entre l'éducation, l'urbanisation, et les dynamiques démographiques, notamment la proportion de populations âgées et jeunes.

Par ailleurs, la corrélation entre la variation de l'indice de Gini du revenu et la variation du nombre moyen d'années de scolarisation (figure 2) semble être faible et positive (0,142). Ceci suggère qu'une hausse du niveau d'instruction n'impacte que très faiblement la variation des inégalités de revenus.

Figure 5 : corrélation entre l'indice de Gini de l'éducation et du nombre moyen d'années de scolarité

Figure 6 : corrélation entre la variation de l'indice de Gini du revenu et de l'éducation



Source : élaboré par l'auteur.

Cet effet différencié sur les inégalités du revenu est corroboré par la forte relation négative entre le niveau d'instruction et les inégalités en matière d'éducation (figure 5). Enfin, et comme le montre la figure 6, il semble qu'il existe une corrélation faible entre la variation des inégalités de revenu et celles en matière d'éducation (0,176). Compte tenu de tout ce qui précède, une analyse plus poussée se révèle nécessaire pour évaluer l'ampleur de l'effet indépendant des facteurs éducatifs dans l'explication des différences de distribution des revenus dans les pays de l'échantillon.

4. Résultats et discussion

4.1. Estimations

Le tableau 5 ci-dessous présente les résultats de six spécifications différentes. Les colonnes 3 et 6 présentent nos estimations de référence, les autres spécifications ayant été estimées pour faciliter la comparaison avec les résultats de la littérature disponible utilisant les moindres carrés ordinaires (MCO) et l'estimateur à effets fixes (FE).

La première estimation (colonne 1) régresse les inégalités du revenu sur l'ensemble des variables éducatives (en termes de niveau et de distribution) et de contrôle et ce, sur la base d'un estimateur MCO. Il en ressort que les inégalités de revenu baissent à la fois avec l'expansion de l'éducation et la hausse des inégalités éducatives, ce qui est cohérent avec la diminution des rendements de l'éducation. Néanmoins, l'impact du niveau d'éducation est statistiquement non significatif. Ce premier résultat (significatif au seuil de 5%) suggère qu'une augmentation de 1 point de pourcentage des disparités éducatives est associée à une diminution de 0.221 points de pourcentage de l'indice de Gini du revenu.

Tableau 5 : Expansion de l'éducation par niveau, inégalité éducative et inégalité de revenu : OLS, effets fixes, et GMM en système

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS All	FE All	Sys-GMM	OLS All	FE All	Sys-GMM
<i>GE</i>	-0.221**	-0.344***	0.048*			
<i>EL</i>	-0.002	-0.015**	0.007***			
<i>TBSP</i>				-0.005	-0.00002	-0.0001*
<i>TBSS</i>				-0.003***	-0.0003	0.0006**
<i>TBST</i>				0.001**	-0.0007**	-0.0001*
<i>LPIBPH</i>	0.019	-0.008	-0.010	0.053***	-0.021**	-0.0007
<i>OUV</i>	0.089***	0.009***	-0.006	0.075**	0.026*	-0.014**
<i>INF</i>	-0.001**	5.29e-06	1.11e-06	-0.0009	-0.00004	0.002**
<i>POP65</i>	-0.015*	-0.001		-0.025**	-0.006	
<i>POP14</i>	0.002**	0.0005		0.0004	0.0005	
<i>URBAN</i>	-0.001**	-0.001		-0.002**	-0.002***	
<i>CSP</i>	0.001***	-0.002		0.0008**	-0.0002	
<i>L.GR</i>			0.015			
<i>Observations</i>	82	82	73	64	64	60
<i>F(p-value)</i>	14.11 (0.000)	3.77 (0.000)		5.67 (0.000)	2.66 (0.000)	
<i>R²</i>	0.638	0.353		0.516	0.405	
<i>R² ajusté</i>	0.593	-		0.425	-	
<i>Instruments</i>			19			17
<i>AR (1) test p-val</i>			0.051			0.051
<i>AR (2) test p-val</i>			0.109			0.402
<i>Hansen test p-val</i>			0.679			0.804
<i>Sargan test p-val</i>			0.937			0.916

Note : Les régressions sont appliquées sur un panel non cylindré composé de 15 pays Africains sur la période 1980-2014 (par moyennes de 5 ans). La variable dépendante est l'indice de Gini du revenu. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Source : élaboré par l'auteur.

Par ailleurs, l'ouverture commerciale, supposée diminuer les inégalités de revenu par le biais de l'adoption de nouvelles technologies à forte intensité de compétences, affiche un résultat contrintuitif. Une augmentation de 1 point de pourcentage du taux d'ouverture commerciale augmente les disparités de revenu de 0.089 point de pourcentage. Ce constat suggère qu'au sein des pays africains, une ouverture commerciale accrue est susceptible d'amplifier les inégalités des salaires en déplaçant la demande de main-d'œuvre vers des travailleurs plus compétents. Tout aussi contrintuitive, l'inflation affiche un coefficient négatif et significatif au seuil de 5%. Ainsi, une augmentation de l'indice des prix à la consommation d'un point de pourcentage est associée à une diminution de 0.001 point de pourcentage de l'indice de Gini du revenu.

En outre, les taux de dépendance (aux personnes âgées et aux jeunes) affichent des résultats contradictoires. D'une part, une augmentation de 1 point de pourcentage de la proportion de la population âgée de 65 ans et plus diminue les disparités de revenu de 0.015 point de pourcentage. D'autre part, une augmentation de 1 point de pourcentage de la proportion de la population âgée de moins de 15 ans amplifie les inégalités de revenu à hauteur de 0.002 point de pourcentage. À noter que les coefficients sont statistiquement significatifs au seuil de 10% et 5% respectivement.

S'agissant de la variable taux d'urbanisation, qui reflète les disparités spatiales, son coefficient affiche un impact négatif et statistiquement significatif au seuil de 5%. En effet, une augmentation de 1% de la part de la population urbaine diminue l'indice de Gini du revenu de 0.001. Quant au développement financier, il semble avoir un effet positif et significatif sur la variable dépendante. Une augmentation de 1% des crédits accordés au secteur privé augmente les disparités de revenu de 0.001 point de pourcentage.

Il convient de souligner que pour cette première spécification, le coefficient de détermination ajusté (R^2) est de l'ordre de 0.593. Ce qui signifie que 59,3% de la variance des inégalités de revenu est expliquée par nos variables indépendantes.

Au-delà de l'impact de l'expansion de l'éducation et de sa distribution, nous tentons également d'analyser le rôle de l'éducation par niveau dans la réduction des inégalités de revenu pour nos économies sélectionnées. La colonne 4 affiche les résultats des estimations d'un modèle incluant les taux bruts de scolarisation par niveau d'enseignement. Les résultats montrent que c'est l'enseignement secondaire qui a un effet réducteur significatif sur les inégalités de revenu, même si cet effet est marginal. En effet, une augmentation de 1% du taux brut d'inscription au secondaire diminue les disparités de revenu de 0.003 point de pourcentage. Paradoxalement, une hausse de 1% du taux brut d'inscription au cycle tertiaire augmente les inégalités de revenu de 0.001 point de pourcentage.

Comparativement au modèle (1), les autres variables de contrôle affichent les mêmes signes. On constate, cependant, un léger changement dans l'amplitude des coefficients. Pour sa part, ce modèle affiche un coefficient de détermination de l'ordre de 0.425. Ce qui suggère un meilleur ajustement pour le modèle (1).

Les résultats du modèle (1) et (4), pour la plupart contradictoires avec les prédictions théoriques, impliquent que nos spécifications souffrent certainement d'éventuels biais (endogénéité, hétéroscédasticité, ...), d'où le recours à d'autres estimateurs (effets fixes et GMM en système) susceptibles de fournir des estimations robustes et plausibles.

L'estimation du modèle à effets fixes (colonne 2), montre que les coefficients de nos variables d'intérêts gardent les mêmes signes, mais deviennent plus importants en termes absolus et gagnent en significativité. Ainsi, une augmentation de 1% du niveau d'instruction global de la population active diminue les inégalités de revenu de 0.015 au sein des économies africaines. Ceci montre que la variation des inégalités de revenu s'explique davantage par les changements entre pays (introduction des effets fixes). Par ailleurs, la seule variable de contrôle qui affecte de manière significative les inégalités de revenus pour cette estimation est la variable " crédit accordé au secteur privé ". Ce résultat est confirmé par plusieurs travaux comme celui de Galor et Moav (2004) qui ont prouvé que la croissance du crédit entraîne une diminution du niveau des inégalités de revenu.

Parallèlement, l'estimation du modèle à effets fixes, incluant les taux bruts de scolarisation par niveau (colonne 5), montre cette fois-ci que c'est l'enseignement tertiaire qui a un impact réducteur et statistiquement significatif sur les inégalités de revenu. En effet une augmentation du *TBST* de 1% induit une diminution de 0.0007 point de pourcentage.

Malgré l'introduction d'effets fixes propres à chaque pays, il semblerait que notre modèle souffre toujours d'un biais d'endogénéité. De plus les coefficients de détermination ont sensiblement diminué, comparativement aux modèles (1) et (4). Ce qui suggère un faible ajustement de notre modèle.

Les colonnes 3 et 6 présentent les résultats de l'estimateur GMM en système. Il convient de souligner à ce niveau que nous avons validé la qualité des instruments utilisés à partir du test de suridentification de Sargan et Hansen. En outre, les tests Arellano et Bond montrent que les erreurs ne sont pas corrélées en série, justifiant ainsi l'estimation sous l'hypothèse d'indépendance des perturbations initiales.

Les résultats des estimations font ressortir deux constats majeurs. D'un côté, on observe une relation positive et significative (au seuil de 10%) entre les inégalités éducatives et celles de revenu. Concrètement, une augmentation des de l'indice de Gini de l'éducation d'un point de pourcentage, induit une hausse de l'indice de Gini du revenu de 0.048 point de pourcentage. Un résultat qui corrobore ceux de plusieurs travaux similaires (Coady et Dizioli, 2017 ; Lee et Lee, 2018 ; Ozdemir, 2020 ; Li et al., 2021).

D'un autre côté, c'est l'enseignement primaire et tertiaire qui a un impact négatif et significatif, mais marginal sur les inégalités de revenu. Ainsi, une augmentation du *TBSP* et du *TBST* de 1% diminue les inégalités de revenu de 0.0001 point de pourcentage. De la même manière, ces

résultats corroborent ceux de plusieurs travaux (Hanushek et Woessmann, 2020 ; Tasseva, 2021).

En revanche, et contrairement à la prédiction théorique, le niveau d'instruction affiche un coefficient positif et statistiquement significatif. En effet, une augmentation de 1% du niveau d'éducation global amplifie les inégalités de revenu de 0.007 point de pourcentage. Ce résultat remet en question le rôle de l'expansion de l'éducation dans la réduction des inégalités de revenus. Ceci pourrait être expliqué par trois principaux éléments. Le premier met en avant la nature de l'effet exercé par cette expansion sur les inégalités. Étant donné le niveau de développement des pays considérés, il semble que l'effet de composition domine toujours l'effet de compression (Knight et Sabot, 1983), ce qui suggère la poursuite des efforts déployés en matière d'expansion de l'éducation, à même d'atteindre le seuil nécessaire pour renverser la tendance. Le deuxième renvoi au véritable sens de causalité, tant qu'il pourrait y avoir une causalité inverse entre le niveau d'instruction et les inégalités de revenu (Coady et Dizioli 2017 ; Nabassaga et al., 2020).

Ceci suppose que la politique publique doit activer la fonction de redistribution de court terme, à travers les transferts et le système fiscal, en mesure d'assurer une répartition plus équitable des revenus, laquelle, à son tour, peut favoriser l'expansion de l'éducation. Le troisième suppose un impact différencié de l'éducation par niveau. Autrement dit, dans les pays en développement c'est plutôt l'éducation primaire, voire secondaire, qui semble impacter le plus les inégalités de revenus (Abdullah et al., 2015).

De surcroît, le faible rendement de l'éducation par niveau peut être expliqué par le faible degré de diversification des économies africaines et la lenteur des changements structurels permettant de soutenir la croissance économique (Osikena et al., 2014). Ceci est d'autant plus important que de nombreux chercheurs (Rodrik, 2014 ; Tabash et al., 2022) constatent que la croissance observée dans de nombreux pays africains est principalement liée à l'explosion de prix des matières premières et à un climat d'investissement international favorable, particulièrement pour les industries extractives.

S'agissant de nos variables de contrôle, les estimations du PIB par tête sont contraires aux effets non linéaires du revenu par habitant que suggère la courbe de Kuznets. Le coefficient du PIB par habitant est positif pour l'estimation par les MCO, tandis qu'il est négatif pour l'estimation par effets fixes, tout en demeurant non significatif. En ce qui concerne l'estimation en panel dynamique (colonne 3), le coefficient devient statistiquement significatif (au seuil de 1%). Cette configuration indique une diminution initiale du coefficient de Gini du revenu, lorsque l'on tient compte d'autres variables de contrôle.

Par conséquent, une augmentation du revenu tend à diminuer l'inégalité des revenus. Les estimations en panel dynamique montrent également que l'ouverture commerciale et l'inflation affichent les impacts escomptés (colonne 6). Une hausse du taux d'ouverture commerciale des économies africaines de 1% entraîne une diminution de Gini du revenu de 0.014 point de pourcentage. En outre, une hausse de l'indice des prix à la consommation d'un point de pourcentage amplifie les inégalités de revenu de 0.002 point de pourcentage.

Au-delà des problématiques de la persistance des inégalités de revenu et de l'endogénéité des résultats de l'éducation, que nous avons tenté de résoudre à travers l'estimateur GMM en système, les coefficients des régressions (1) et (4) peuvent souffrir d'éventuels biais. C'est la raison pour laquelle nous effectuons des tests de robustesses pour ces modèles.

4.2. Analyse de la robustesse du modèle

4.2.1. Test de normalité des résidus

Une première étape consiste à évaluer la normalité des résidus de notre modèle de régression. À cet effet, nous avons employé le test de Shapiro-Wilk (1965).

Tableau 6 : Test de Shapiro-Wilk

Modèle	Observations	W	V	Z	Prob>Z
(1)	82	0.987	0.908	-0.211	0.583
(4)	64	0.971	1.606	1.025	0.152

Source : élaboré par l'auteur.

Les résultats du test (tableau 6) montrent que la statistique W du modèle (1) est de 0.987 et la valeur p est de 0.583. Puisque la valeur p est supérieure au seuil de 0.05, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de normalité des résidus. Idem pour le modèle (4), dont la statistique du test est de l'ordre de 0.971 et la probabilité associée est de 0.152. Par conséquent, nous concluons que les résidus de notre modèle de régression suivent une distribution normale. Cette normalité des résidus indique que les conditions pour l'application de la régression linéaire sont respectées, assurant ainsi la validité des intervalles de confiance et des tests d'hypothèse dérivés du modèle.

4.2.2. Test d'hétéroscédasticité

Afin de vérifier l'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs dans notre modèle de régression, nous avons effectué le test de Breusch-Pagan / Cook-Weisberg (1979). Les résultats du test (tableau 7) montrent que la statistique $\chi^2(1)$ est de 6.06 avec une probabilité associée de 0.0001 pour le modèle (1). S'agissant du modèle (4), la statistique est de l'ordre de 14.74 et sa probabilité associée est de 0.013. Étant donné que la valeur p est bien inférieure au seuil de signification de 0.05, nous rejetons l'hypothèse nulle de variance constante. Ces résultats indiquent une présence significative d'hétéroscédasticité dans les deux modèles, ce qui suggère que la variance des erreurs varie avec les valeurs ajustées.

Tableau 7 : Test de Breusch-Pagan / Cook-Weisberg

Modèle	Statistique de test $\chi^2(1)$	Prob> χ^2
(1)	6.06	0.013
(4)	14.74	0.000

Source : élaboré par l'auteur.

Compte tenu de l'hétéroscédasticité détectée dans les modèles (1) et (4), il semble nécessaire de corriger ce problème pour obtenir des estimateurs efficaces. Cela peut inclure l'utilisation de techniques robustes aux erreurs hétéroscédastiques, aux valeurs extrêmes ou encore la méthode Bootstrap.

4.2.3. La régression robuste aux erreurs hétéroscédastiques

La régression robuste à l'hétéroscédasticité est une méthode statistique utilisée pour obtenir des estimations fiables des coefficients de régression lorsqu'il y a une violation de l'hypothèse d'homoscédasticité dans un modèle de régression linéaire. Cette méthode ajuste les erreurs standards des coefficients de régression pour tenir compte de l'hétéroscédasticité, ce qui permet de produire des tests statistiques et des intervalles de confiance qui sont robustes face à cette violation (Chetty et al., 2014). S'agissant du modèle (1), les résultats des estimations (tableau 8) montrent que, tout en gardant les signes des principaux résultats, la plupart des coefficients des variables indépendantes ont perdu en amplitude et en significativité, à l'exception des variables *EL* et *INF*, qui ont vu leur coefficient légèrement augmenté. Plus spécifiquement, le coefficient de la variable *GE*, est passé de -0.221 à -0.192 tout en devenant statistiquement non significatif. Nous constatons également une légère amélioration du coefficient de détermination ajusté (R^2), passant de 0.593 à 0.616, ce qui suggère un meilleur ajustement de notre modèle.

Par ailleurs, les résultats des estimations robustes aux erreurs hétéroscédastiques du modèle (4), incluant les taux bruts de scolarisation par niveau d'instruction, montrent que le coefficient de la variable *TBSP* diminue en amplitude et devient statistiquement significatif. Ainsi, une augmentation de 1 point de pourcentage des inscriptions dans l'enseignement primaire est associée à une diminution de 0.0006 point de l'indice de Gini du revenu. En outre, les coefficients des variables *TBSS* et *TBST* sont restés inchangés. Pour ce qui est des autres variables de contrôle, nous ne notons aucun changement majeur dans les signes des coefficients, comparativement aux principaux résultats. En revanche, contrairement au modèle (1), le coefficient de détermination ajusté s'est déprécié, passant de 0.425 à 0.397.

Tableau 8 : Régression robuste aux erreurs hétéroscédastiques

Variables	Coefficients (1)	Erreurs standards robustes (1)	Coefficients (4)	Erreurs standards robustes (4)
<i>GE</i>	-0.192	0.187		
<i>EL</i>	0.008	0.017		
<i>TBSP</i>			-0.0006*	0.000
<i>TBSS</i>			-0.003***	0.001
<i>TBST</i>			0.001**	0.000
<i>LPIBPH</i>	0.006	0.026	0.061**	0.027
<i>OUV</i>	0.081*	0.043	0.077	0.065
<i>INF</i>	-0.003***	0.001	-0.0002	0.000
<i>POP65</i>	-0.014**	0.008	-0.024*	0.012
<i>POP14</i>	0.003**	0.001	0.001	0.001
<i>URBAN</i>	-0.001	0.000	-0.002	0.001
<i>CSP</i>	0.001***	0.000	0.001	0.000
<i>Observations</i>	82		64	
<i>F (p-value)</i>	9.95 (0.000)		4.61 (0.004)	
<i>R²</i>	0.687		0.540	
<i>R² ajusté</i>	0.616		0.397	

Note : Les erreurs standard robustes sont regroupées au niveau des pays. Les effets fixes propres à chaque période sont absorbés.

Source : élaboré par l'auteur.

Ces résultats sont plutôt cohérents avec nos principaux résultats et suggèrent que la présence d'hétéroscédasticité dans les estimations initiales n'affecte pas fondamentalement les coefficients obtenus.

4.2.4. La régression robuste aux valeurs extrêmes

La régression robuste aux valeurs extrêmes est une méthode statistique utilisée pour obtenir des estimations fiables des paramètres de régression lorsque les données contiennent des valeurs aberrantes (outliers) ou des observations influentes qui pourraient affecter négativement les résultats d'une régression linéaire classique (Rousseeuw et Leroy, 1987).

Cette technique, qui permet d'améliorer la précision des modèles, est l'un des principaux outils utilisés pour obtenir des régressions robustes dans la littérature empirique traitant des inégalités de revenu (Kolenikov et Angeles, 2009 ; Ceriani et Verme, 2012 ; Fakir et Khaliq, 2020). À l'exception d'une légère variation de l'amplitude des coefficients des modèles (1) et (4), les résultats sont dans l'ensemble cohérents avec les estimations précédentes (tableau 9). Ce qui suppose que nos données ne contiennent pas de valeurs influentes pouvant biaiser nos résultats.

Tableau 9 : Régression robuste aux valeurs extrêmes

Variables	Coefficients (1)	t-statistique (1)	Coefficients (4)	t-statistique (4)
-----------	------------------	-------------------	------------------	-------------------

<i>GE</i>	-0.200*	-1.77		
<i>EL</i>	-0.001	-0.14		
<i>TBSP</i>			-0.0006*	-1.69
<i>TBSS</i>			-0.003***	-2.85
<i>TBST</i>			0.001**	2.53
<i>LPIBPH</i>	0.023	1.51	0.074***	4.59
<i>OUV</i>	0.086***	2.90	0.052*	1.69
<i>INF</i>	-0.001**	-2.08	-0.0008	-1.07
<i>POP65</i>	-0.016**	-2.08	-0.034***	-3.68
<i>POP14</i>	0.003**	2.16	0.001	1.26
<i>URBAN</i>	-0.001*	-1.90	-0.001**	-2.11
<i>CSP</i>	0.001***	5.71	0.001***	3.61
<i>Observations</i>	82		64	
<i>F (p-value)</i>	13.07 (0.000)		9.17 (0.000)	

Source : élaboré par l'auteur.

4.2.5. La méthode Bootstrap pour régression linéaire

La méthode Bootstrap est une technique statistique de rééchantillonnage utilisée pour estimer la distribution d'un échantillon statistique. Elle est particulièrement utile pour évaluer la précision des estimations d'un modèle statistique, notamment lorsque les hypothèses traditionnelles (comme la normalité des résidus) ne sont pas satisfaites (Härdle et Marron, 1990). Largement utilisée dans la littérature sur les inégalités (Atkinson et Brandolini, 2010 ; Jenkins et Van Kerm, 2011) cette technique permet non seulement de vérifier la robustesse d'un modèle, mais également de fournir une estimation de la variabilité des coefficients de régression et des intervalles de confiances plus fiables. Les résultats des estimations par la méthode Bootstrap (tableau 10), indiquent que toute chose égale par ailleurs, les coefficients, l'amplitude ainsi que la significativité des coefficients du modèle (1) sont restés inchangés. En revanche, les résultats se sont légèrement améliorés, dans la mesure où le coefficient de la variable *TBSP* devient significatif au seuil de 10%. De plus, en comparaison avec la méthode de la régression robuste aux erreurs hétéroscédastiques, le coefficient de détermination ajusté s'est au contraire apprécié, passant de 0.397 à 0.425. Ce qui implique que la méthode Bootstrap permet d'expliquer une plus grande proportion de la variance des inégalités de revenu.

Tableau 10 : Régression par la méthode Bootstrap

Variables	Coefficients (1)	Erreurs Standards Bootstrap (4)	Coefficients (2)	Erreurs Standards Bootstrap (4)
<i>GE</i>	-0.221**	0.125		
<i>EL</i>	-0.002	0.011		
<i>TBSP</i>			-0.0005*	0.000
<i>TBSS</i>			-0.003***	0.000
<i>TBST</i>			0.001**	0.000
<i>LPIBPH</i>	0.019	0.018	0.053**	0.019
<i>OUV</i>	0.089***	0.031	0.075**	0.033
<i>INF</i>	-0.001**	0.000	-0.0009	0.000
<i>POP65</i>	-0.001**	0.007	-0.025**	0.008
<i>POP14</i>	0.002**	0.001	0.0004	0.002
<i>URBAN</i>	-0.001**	0.000	-0.002**	0.000
<i>CSP</i>	0.001***	0.000	0.0008	0.000
<i>Observations</i>	82		64	
<i>Répliques</i>	1000		1000	
<i>Wald Chi2 (p-value)</i>	21.13 (0.000)		45.90 (0.000)	
<i>R²</i>	0.638		0.516	
<i>R² ajusté</i>	0.593		0.425	

Source : élaboré par l'auteur.

D'autres méthodes peuvent être utilisées pour tester la robustesse des coefficients du modèle, telles que la « propensity score matching » (PSM). Cependant, pour les échantillons de très

petite taille (moins de 100 observations), l'utilisation d'une telle méthode peut s'avérer problématique en raison de la variabilité accrue et de la difficulté à obtenir des correspondances précises, ce qui risque de limiter la robustesse statistique du modèle.

4.3. Discussion

Les résultats ainsi obtenus semblent avoir d'importantes implications politiques. D'abord, la dominance de l'effet de composition suggère l'accélération des investissements visant l'expansion de l'enseignement, notamment primaire. Ceci permettra d'atteindre plus rapidement le seuil pouvant déclencher l'effet de compression qui est de nature à exercer des pressions à la baisse sur les écarts de revenus. Deuxièmement, l'amélioration de la qualité d'éducation semble aussi nécessaire en vue de rehausser son rendement et de réduire, à terme, les inégalités de revenu. Troisièmement, la voie de l'enseignement inclusif devrait être soutenue, tant que les résultats montrent une corrélation positive entre les inégalités éducatives et les inégalités de revenu. En particulier, les mesures visant à favoriser l'accès des jeunes filles, des enfants du monde rural et des milieux défavorisés à un enseignement de qualité peuvent réduire les inégalités éducatives et, par voie de conséquence, les inégalités de revenu.

Quatrièmement, l'accélération du processus de transformation structurelle des économies africaines permettrait, par une utilisation accrue du travail qualifié, d'accroître le rendement des niveaux supérieurs d'enseignement et, à terme, une répartition plus égalitaire du revenu. En effet, la faiblesse du processus de transformation structurelle des économies africaines, combinée à l'inadéquation de la formation des jeunes avec les compétences exigées par les employeurs, ont fait que l'expansion de l'éducation n'a pas été déterminante dans la réduction des inégalités de revenus. Par conséquent le chômage chronique, notamment chez les jeunes et les personnes instruites, pourrait être expliqué par le faible niveau technique de la plupart des industries, lequel se traduit par une demande faible d'emplois qualifiés (Page et Shimeles 2015 ; Oduola et al., 2017 ; Nabassaga, 2020). Cinquièmement, et en liaison avec le processus de transformation structurelle, les pays africains devraient rattraper leur retard et réformer en profondeur l'enseignement supérieur de façon à répondre aux besoins de secteurs émergents. Et étant donné que le niveau d'inégalité de la richesse dans les pays africains diminue de manière significative à mesure que la part des ménages ayant un niveau d'éducation élevé augmente (Shimeles, 2016 ; Molla, 2021), améliorer l'enseignement post-primaire pourrait potentiellement réduire l'inégalité de revenu en Afrique à long terme. Au-delà de tous ses facteurs, il semblerait que la qualité des institutions est également un déterminant majeur dans la réduction des inégalités de revenu en Afrique, en particulier par le biais de l'éducation (Bosede, 2023).

5. Conclusion

L'objectif de ce papier était de mettre en évidence la contribution exacte du capital humain dans la réduction des inégalités de revenus au sein d'un panel de pays africains. Le capital humain étant mesuré par le niveau de scolarité, les inégalités éducatives et l'éducation par niveau. En prenant l'estimateur GMM en système comme référence, plusieurs spécifications ont été estimées. Les résultats ainsi obtenus semblent avoir d'importantes implications politiques. D'abord, la dominance de l'effet de composition suggère l'accélération des investissements visant l'expansion de l'enseignement, notamment primaire. Ceci permettra d'atteindre plus rapidement le seuil pouvant déclencher l'effet de compression qui est de nature à exercer des pressions à la baisse sur les écarts de revenus.

Deuxièmement, l'amélioration de la qualité d'éducation semble aussi nécessaire en vue de rehausser son rendement et de réduire, à terme, les inégalités de revenu. Troisièmement, la voie de l'enseignement inclusif devrait être soutenue, tant que les résultats montrent une corrélation

positive entre les inégalités éducatives et les inégalités de revenu. En particulier, les mesures visant à favoriser l'accès des jeunes filles, des enfants du monde rural et des milieux défavorisés à un enseignement de qualité peuvent réduire les inégalités éducatives et, par voie de conséquence, les inégalités de revenu. Quatrièmement, l'accélération du processus de transformation structurelle des économies africaines permettrait, par une utilisation accrue du travail qualifié, d'accroître le rendement des niveaux supérieurs d'enseignement et, à terme, une répartition plus égalitaire du revenu. En effet, la faiblesse du processus de transformation structurelle des économies africaines combinée à l'inadéquation de la formation des jeunes avec les compétences exigées par les employeurs, ont fait que l'expansion de l'éducation n'a pas été déterminante dans la réduction des inégalités de revenus. Par conséquent le chômage chronique, notamment chez les jeunes et les personnes instruites, pourrait être expliqué par le faible niveau technique de la plupart des industries, lequel se traduit par une demande faible d'emplois qualifiés (Shimeles, 2016 ; Odusola et al., 2017 ; Nabassaga, 2020). Cinquièmement, et en liaison avec le processus de transformation structurelle, les pays africains devraient rattraper leur retard et réformer en profondeur l'enseignement supérieur de façon à répondre aux besoins de secteurs émergents. Et étant donné que le niveau d'inégalité de la richesse dans les pays africains diminue de manière significative à mesure que la part des ménages ayant un niveau d'éducation élevé augmente (Shimeles, 2016 ; Molla, 2021), améliorer l'enseignement post-primaire pourrait potentiellement réduire l'inégalité de revenu en Afrique à long terme.

Références :

- (1). Abdelbaki, H., (2012). An Analysis of Income Inequality and Education Inequality in Bahrain. *Modern Economy*, Vol. 3, No. 5, pp.675-685.
- (2). Abdullah, A., Doucouliagos, H. and Manning, E. (2015), Does education reduce income inequality? a meta-regression analysis. *Journal of Economic Surveys*, 29: 301-316.
- (3). Agasisti, T., & Longobardi, S. (2014). Educational Institutions, Resources, and Students' Resilience: Evidence from PISA 2012. *Economics of Education Review*, 41, 39-55.
- (4). Albanesi, S. (2007). Inflation and Inequality. *Journal of Monetary Economics* 54 (4):1088-14.
- (5). Alvaredo, F. Piketty, T. Saez, E. Chancel, L. & Zucman, G. (2018). *World Inequality Report*. Post-Print halshs-01885458, HAL.
- (6). Anderson, E. and A. McKay. (2004). Why is inequality so high, but also so variable in sub-Saharan Africa? *Poverty and Public Policy Group*, Overseas Development Institute, London.
- (7). Arellano, M. & Bover, O., (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models, *Journal of Econometrics*, 68, issue 1, p. 29-51.
- (8). Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- (9). Atkinson, A. B., & Brandolini, A. (2010). On analyzing the world distribution of income. *The World Bank Economic Review*, 24(1), 1-37.
- (10). Barro, R. J., (2013). Education and Economic Growth. *Annals of Economics and Finance*. 14. 301-328.
- (11). Barro, R. J., and J. W. Lee. (2015). A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2015. *Journal of Development Economics* 104: 184-98.
- (12). Bigsten A, Kebede B, Shimeles A, Tadesse M. (2003). Growth and poverty reduction in Ethiopia: evidence from household surveys, *World Dev.* 31(1): 87-10.
- (13). Blaug, M. (1976). The empirical status of human capital theory: A slightly jaundiced survey. *Journal of Economic Literature*, 14(3), 827-855.

- (14). Bloome D, Dyer S, Zhou X. (2018). Educational Inequality, Educational Expansion, and Intergenerational Income Persistence in the United States. *American Sociological Review*.83(6):1215-1253.
- (15). Blundell, R. and S. Bond (1998), Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics* 87(1): 115-143.
- (16). Bosede A. N. (2023). Income Inequality, Human Capital and Institutional Quality in Sub-Saharan Africa. *Social Indicators Research*. 171. 1-25.
- (17). Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47(5), 1287-1294.
- (18). Brown, S., & Sessions, J. G. (2005). Signaling and screening. In G. Johnes & J. Johnes (Eds.), *International handbook on the economics of education* (pp. 58–100). Cheltenham, England: Edward Elgar.
- (19). Castelló-Climent, A., & Doménech, R. (2021). Human capital and income inequality revisited. *Education Economics*, 29(2), 194–212.
- (20). Castelló-Climent, A., and R. Doménech. (2014). Human Capital and Income Inequality: Some Facts and Some Puzzles. *BBVA Research Working Paper*.
- (21). Ceriani, L., & Verme, P. (2012). The origins of the Gini index: extracts from *Variabilità e Mutabilità* (1912) by Corrado Gini. *Journal of Economic Inequality*, 10(3), 421-443.
- (22). Checchi, D. (2001). Education, Inequality, and Income Inequality, DARP 52. Suntory and Toyota International Centre's for Economics and Related Disciplines. London, UK: *London School of Economics and Political Science*.
- (23). Checchi, D., & Garonna, P. (2010). Education and earnings inequality: Evidence from Italy. *Economics of Education Review*, 29(3), 396-404.
- (24). Chetty, R., Friedman, J. N., Hendren, N., & Stepner, M. (2020). The Opportunity Insights Team. The Opportunity Atlas: Mapping the childhood roots of social mobility. *NBER Working Paper*, No. 25147.
- (25). Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., & Saez, E. (2014). Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1553-1623.
- (26). Chiswick B, R., (1968). The Average Level of Schooling and the Intra-Regional Inequality of Income: A Clarification. *The American Economic Review*, 58(3), 495-500.
- (27). Coady, D., and Dizioli, A. (2017). Income Inequality and Education Revisited; Persistence, Endogeneity, and Heterogeneity, *IMF Working Papers* 17/126, International Monetary Fund.
- (28). Coleman, J. S. (1988). Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology*, 94, S95-S120.
- (29). Dabla-Norris, E., Kalpana K., Nujin S., Frantisek R., & Evridiki T., (2015). Causes and Consequences of Income Inequality: A Global Perspective, *IMF Staff Discussion Paper* SDN/15/13 (Washington: International Monetary Fund).
- (30). Davidson, R., & MacKinnon, J. G. (2004). *Econometric Theory and Methods*. Oxford University Press.
- (31). De Gregorio, J. D., and J. W. Lee. (2002). Education and Income Inequality: New Evidence from Cross-Country Data. *Review of Income and Wealth* 48 (3): 395–416.
- (32). Digdowiseiso, K. (2009). Education inequality, economic growth, and income inequality: Evidence from Indonesia, 1996-2005. *MPRA Paper*.
- (33). Fakir, A. M. M., & Khaliq, A. (2020). Social Capital and Income Inequality: A Review. *Social Indicators Research*, 152(1), 283-303.
- (34). Ferreira, F.H.G., and Gignoux, J., (2008). The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America. Policy Research Working Paper 4659, *World Bank*, Washington, DC.

- (35). Földvári, P., and B. van Leeuwen. (2011). Should Less Inequality in Education Lead to a More Equal Income Distribution? *Education Economics* 19 (5): 537–54.
- (36). Galor, O., and Moav, O. (2004). From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development, *The Review of Economic Studies*, Volume 71, Issue 4, Pages 1001–1026.
- (37). Gregg, P., Macmillan, L. & Vittori, C. (2019). Intergenerational income mobility: access to top jobs, the low-pay no-pay cycle and the role of education in a common framework. *J Popul Econ* 32, 501–528.
- (38). Hanushek, E. A., & Kimko, D. D. (2000). Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. *American Economic Review*, 90(5), 1184-1208.
- (39). Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2020). *The Knowledge Capital of Nations: Education and the Economics of Growth*. MIT Press.
- (40). Härdle, W., & Marron, J. S. (1990). Bootstrap simultaneous error bars for nonparametric regression. *The Annals of Statistics*, 18(2), 778-792.
- (41). Hoeller, P., Joumard, I. & Koske, I. (2014). Reducing Income Inequality While Boosting Economic Growth: Can it be done? *The Singapore Economic Review (SER)*, 59, issue 01, p. 1-22.
- (42). Jaumotte, F., S. Lall and Ch. Papageorgiou (2013). Rising Income Inequality: Technology, or Trade and Financial Globalization? *IMF Economic Review*, Vol. 61(2), 271-309.
- (43). Jenkins, S. P., & Van Kerm, P. (2011). The measurement of economic inequality. In J. A. Bishop & J. M. Formby (Eds.), *Handbook of Income Distribution* (Vol. 2, pp. 87-166). Elsevier.
- (44). Jones, Charles & Romer, Paul. (2010). The New Kaldor Facts: Ideas, Institutions, Population, and Human Capital. *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2. 224-45.
- (45). Joseph E. Stiglitz, (2015). The Origins of Inequality, and Policies to Contain It, *National Tax Journal*, National Tax Association; *National Tax Journal*, vol. 68(2), pages 425-448, June.
- (46). Jun.Y., Xiao, H and Xiaoyu, L. (2009). Educational inequality and income Inequality. An empirical Study on China. *Frontier Education China*, Vol.4, No.3, pp.413-434.
- (47). Kharlamova, G., Stavvytsky, A., & Zarotiadis, G. (2018). The impact of technological changes on income inequality: the EU states case study. *Journal of International Studies*, 11(2), 76-94.
- (48). Knight, J. B., and R.H. Sabot (1983). Educational Expansion and the Kuznets Effect. *The American Economic Review*, 73(5), 1132-1136.
- (49). Kolenikov, S., & Angeles, G. (2009). Socioeconomic status measurement with discrete proxy variables: Is principal component analysis a reliable answer? *Review of Income and Wealth*, 55(1), 128-165.
- (50). Kotera, T., & Seshadri, A., (2017). Educational policy and intergenerational mobility. *Review of Economic Dynamics*.
- (51). Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review* 45: 1–28.
- (52). Lee, J. W., and D. Wie. (2015). Technological Change, Skill Demand, and Wage Inequality: Evidence from Indonesia. *World Development* 67: 238–50.
- (53). Lee, Jong-Wha; Lee, Hanol (2018): Human capital and income inequality, ADBI Working Paper, No. 810, *Asian Development Bank Institute (ADBI)*, Tokyo.
- (54). Levison, D. and Lam, David, (1990), Declining inequality in schooling in Brazil and its effects on inequality in earning, Working Papers, Yale - *Economic Growth Center*.

- (55). Li, H., Loyalka, P., Rozelle, S., Wu, B., & Xie, J. (2021). Unequal Access to Education in China: Its Evolution, Consequences, and Future. *China Quarterly*, 245, 29-55.
- (56). Lim, A. S. K., and K. K. Tang. (2008). Human Capital Inequality and the Kuznets Curve. *Developing Economies* 46 (1): 26–51.
- (57). Lindahl, M., Palme, M., & Sandgren Massih, S. (2015). Long-term intergenerational persistence of human capital: An empirical analysis of four generations. *Journal of Human Resources*, 50(1), 1-33.
- (58). Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, 22(1), 3-42.
- (59). Mace, J., (1980), The Finnison report: An economist's view, *Education Policy Bulletins*, Spring.
- (60). Mankiw, N. G., Gans, J., King, S., & Stonecash, R. (2012). Principles of economics. South Melbourne, Victoria, Australia: Cengage Learning.
- (61). Mayer, SE. (2010). The relationship between income inequality and inequality in schooling. *Theory and Research in Education*. 8(1):5-20.
- (62). Milanovic, B. (2003). Is Inequality in Africa Really Different? *Policy Research Working Papers*. World Bank.
- (63). Mincer, J. A. (1974). Schooling, Experience, and Earnings. Cambridge, MA: *National Bureau of Economic Research*.
- (64). Molla, G. G. (2021). Human Capital and Income Inequality Linkage in Sub-Saharan Africa: Panel Data Analysis (1984–2016). *Journal of Developing Economies*, 6(2), 186–200.
- (65). Morrisson, C. and F. Murtin (2013). The Kuznets curve of human capital inequality: 1870–2010. *Journal of Economic Inequality*, 11, 283–301.
- (66). Munir, F., Farooq, F., Ahmad, R., & Rafeeq, R. (2023). A New Approach to Empirical Investigation under Persistence, Endogeneity, and Heterogeneity for South Asia: Understanding of the Deeper Dynamics of the Relationship Among Income Disparity and Education. *IRASD Journal of Economics*, 5(2), 272 – 282.
- (67). Nabassaga, T., C. Chuku, A. Mukasa and H. Amusa (2020), How Does Educational Inequality Affect Income Inequality in Africa? Working Paper Series N° 343, *African Development Bank*, Abidjan, Côte d'Ivoire.
- (68). Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 49(6), 1417-1426.
- (69). Odusola, A. F., Cornia, G. A., Bhorat, H., & Conceição, P. (eds). (2017). Income Inequality Trends in Sub-Saharan Africa: Divergence, Determinants and Consequences. *United Nations Development Programme*.
- (70). Okojie, K., and Shimeles, A., (2006), Inequality in Sub-Saharan Africa: A Synthesis of Recent Research on the Levels, Trends, Effects and Determinants of Inequality in its Different Dimensions, *Overseas Development Institute*, London.
- (71). Osikena J., Owen A., & Ugur D., (2014), Employment, enterprise and skills – Building business infrastructure for African development. *The foreign policy centre*, UK.
- (72). Ozdemir, O., (2020). Distributional Effects of Human Capital in Advanced Economies: Dynamics of Economic Globalization. *Business and Economics Research Journal*, Uludag University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, vol. 11(3), pages 591-607, July.
- (73). Page, J., and A. Shimeles (2015). Aid, employment and poverty in Africa. *African Development Review* 27: S1 17–30.
- (74). Park, K. H. (1996). Educational Expansion and Educational Inequality on Income Distribution. *Economics of Education Review* 15 (1): 51–8.

- (75). Piketty T., Saez E. (2014) Inequality in the long run. *Science. American Association for the Advancement of Science*, 344 (6186), pp.838-843.
- (76). Pose & Vassilis T., (2009). Education and Income Inequality In the Regions of the European Union. *Journal of Regional Science*. Vol.49, No.3, pp.411–437.
- (77). Pritchett, L. (2001). Where has all the education gone? *World Bank Economic Review*, 15(3), 367–391.
- (78). Psacharopoulos, G. (1977). Unequal access to education and income distribution. *De Economist*, Vol.125, No.3, pp. 383-392.
- (79). Psacharopoulos, G., & Patrinos, H. A. (2018). Returns to investment in education: a decennial review of the global literature. *Education Economics*, 26(5), 445–458.
- (80). Ram, R. (1984). Population Increase, Economic Growth, Educational Inequality, and Income Distribution: Some Recent Evidence. *Journal of Development Economics* 14, 419–28.
- (81). Ram, R. (1990). Educational Expansion and Schooling Inequality: International Evidence and Some Implications. *The Review of Economics and Statistics*, 72, issue 2, p. 266-74.
- (82). Rodrik, D. (2014). An African Growth Miracle? *Center for Global Development Richard H. Sabot Lecture*.
- (83). Roodman, D. (2006). How to do xtabond2: An introduction to 'Difference' and 'System' GMM in Stata. Center for Global Development Working Paper No. 103. *Center for Global Development*.
- (84). Rousseeuw, P. J., & Leroy, A. M. (1987). Robust Regression and Outlier Detection. *Wiley*. Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3/4), 591-611.
- (85). Shimeles, A. (2016). Can higher education reduce inequality in developing countries? *IZA World of Labor* 2016: 273.
- (86). Shimeles, A., & Nabassaga, T., (2017). Working Paper 246 - Why is inequality high in Africa? Working Paper Series 2355, *African Development Bank*.
- (87). Shukla, V., Mishra, U.S. (2020). Expansion in Education and Its Impact on Income Inequality: Cross-sectional Evidence from India. *Ind. J. Labour Econ.* 63, 331–362.
- (88). Soldatos, G. (1999), Economics of Education and Work Incentives. *Labour*, 13: 433-443.
- (89). Solt, F. (2016). The Standardized World Income Inequality Database. *Social Science Quarterly* 97 (5): 1267–81.
- (90). Spence, M. (1973). Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355–374.
- (91). Ssewanyana, N. & Okidi, A & Angemi, D. & Barungi, V. (2004). Understanding the determinants of income inequality in Uganda. *Centre for the Study of African Economies*, University of Oxford, CSAE Working Paper Series.
- (92). Tabash, Mosab I. & Mesagan, Ekundayo Peter & Farooq, Umar, (2022). Dynamic linkage between natural resources, economic complexity, and economic growth: Empirical evidence from Africa, *Resources Policy*, Elsevier, vol. 78(C).
- (93). Tasseva, I.V. (2021), The Changing Education Distribution and Income Inequality in Great Britain. *Review of Income and Wealth*, 67: 659-683.
- (94). Thomas V., Y. Wang, and X. Fan. (2002). A New Dataset on Inequality in Education: Gini and Theil Indices of Schooling for 140 Countries. Washington, DC: *World Bank*.
- (95). Thomas, V., Y. Wang and X. Fan. (2001). Measuring Education Inequality Gini Coefficient of Education. Pages 1-12 and 19 in Policy Research Working Paper 2525. *The World Bank*, Washington D.C.

- (96). Van de Walle, N., (2009). The Institutional Origins of Inequality in Sub-Saharan Africa. *Annual Review of Political Science*. 12. 307-327.
- (97). Von Weizsäcker, R. K., (1995). Public Pension Reform, Demographics, and Inequality, *Journal of Population Economics*, Springer; European Society for Population Economics, vol. 8(2), pages 205-221.
- (98). Wedgwood R., (2007), Education and poverty reduction in Tanzania, *International Journal of educational Development* 27, pp. 383–396.
- (99). Weiss, A. (1995). Human capital vs. signaling explanations of wages. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 133–154.
- (100). Woolard, I., Leibbrandt, M., & Woolard, C., (2000). The Contribution of Income Components to Income Inequality in the Rural Former Homelands of South Africa: A decomposable Gini Analysis. *Journal of African Economies*. 9. 79-99.
- (101). Yang, J., & Qiu, M., (2016). The impact of education on income inequality and intergenerational mobility, *China Economic Review*, Elsevier, vol. 37(C), pages 110-125.