



**HAL**  
open science

# Croissance et inégalités de distribution des revenus en Afrique subsaharienne : une approche par les modèles dynamiques

Cheikh Tidiane Ndiaye, Armand Akomavo Dagoudo, Babacar Mbengue

## ► To cite this version:

Cheikh Tidiane Ndiaye, Armand Akomavo Dagoudo, Babacar Mbengue. Croissance et inégalités de distribution des revenus en Afrique subsaharienne : une approche par les modèles dynamiques. 2021. hal-03202484

**HAL Id: hal-03202484**

**<https://hal.science/hal-03202484>**

Preprint submitted on 20 Apr 2021

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# **Croissance et inégalités de distribution des revenus en Afrique subsaharienne : une approche par les modèles dynamiques**

**NDIAYE Cheikh Tidiane<sup>a</sup>  
DAGOUDO Armand Akomavo Koffi<sup>b</sup> ; MBENGUE Babacar<sup>c</sup>**

## **Résumé**

*L'objectif de cet article est d'étudier le lien entre la distribution des revenus et la croissance économique à l'aide des données de l'Afrique subsaharienne au cours de la période 1980-2015. L'étude a été réalisée en utilisant une méthode de Quasi-maximum de vraisemblance pour effectuer les estimations. Cette méthode est particulièrement adéquate pour des estimations en panel où la dimension temporelle est petite. Les résultats qui découlent de cette étude montrent qu'à partir des modèles de Solow estimés que les inégalités ont un effet positif sur la croissance économique. Cet effet varie de 0,70 à 0,79 point. Le nombre moyen d'années de scolarisation affecte négativement la croissance du PIB. Ces résultats sont stables même si on distingue le capital humain des hommes de celui des femmes. On observe aussi que dans le modèle de Solow sans capital humain, les inégalités de revenus ne sont plus significatives dans l'explication de la croissance économique.*

**Mots clés :** Croissance, Inégalités, Panel dynamique, Quasi-Maximum de vraisemblance.

**Classification JEL :** C33 ; D30 ; D31 ; J24

## **Growth and Income Distribution Inequalities in Sub-Saharan Africa: A Dynamic Model Approach**

### **Abstract.**

*The objective of this paper is to study the link between the distribution of income and the economic growth using the data of sub-Saharan Africa during the period 1980-2015. The study was carried out by using a model of Quasi-maximum of likelihood for the estimations. This method is particularly adequate for estimates in panel where temporal dimension is small. The results, which rise from this study and start from the estimated models of Solow, show that inequalities have a positive effect on the economic growth. This effect varies from 0.70 point with 0.79 point. The mean number of years of schooling affects the growth of the GDP negatively. These results are stable even if we distinguish the human capital of male from the female one. It is also observed that in the model of Solow without human capital, the inequalities of incomes are not significant and can explain anymore in the economic growth.*

**Keywords:** Growth, Inequalities, Dynamic panel, Quasi-Maximum Likelihood.

**JEL classification :** C33 ; D30 ; D31 ; J24

---

<sup>a</sup> Laboratoire de Recherche en Economie de Saint-Louis (LARES), UFR de Sciences Economiques et de Gestion (SEG), Université Gaston Berger, BP.234, Saint-Louis (Sénégal). Courriel : cheikh-tidiane.ndiaye@ugb.edu.sn

<sup>b,c</sup> Ingénieur Statisticien Economiste formé à l'ENSAE - SENEGAL

## Introduction

Depuis les années 1980, la croissance économique en Afrique subsaharienne connaît une évolution en dents de scie. Les programmes d'ajustements structurels sous l'égide des institutions de Bretton Woods et les réformes structurelles (privatisations, réduction des barrières douanières) qui ont suivi les années 80, n'ont pas permis de mettre le taux de croissance sur une évolution ascendante. En effet, selon les données de la BM, entre 1990 et 2000, le taux de croissance économique en Afrique subsaharienne est de 2,1%. Cependant, entre 2000 et 2012, la situation internationale caractérisée par l'augmentation des prix des matières premières, l'allègement de la dette ou son remboursement à des taux d'intérêts bonifiés, a conduit la croissance du PIB par tête à 5,5% en moyenne. Pourtant, les problèmes d'ordres sociaux notamment les inégalités et la pauvreté que cette augmentation du taux de croissance est sensée résoudre persistent. La comparaison de la région avec l'Asie du sud et de l'Est, par la Banque Africaine de Développement (BAD), a révélé que les progrès restent décevants et que la croissance contribue moins de deux fois à la réduction de la pauvreté qu'en Asie. Dans le même sillage, selon une étude du Fonds Monétaire International (2015), la distribution du revenu est plus inégale en Afrique Subsaharienne que dans les autres régions hormis l'Amérique Latine et les Caraïbes. Ainsi, ces institutions prônent en Afrique subsaharienne une croissance inclusive afin de diminuer les inégalités de revenus et de jeter les bases d'une accélération de la croissance future. La BAD, dans son rapport en 2015 sur le développement de l'Afrique, préconise d'accorder une priorité aux programmes inclusifs de protection sociale et d'emplois et au développement de l'infrastructure dans les zones rurales pour accroître l'accès des agriculteurs aux marchés. D'importantes réalités caractérisant les pays de l'Afrique subsaharienne ont des impacts sur les distributions des revenus et la croissance économique: la mauvaise gouvernance, la fragmentation ethnique et linguistique (Alesina et Zhuravskaya (2011) et Alesina et al. (2012)). D'autres réalités ont été soulevées comme facteurs entraînant de fortes inégalités de revenus: l'inégalité d'accès aux ressources économiques et aux opportunités, les écarts entre les sexes, la fracture entre les villes et les campagnes, le sous-emploi des jeunes, la priorité limitée attribuée aux secteurs agricoles, agro-industries et l'industrie manufacturière (BAD, 2015). La relation entre la croissance économique et la distribution des revenus a suscité un grand intérêt depuis les travaux de Lewis en 1954. Les économistes ne sont pas arrivés à trouver un résultat unanime. Des études théoriques donnent lieu à deux théories différentes ; la théorie classique qui soutient que les inégalités de revenus constituent une condition préalable à la croissance car les plus riches ont une propension à épargner plus élevée que les pauvres. Selon Kaldor (1956), les plus riches ayant une propension à épargner plus importante, une augmentation des inégalités des revenus en faveur de ce groupe augmenterait, toute chose égale par ailleurs, l'épargne globale et stimulerait les investissements et donc la croissance. Ce canal fonctionnerait si les plus riches augmentent davantage leur épargne et que l'augmentation de l'épargne se traduise par une augmentation de l'investissement. Les récentes analyses empiriques ont fait émerger la théorie de la nouvelle économie politique du développement qui suggère que les inégalités de revenus peuvent freiner la croissance économique. L'inégalité des revenus peut affecter la croissance à travers trois canaux principaux. Premièrement, la richesse et les autres actifs générateurs de revenus seraient historiquement inégalement répartis et seuls les riches pourraient économiser et investir ; seuls les propriétaires d'actifs sont éligibles pour constituer des sûretés et ont ainsi accès au crédit pour l'investissement (Morduch, 1999). L'investissement est donc sans doute l'un des canaux que les inégalités de revenus peuvent nuire à la croissance. Un second argument est lié au capital humain. Selon Stewart (2000), les pauvres, en particulier, ont tendance à renoncer à investir dans le capital humain qui offre des taux de rendement élevés et qui constitue un déterminant à long terme de la croissance. Dans une telle situation, une redistribution des revenus devrait augmenter la productivité moyenne des investissements; et donc une répartition plus équitable du

revenu stimulerait la croissance économique. Le troisième argument concerne le risque d'instabilité politique. Pour Alesina et Perotti (1996), l'accroissement des inégalités créera des instabilités politiques et menacerait les droits de propriétés et donc réduirait la croissance. La réduction de la cohésion sociale réduirait le financement de biens publics, ce qui serait défavorable à la croissance (Putnam, 2000). Les pays où l'inégalité des revenus est élevée auraient plus de mal à mener à bien les réformes nécessaires à la croissance (Rodrik, 1999). Certains auteurs soulignent que la contribution des femmes et des filles à la croissance économique est limitée à cause de la répartition des revenus ou actifs générateurs des revenus en leur défaveur. Celles qui travaillent dans l'agriculture détiennent rarement les droits de propriété foncière et elles accèdent difficilement aux autres facteurs de production (AfDB, 2015). Aussi les garçons ont plus de chances que les filles d'être éduqués ou d'être sélectionnés pour un emploi, ce qui génère une répartition sous-optimale des ressources entre les sexes (Klasen et Lamanna, 2003). D'autres auteurs ont souligné qu'on n'observe pas le même effet des inégalités de distribution de revenus sur la croissance économique dans les pays riches et dans les pays pauvres ou que l'on soit à long terme et à court terme (Cingano, 2014) ; Forbes, 2000) ; Halter, 2013). Cette problématique attire de plus en plus l'intérêt des chercheurs et attisent les débats au niveau international. Ceci, nous amène à nous interroger sur les relations qui peuvent exister entre la distribution de revenus et la croissance économique dans cette région. Cette étude a pour objectif d'analyser les liens entre les mécanismes distributifs des revenus et la croissance économique. Les hypothèses formulées pour atteindre cet objectif est de postuler que, d'une part, l'augmentation des inégalités de revenus favorise la croissance économique, et d'autre part, l'augmentation des investissements augmente la croissance économique et réduit les inégalités.

La suite de l'article s'articule comme suit : la première section est consacrée à la revue théorique et empirique ; la deuxième présente la méthodologie adoptée et les données utilisées et la dernière porte sur la présentation des résultats et les discussions.

## **1. Revue théorique et empirique**

Les inégalités de revenus marquent la disparité existant entre les revenus des individus riches et ceux des individus pauvres. Elles ont pris de l'ampleur depuis les années 1954.

Ainsi, les chercheurs et économistes se sont intéressés, depuis les travaux de Lewis (1954), à vérifier si elles constituent un obstacle à la croissance économique. Cette section présente les différents travaux théoriques et empiriques réalisés dans la littérature dans ce sens.

### **1-1°) - Revue théorique**

Depuis les travaux de Kuznets, les économistes se sont toujours intéressés sur l'interdépendance entre la distribution des revenus et la croissance économique. Les études qui ont suivi les travaux de Kuznets avaient généralement pour but de vérifier les conclusions de ce dernier dans des contextes différents et des formulations spécifiques de ses hypothèses (Adelman et Morris (1973), Robinson (1976), Fields (1979)). Toutefois, d'autres auteurs (Saith (1983), Anand et Kanbur (1993a), Anand et Kanbur (1993b)) ont remis en cause l'approche de Kuznets. Selon cette approche, c'est le processus de croissance qui influence la distribution des revenus. Ce sont ces controverses qui guident principalement les différentes théories abordées dans la littérature. A côté de ces controverses, d'autres en plus récentes comme le capital humain, la pauvreté, l'investissement, les IDE, la libéralisation du commerce ont été avancées comme facteurs pouvant affecter la distribution des revenus et la croissance. Ainsi, l'analyse du lien entre croissance et distribution des revenus se fonde essentiellement sur les travaux de Kuznets (1955), Lewis (1954) et Levine et Rabelo (1991). De manière plus précise, cette analyse consiste à voir la relation de causalité entre la croissance et la distribution des revenus, d'expliquer le processus par lequel

les effets se transmettent, et enfin de révéler l'origine des inégalités dans la distribution des revenus et leurs effets sur la croissance. Il existe plusieurs concepts d'inégalités. Les inégalités mis en exergue dans la suite du document concernent les inégalités en richesse et les inégalités en revenu.

### **1.1.1°) - Effet de la croissance économique sur la distribution du revenu**

Dans la littérature économique, nombreux sont des auteurs qui ont mené des analyses sur l'effet de la croissance économique et la distribution des revenus. Dès 1955, Kuznets a établi une relation entre le niveau de revenu par habitant et l'inégalité de la répartition des revenus. Il base son analyse sur le passage d'un pays d'une économie traditionnelle à une économie moderne. Selon lui, la croissance provenant de cette mutation économique provoque, dans un premier temps, une inégalité de revenus entre les personnes détenant les capitaux et les salariés. Dans une phase secondaire, cette inégalité a tendance à se réduire. L'évolution de la distribution des revenus s'apparente alors à un « U inversé ».

Lors de la première étape, Kuznets suppose que les populations se trouvent majoritairement employés dans le secteur traditionnel. Il fait l'hypothèse que les salaires sont relativement égaux durant cette période et que ces derniers ne sont pas élevés. Ainsi l'installation des industries va provoquer une distorsion au niveau des salaires créant de ce fait une différence salariale entre les travailleurs du secteur traditionnel et ceux du secteur moderne. La richesse est alors détenue par les plus riches, le niveau de pauvreté est élevé et les villes industrialisées s'agrandissent du fait de leur attractivité en termes de rémunération.

Lors de la deuxième étape, la croissance dans les deux secteurs de l'économie (secteur traditionnel et le secteur moderne) sera accompagnée par une augmentation des inégalités de revenus. De manière parallèle, le processus d'industrialisation va attirer de plus en plus les facteurs de production diminuant par la même occasion le poids du secteur traditionnel dans l'économie (si la productivité des facteurs du secteur primaire reste inchangée). Ainsi, du fait du développement d'institution démocratique et de la participation de la population à l'élaboration de celles-ci, de la pression sur les plus riches, du développement technologique et de l'augmentation des salaires, la dynamique d'inégalités observée dans la première phase s'inverse jusqu'à un niveau plus équitable. Ce processus est aussi expliqué par Steward (2003) par la détention d'actifs. Ainsi l'augmentation du stock d'actifs contribue, d'abord, à accroître les écarts de revenu. Ensuite, le rendement du stock d'actifs se trouvent diminuer par la hausse du prix du travail.

Bien que l'hypothèse de Kuznets fût vérifiée empiriquement, elle ne reposait sur aucune formulation explicite. Robinson (1976) fût le premier à essayer de donner une formalisation sur le processus de croissance de Kuznets. Son exemple sera suivi par d'autres auteurs comme Fields (1979) et Anand et Kanbur (1973a). Anand et Kanbur modélise l'hypothèse de Kuznets en distinguant deux degrés d'inégalités : une inégalité intersectorielle et une inégalité intrasectorielle. Il faut noter que Kuznets n'était pas le seul à s'intéresser à ce sujet, Lewis (1954) avait entrepris des travaux dans ce sens. D'ailleurs pour formuler son hypothèse, Kuznets s'est inspiré du modèle dualistique de Lewis.

En dehors de l'hypothèse de Kuznets, il en existe une autre qui avance le fait que la croissance mène toujours à des inégalités. Selon cette hypothèse, la croissance dans des économies de marché ne peut exister sans qu'il y ait une mauvaise répartition des revenus. Cette affirmation se fonde principalement sur trois arguments. La première est que les revenus sont naturellement distribués de manière inégale puisque que l'épargne et l'investissement sont faits par les personnes les plus riches. L'autre argument concerne la composition de l'offre de travail et du capital humain ; les individus les plus qualifiés sont souvent les détenteurs de la richesse d'un pays. Ainsi ces derniers disposeraient de revenus plus conséquents. Le dernier argument est lié à l'accès au crédit

pour pouvoir faire éventuellement des investissements. Les personnes détenteurs de richesse sont plus aptes à demander des emprunts et à faire des investissements lourds (Morduch, 1999).

L'hypothèse de Kuznets sera critiquée par des auteurs (Ahluwalia (1976), Easterly, King, Levine et Rabelo (1993)) sur le fait qu'elle établit de manière empirique un lien entre le revenu par tête et les inégalités, et non la croissance mais aussi par le fait que ce lien devrait être observé à travers des études sur des données de séries temporelles et non sur des données en coupe instantanée.

### **1.1.2°) - Effet de l'inégalité de distribution des revenus sur la croissance économique**

Les effets positifs de l'inégalité de distribution des revenus sur la croissance se fondent essentiellement sur trois principaux arguments. Tout d'abord, ces effets positifs se basent sur l'hypothèse de Kaldor sur la propension à épargner des ménages. Selon cette hypothèse, la propension à épargner des ménages les plus riches est supérieure à celle des ménages pauvres. Ainsi, lorsque la croissance économique est liée à l'épargne, il est mieux pour une économie de favoriser une politique moins égalitaire dans le partage des revenus et des richesses afin d'augmenter le stock d'épargne. L'hypothèse de Kaldor fût formalisée par Stiglitz (1969), dans un modèle de Solow, et par Bouguignon (1981) qui montrent la relation entre la distribution des revenus et la croissance économique. Un autre argument est celui lié à l'indivisibilité des investissements. En effet, dans une économie où il y'a une imperfection du marché de capitaux, les investissements lourds qui nécessitent des coûts initiaux énormes ne peuvent être réalisés que par des personnes ayant de hauts revenus (Aghion et al, 1999). De ce fait, la concentration des richesses par une petite partie de la population peut ainsi être un facteur stimulant l'investissement qui par la suite sera bénéfique à la croissance. Enfin, le dernier argument est relatif à l'incitation que ces inégalités peuvent provoquer chez les employés dans un contexte d'aléa moral où la production dépend des comportements inobservables de ces derniers. Cette hypothèse fût formalisée par Mirrless (1971).

À côté de ces effets positifs, les inégalités peuvent avoir des impacts négatifs en réduisant les opportunités d'investissement, en diminuant les intentions des emprunteurs et en créant un environnement macroéconomique volatile.

### **1.1.3°) - Autres facteurs affectant la distribution des revenus**

Les économies sont aujourd'hui exposées au phénomène de mondialisation marqué par la libéralisation des échanges, l'augmentation des marchés, les changements technologiques etc. Ces mutations de l'environnement économique ont eu des conséquences sur la distribution des revenus et par conséquent ont augmenté ou ont réduit les inégalités. Théoriquement, la libéralisation des échanges devrait participer à la réduction des inégalités car elle permet d'exporter la main d'œuvre. Cependant, elle peut accentuer les écarts de revenu si cette opportunité n'est saisissable que par une minorité. En effet pendant longtemps, l'ouverture des économies a permis de réduire les inégalités grâce à une demande accrue de main d'œuvre non qualifiée. Aujourd'hui, selon Goldberg et Pavcnik (2004), elle contribue plus à créer des inégalités puisque que la demande de travail est plus axée sur la main d'œuvre qualifiée. De la même manière, une nouvelle technologie nécessite souvent de la main d'œuvre qualifiée ce qui crée donc des inégalités.

### **1.2°) - Débats et controverses empiriques**

Le lien entre la croissance et la distribution du revenu a suscité l'intérêt de nombreux auteurs, notamment dans les pays développés. Dans les pays africains et, en particulier, dans les pays de l'Afrique subsaharienne, à notre connaissance, très peu d'auteurs ont tenté de mesurer une

interdépendance entre la distribution des revenus et la croissance économique, à travers une analyse explicative des données temporelles.

Les premières analyses empiriques de la croissance et des inégalités ont été développées par Alesina et Rodrik (1994), Persson et Tabellini (1994) et Perroti (1996) et se basent sur des données transversales. L'objectif était de voir l'effet de l'inégalité sur la croissance avec un modèle de régression linéaire avec comme variable dépendante le taux de croissance du PIB. Ces études ont utilisé une croissance annuelle moyenne dans la période 1960-1985 sur un échantillon de pays variant de 40 à 80 sélectionnés sur la base de la disponibilité des données sur la répartition du revenu. Malgré les différences entre les échantillons de ces études, l'estimation à l'aide des MCO révèle que l'inégalité des revenus a un impact négatif sur la croissance. En divisant leurs échantillons en sous-échantillons selon les régimes politiques des pays (démocratique contre non-démocratique) ou le niveau de développement (pays pauvres par rapport aux pays riches), Persson et Tabellini (1994) ont trouvé qu'il y a une relation négative entre l'inégalité des revenus et la croissance uniquement dans les pays démocratiques. Perotti (1996), pour sa part, a constaté que la corrélation négative entre croissance et inégalité est statistiquement significative uniquement dans les pays riches.

Plus tard, certains auteurs, comme Forbes (2000), ont utilisé les modèles dynamiques pour analyser la relation qui peut exister entre la croissance et les inégalités. Forbes conteste la conviction selon laquelle l'inégalité des revenus a un effet négatif sur la croissance économique. En se concentrant sur un panel dynamique avec la méthode généralisée de moments développée par Arellano et Bond, il trouve que les changements d'inégalité sont corrélés aux changements de croissance dans un pays donné. Ces résultats suggèrent qu'à court et à moyen terme, une augmentation du niveau d'inégalité des revenus d'un pays a un effet positif significatif sur la croissance sauf dans les pays pauvres.

Voitchovsky (2005), quant à lui, remet en cause le fait de chercher l'effet de répartition du revenu sur la croissance en utilisant un seul indice d'inégalité. Selon l'auteur, cette manière de faire ne permet de capter qu'un effet moyen de l'inégalité sur la croissance tout en masquant la complexité sous-jacente de la relation. C'est ainsi, qu'il distingue deux indices d'inégalités pour évaluer l'impact de la répartition du revenu sur la croissance sur un échantillon de pays industrialisés. Il constate que l'inégalité à la fin de distribution du revenu (le ratio du 90e centile du revenu sur le revenu médian) influence positivement la croissance alors que l'inégalité en bas de la répartition du revenu (le ratio du revenu médian sur le 10e centile du revenu) impacte négativement la croissance. Dans ces circonstances, les politiques de redistribution des gouvernements telles que la fiscalité progressive et la protection sociale devraient favoriser la croissance grâce à leurs impacts en bas de la distribution du revenu et entraver la croissance à la fin de la distribution du revenu.

Castello (2010), pour sa part, effectue une analyse de l'effet de l'inégalité du revenu et du capital humain sur la croissance économique dans différentes régions du monde, y compris les économies riches et les économies des pays en développement. Il utilise un panel dynamique avec un estimateur GMM en système pour montrer que les effets de l'inégalité sur la croissance diffèrent selon le niveau de développement de la région. Plus précisément, l'auteur trouve que l'inégalité et le capital humain exercent un effet négatif sur la croissance économique, tant dans l'ensemble de l'échantillon que dans les économies des pays en développement ; toutefois, cet effet disparaît ou devient positif dans les pays à revenu élevé.

Halter *et al.* (2013) étudient l'impact des inégalités sur le PIB sur deux horizons temporels. Pour ce faire, ils utilisent les variables telles que la variation du PIB par tête, l'indice de Gini dans un modèle dynamique. Ils utilisent l'indice de Gini pour mesurer l'inégalité avec comme variable de contrôle le taux d'investissement. Selon, l'auteur, le coefficient de l'indice de Gini, en absence

de la variable de contrôle, serait biaisé si par exemple les réformes économiques augmentent conjointement l'investissement et les inégalités. D'autres variables de contrôles comme les années moyennes de scolarité secondaire dans la population âgée de plus de 25 ans et le niveau de prix de l'investissement, une variable destinée à capter les distorsions du marché (tarifs, réglementation gouvernementale ou corruption) ont aussi été utilisées. Le modèle utilisé est un panel sur cinq années avec la technique d'estimation GMM développée par Arellano et Bover (1995) et Blundell and Bond (1998). L'étude porte sur 106 pays et révèle qu'une augmentation des inégalités contribue, à court terme, à la croissance économique ; cependant, sur le long terme, elle réduit le taux de croissance du PIB par tête.

L'étude de Cingano (2014) sur les pays de l'OCDE, utilisant les panels dynamiques et la méthode GMM à cause de la présence des variables retardées suggère que les inégalités de revenus ont un impact négatif et statistiquement significatif sur la croissance économique. En supposant que le capital humain est le canal par lequel les inégalités affectent la croissance, l'auteur utilise aussi les données d'enquête pour constater que l'augmentation des inégalités de distributions des revenus inhibe le développement de compétences chez les personnes dont leurs parents ont un faible niveau d'instruction ; cependant, on n'observe pas d'effet sur les compétences des personnes issues des milieux les plus riches.

## 2. Formalisation du modèle et présentation des données

Plusieurs méthodes sont utilisées dans la littérature pour déterminer les liens entre la distribution des revenus et la croissance économique. Dans cette section, il s'agit de présenter la méthodologie en deux étapes. La première met en exergue la spécification du modèle théorique à partir duquel nous déduisons les modèles à des fins d'estimation. La deuxième s'intéresse aux procédures des tests et d'estimation du lien entre la distribution des revenus et la croissance économique.

### 2.1°) - Spécification théorique du modèle

Plusieurs modèles économiques permettent de décrire la croissance économique : modèle de Solow, modèle de croissance endogène etc. Parmi ces modèles, le plus utilisé pour déterminer l'impact des inégalités des revenus sur la croissance est le modèle augmenté de Solow proposé par Mankiw et *al.* (1992). Le modèle augmenté de Solow de Mankiw et *al.* présente beaucoup d'avantages dont sa capacité à expliquer les différences de croissance entre les pays, mais aussi son habilité à donner les raisons qui justifient ces différences. Dans leur spécification du modèle, Mankiw et *al.* partent d'une fonction de production de type Cobb-Douglas :

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta A(t)L(t)^{1-\alpha-\beta} \quad (2.1)$$

Y, K et H représentent respectivement la production, le capital physique et le capital humain. L correspond au facteur travail tandis que A permet d'intégrer dans le modèle les chocs technologiques mais aussi d'autres facteurs comme les ressources naturelles, le climat ou les institutions.  $\theta$  et  $\beta$  correspondent respectivement aux élasticités du capital physique et du capital humain. Les évolutions de A et L sont supposées exogènes à des taux respectifs de  $\eta$  et  $g$ .

$$L(t) = L(0)e^{nt} \quad (2.2)$$

$$A(t) = A(0)e^{gt} \quad (2.3)$$

Si les changements de variables suivantes sont effectués :  $y = \frac{Y}{AL}$ ,  $k = \frac{K}{AL}$  et  $h = \frac{H}{AL}$ , le modèle augmenté de Solow peut s'exprimer de la façon suivante:

$$y(t) = A(0)L(0)k(t)^\theta h(t)^\beta e^{((n+g)t)} \quad (2.4)$$

En posant  $s_k$  la part du revenu qui est investie en capital physique et  $s_h$  la part du revenu qui est investie en capital humain, il est possible d'exprimer une dynamique du capital physique et du capital humain :



$$\dot{k}_t = s_k y_t - (n + g + \delta)k_t \quad (2.5)$$

$$\dot{h}_t = s_h y_t - (n + g + \delta)h_t \quad (2.6)$$

Sous l'hypothèse que  $\alpha + \beta < 1$ , les capitaux physique et humain convergent vers leur état stationnaire donné par la résolution des équations dynamiques précédentes. Les expressions de ces états sont données par :

$$k^* = \left( \frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n+g+\delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (2.7)$$

$$h^* = \left( \frac{s_h^{1-\alpha} s_k^\alpha}{n+g+\delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (2.8)$$

Les états d'équilibre en capitaux physique et humain remplacés dans la fonction de Cobb-Douglas en passant en logarithme permettent d'avoir l'expression du revenu par tête d'équilibre. L'expression de cette régression est la suivante :

$$\ln y = \ln A(0) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln s_k + \frac{(\beta+\alpha)}{1-\alpha-\beta} \ln h^* - \frac{(\beta+\alpha)}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) \quad (2.9)$$

A son niveau d'équilibre la dynamique de la variation infinitésimale de  $y$  est supposée proportionnelle à l'écart entre le niveau de revenu par tête d'équilibre et le niveau de revenu par tête à l'instant  $\frac{\partial \ln y}{\partial t} = \lambda [\ln y^* - \ln y]$ .

Le paramètre  $\lambda$  est le taux de convergence, il est égal à  $(\eta + g + \delta)(1 - \alpha - \beta)$ . Un développement de l'équation précédente donne l'expression suivante :

$$\ln y_t - \ln y_{t-s} = (1 - e^{-\lambda s})^{\lambda s} (\ln y^* - \ln y) \quad (2.10)$$

En remplaçant l'expression précédente dans le modèle d'équilibre du revenu par tête, il ressort l'équation finale de la modélisation de la croissance. Cette équation est donnée par :

$$\ln y_t - \ln y_{t-s} = -\phi(\lambda) \ln y_{t-s} + \phi(\lambda) \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln h^* - \phi(\lambda) \frac{(\alpha+\beta)}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) \quad (2.11)$$

De manière plus simple, le modèle s'écrit de la façon suivante :

$$\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1} = \alpha \ln y_{i,t-1} + X_{i,t-1} \beta + \gamma \text{Ineq}_{i,t-1} + \mu_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (2.12)$$

*Ineq* est une variable qui mesure les inégalités et  $X$  représente les autres variables explicatives. Pour vérifier une éventuelle spécification non-linéaire du modèle de Solow, le capital humain au carré sera ajouté aux variables explicatives dans une deuxième modélisation.

## 2.2°) - Présentation des données

L'étude a été effectuée sur un panel constitué de 45 pays de l'Afrique subsaharienne. Les données utilisées sont quinquennales et couvrent la période allant de 1980 à 2015. Le choix de cette période quinquennale et de la période 1980-2015 est dû au manque de données de l'indice de Gini et du taux de scolarisation. Les données utilisées dans le cadre de cette étude proviennent principalement de la Banque Mondiale (BM) et de « World Income Inequality Database » (WIID). Ces données sont composées du PIB par tête (et son taux de croissance), le taux d'investissement, l'Indice de Gini, le nombre moyen d'années de scolarisation, le taux de croissance démographique.

- La variable croissance: elle est égale au différentiel du PIB par habitant. Elle constitue la variable dépendante dans les modèles de Solow et sera utilisée comme variable dépendante dans le cadre de cette étude. Les données sont obtenues de la Banque Mondiale (BM).
- L'indice de Gini : il est obtenu sur la base de données WIID (World Income Inequality Data) et mesure le niveau d'inégalité de revenu dans chaque pays. Le coefficient de Gini est un nombre variant de 0 à 1, où 0 signifie une parfaite égalité et 1 signifie une inégalité parfaite. Avoir des données annuelles sur l'indice de Gini qui couvrent la période d'étude est impossible. En effet, dans les pays de l'Afrique subsaharienne, les enquêtes sur les revenus des ménages se font rarement, de plus, les collectes ne sont pas effectuées en même temps. L'autre aspect concerne la difficulté d'utiliser les données à des fins de comparaison d'inégalité entre les pays. Ces difficultés sont dues aux différences des populations d'enquêtes (ménages urbain,

individus...) mais aussi à la variable utilisée pour mesurer l'indice de Gini. Dans les pays de l'Afrique Subsaharienne, la consommation est souvent utilisée pour approximer l'indice de Gini qui normalement se calcule à partir du revenu. Pour corriger ce biais, l'indice de Gini a été corrigé de la manière suivante : 6,5 points ont été ajoutés dans le cas où il s'agissait de dépenses de consommation et non de revenu (cette correction a été préconisée par les Deininger et Squire (1996) qui sont les concepteurs de la base);

- Le taux de croissance démographique : dans le modèle Solow, une corrélation négative est trouvée entre la croissance de la population et le niveau du PIB/tête d'un pays donné (Mankiw et al (1992)). Les données du taux de croissance de la population ont été prises au niveau de la Banque Mondiale. Ces données présentent une périodicité annuelle mais ont été ramenées à une périodicité quinquennale par une moyenne géométrique pour des besoins d'harmonisation de période avec d'autres variables (comme l'indice de Gini, le nombre moyen d'années de scolarisation);
- Le capital Humain: une distinction entre le capital humain des hommes et celui des femmes a été faite. Il n'existe pas des données sur le capital humain pour l'ensemble de l'échantillon, c'est la raison pour laquelle le nombre moyen d'années de scolarisation a été pris comme proxy. Ces données sont aussi renseignées par cinq années et elles sont proposées par la Banque Mondiale et proviennent des estimations de Barro et Lee version 1;
- Le taux d'investissement: ces données proviennent de la base du FMI. Elles couvrent la période 1980 à 2015. Le Fonds Monétaire International fournit des données macroéconomiques annuelles, il est donc nécessaire de les transformer en données quinquennales. La méthode est la même que pour les autres variables : une moyenne géométrique sur cinq années est appliquée.

**Tableau 2.1 – Présentation des variables**

Variables	Abbréviations	Sources
Indice de Gini	Gini	WIID
Pib par habitant	PIBH	WDI
Taux de croissance démographique	TCD	WDI
Le nombre moyen d'années de scolarisation des hommes	NMASH	Barro Lee
Le nombre moyen d'années de scolarisation des femmes	NMASF	Barro Lee
Le taux d'investissement	I	FMI

### 2.3°) - Méthodologie

L'approche utilisée, pour cette étude, est dynamique sur une période de 8 ans ce qui entraîne que la dimension temporelle (T) est assez petite. Lorsque T est très petit, les estimations par moindres carrés ordinaires et moindres carrés généralisés sont, dans le cas d'un modèle à effets fixes et à effets aléatoires, biaisées à cause de la corrélation entre le terme d'erreur et de la variable endogène retardée. De manière générale le modèle dynamique se présente comme suit :

$$y_{it} = \lambda y_{i,t-1} + x'_{i,t} \beta + v'_i \gamma + \epsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

où  $\delta$  est un réel,  $x'_{i,t}$  un vecteur de dimension  $1 \times K$  et  $\beta$  un vecteur de dimension  $K \times 1$ . La variable est décomposée de la manière suivante :  $\epsilon_{i,t} = u_i + e_{i,t}$  où  $e_{i,t} \rightarrow IID(0, \sigma_e^2)$  et  $u_i$  étant aléatoires.

Pour le modèle à effets fixes, l'utilisation de l'estimateur « Within » enlève les effets individuels mais la série  $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})$  où  $\bar{y}_{i,-1} = \sum_{t=2}^T \frac{y_{i,t-1}}{T-1}$  serait toujours corrélée avec la série  $(\epsilon_{i,t} - \bar{\epsilon}_i)$  même si les  $\epsilon_{i,t}$  ne sont pas autocorrélés. Ce biais de l'estimateur de l'effet fixe a été démontré par Kiviet (1995) dans le cas où les variables explicatives sont strictement exogènes et que les termes

d'erreurs idiosyncratiques ne soient pas autocorrélés. De la même manière, l'estimateur du modèle à effets aléatoires, par la méthode des moindres carrés généralisées, est biaisée car les séries quasi-centrées de la variable dépendante et des erreurs sont aussi corrélées. Pour éliminer ces biais, Anderson et Hsiao (1981) propose d'effectuer un modèle en différence première pour éliminer les  $v_i$  et de prendre  $\Delta y_{i,t-2}$  ou  $y_{i,t-2}$  comme instrument de  $\Delta y_{i,t-1}$ . La méthode de Anderson et Hsiao donne des estimateurs convergents mais ces derniers ne sont pas de variance minimale. Arellano et Bond (1991) ont proposé une procédure plus convergente basée sur la méthode des moindres carrés généralisées. Cette procédure sera étendue par la suite par Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998).

L'estimateur d'Arellano et Bond est convergent lorsque que  $N$  est grand et  $T$  est petit, dans le cas contraire cet estimateur se trouve biaisé (Benito et al., 2017). Ces auteurs ont montré par simulation de Monte Carlo que les estimateurs de maximum de vraisemblance avaient de meilleures propriétés lorsque  $N \leq 100$  et  $T = 8$ . Ces résultats ont influé notre choix d'adopter une estimation basée sur le quasi-maximum de vraisemblance proposée par Kripfganz (2015). L'estimateur de Quasi-maximum de vraisemblance (QMV) se base sur les développements théoriques de Bhargava et Sargan (1983) pour le modèle à effets aléatoires et Hsiao et al (2002) pour le modèle à effets fixes. Ces estimateurs ont été élargis aux panels non cylindrés. Les QMV-estimateurs sont déduits de la distribution conjointe des variables explicatives. Le problème est que la distribution marginale de  $y_{i0}$  est inconnu puisse que la donnée  $y_{i,-1}$  n'est pas observée. Ainsi au lieu de considérer que l'observation  $y_{i0}$  est exogène, des représentations ont été formulées par Bhargava et Sargan (1983) et Hsiao et al (2002) respectivement pour les modèles à effets fixes et à effets aléatoires.

### 2.3.1° - Initialisation de $y_{i0}$ pour le modèle à effets aléatoires

Bhargava et Sargan supposent que les observations initiales sont décrites de la manière suivante:

$$y_{i0} = \sum_{s=0}^{T^*} x'_{i,s} \pi_{x,s} + v'_i + \pi_v + \epsilon_{i0} \quad (2.13)$$

Où  $\pi_{x,s}$ ,  $s = 1, 2, \dots, T^*$ ,  $Var(\epsilon_{i0}) = \sigma_{i0}$  et  $\pi_v$  sont des paramètres à déterminer.  $T^* = \min(T_i)$  permet au panel d'être cylindré lors de l'initialisation. Les régresseurs  $x_{it}$  et  $v_i$  sont supposés être exogènes. Il faut aussi noter qu'il existe bel et bien une corrélation entre  $\epsilon_{i0}$  et les résidus du modèle dynamique général à effets aléatoires. En supposant que la stationnarité des variables exogènes dans l'équation de régression et que les résidus ne sont pas autocorrélés Bhargava et Sargan montrent que l'observation  $y_{i0}$  peut s'écrire comme suit :

$$y_{i0} = \frac{1}{1-\lambda} v'_i + \frac{1}{1-\lambda} u_i \quad (2.14)$$

Ces équations impliquent des restrictions sur les paramètres à estimer et leur variance. Ces restrictions sont développées dans l'article de Kripfganz (2015).

### 2.3.2° - Initialisation de $y_{i0}$ pour le modèle à effets fixes

Pour le modèle à effets fixes, le même principe est appliqué à partir de la représentation du modèle en différence première. Toujours en supposant que les variables exogènes sont stationnaires et que les résidus ne sont pas autocorrélés, l'expression d'initialisation s'écrit alors :

$$\Delta y_{i1} = \sum_{s=0}^{\infty} \lambda^s \Delta e_{i,1-s} \quad (2.15)$$

- Test de corrélation : Le test d'autocorrélation Arellano-Bond sera utilisé pour vérifier si les résidus en différence première ne sont pas autocorrélés. Les résultats des tests d'autocorrélation

de 1<sup>er</sup> ordre et de second ordre seront utilisés. L'hypothèse nulle est que : les séries ne sont pas autocorrélées.

- Test de ratio de vraisemblance : il sera utilisé pour vérifier la présence d'effets individuels ou temporels.
- Test de Hausman: Ce test permettra de faire un choix entre le modèle à effets aléatoires et le modèle à effets fixes

### **3. Analyse Econométrique de l'impact des inégalités sur la croissance économique**

Cette section présente les résultats issus des estimations. La première section présente d'abord l'évolution des inégalités de revenu dans différentes sous régions de l'Afrique subsaharienne. Quant à la deuxième section, elle s'intéresse, à l'aide des modèles économétriques, du lien entre la distribution des revenus et la croissance économique.

#### **3.1°) - Inégalités des revenus dans les régions de l'Afrique subsaharienne**

L'évolution de l'indice de Gini fait apparaître des inégalités fortes, mais relativement stables, pour l'ensemble des pays de l'Afrique Subsaharienne, avec des évolutions différentes selon les sous-régions (cf graphique 3.1).

D'après ce graphique, les inégalités de revenus demeurent les plus élevées en moyenne dans les pays de l'Afrique Australe de 1980 à 2010. Plusieurs facteurs peuvent expliquer cette situation.

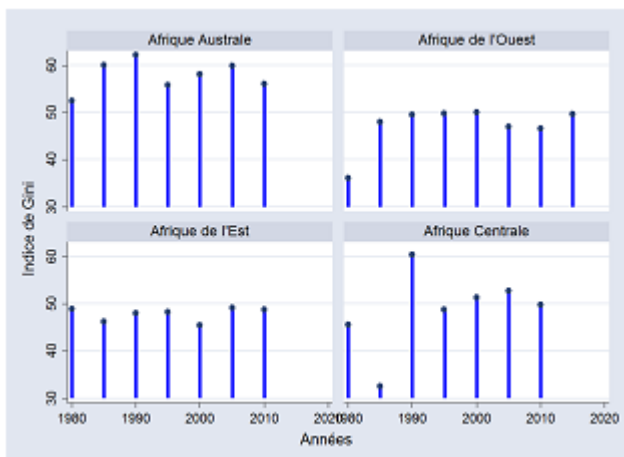
Dans cette région, en Afrique du sud par exemple, les séquelles de la politique Apartheid persisteraient puisque les politiques de redistribution adoptées après l'abolition du phénomène n'ont pas empêché que le secteur industriel générateur des revenus soit majoritairement concentré dans la main des blancs au détriment des noirs qui restent généralement dans les secteurs de subsistance. A cela, s'ajoute la pandémie du sida dans ce pays et dans les autres pays environnants (en 2015 d'après la Banque mondiale, le taux de prévalence atteint 19,2% de la population âgée de 15 à 49 ans en Afrique du sud, 22,2 % au Botswana et 28,8% au Swaziland) augmentant le nombre d'inactifs dans la région. Aussi, les pays à faibles revenus de la région (Lesotho et Swaziland) sont largement agricoles et s'intègrent partiellement à la mondialisation par le biais de l'Afrique du sud. Il en va de même pour les États agricoles comme le Malawi, le Zimbabwe, ou le Mozambique où la part du secteur agricole dans ces économies est importante en l'absence de révolution verte (Baffi et Vinnit, 2017).

En Afrique de l'est, les inégalités de revenus progressent globalement de 1980 en 2005 puis deviennent presque stable entre 2005 et 2010. Selon Freire et *al.* (2014) et (UN-Habitat, 2014) les pays de l'est sont caractérisés par un taux d'urbanisation relativement faible. Selon Freire et *al.*, ces pays font face à un exode rural qui ne signifie pas forcément une forte industrialisation mais par la faiblesse du revenu tiré de la terre. Et donc, ils s'urbanisent à des niveaux de revenus nettement inférieurs à ceux observés en Asie de l'Est et en Amérique latine, tout en enregistrant un recul des activités manufacturières et un faible niveau d'investissement dans les infrastructures.

En Afrique de l'ouest, la répartition de revenus ont d'abord cru de 1985 à 2000 avant de décliner à partir de cette date jusqu'en 2010. L'une des caractéristiques de la zone qui pourraient affectés les niveaux des inégalités est l'augmentation de la croissance démographique. Selon Banque Africaine de développement (BAD), cette situation augmentera le nombre de sous-emploi engendrant des revenus de subsistance.

En Afrique centrale, le coefficient de Gini a subi dans un premier temps une évolution erratique de 1980 à 2005 avec un pic observé en 1990, avant de diminuer de 2005 à 2010.

### Graphique 3.1 - Evolution des inégalités de revenus dans les sous régions de l'Afrique Subsaharienne



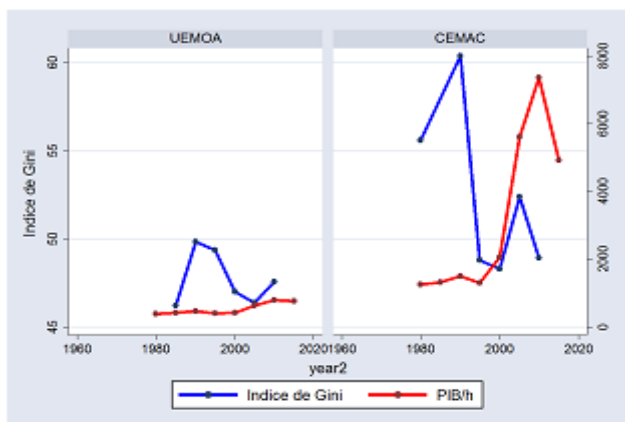
Source: Les calculs des auteurs

### 3.2°) - Tendances des évolutions des inégalités et le PIB par tête dans l'UEMOA et CEMAC

Le graphique 3.2 donne la situation des pays de l'UEMOA concernant les inégalités de revenus mesurées par l'indice de Gini. A la lecture du graphique, il apparaît que sur la période 1985-1990 les inégalités de revenus ont augmenté ce qui justifierait peut être la diminution du PIB par tête sur cette période ; aussi la période 1995-2005 a été caractérisée par une diminution des inégalités de revenus et l'augmentation du PIB par tête. Par contre, entre 2005-2010 les inégalités ont augmenté pour atteindre 0,51 en 2010.

Dans la zone CEMAC, on constate que les périodes 1985-1990 et 2000-2005 sont caractérisées par une augmentation des inégalités de revenus et une diminution du PIB par tête alors que dans la période 1990-2000 les inégalités de revenus diminuent en moyenne dans les pays de CEMAC et le PIB par tête progresse. Par contre entre 2005 et 2010, on constate conjointement une réduction des inégalités et une diminution du PIB par tête.

### Graphique 3.2 - Evolution des inégalités de revenus et du PIB par habitant dans l'UEMOA et dans la CEMAC



Source: Les calculs des auteurs

#### 3.3°) - Tendances des inégalités de revenus en Afrique subsaharienne

En Afrique subsaharienne, entre 1980 et 2015 l'indice de Gini est en moyenne égal à 0,51. Le graphique 3.3 en annexe présente le coefficient de Gini des pays de l'Afrique subsaharienne. Sur ce graphique, la Namibie est le pays dans lequel l'indice de Gini est en moyenne le plus élevé. Dans ce pays, l'indice de Gini se situe en moyenne à 0,70 entre 1980 et 2015 ; ce qui signifie donc qu'entre 1980 et 2015, les inégalités de distributions des revenus sont plus prononcées en Namibie que dans les autres pays de la région. La plus faible valeur d'indice d'inégalité est obtenue en Ethiopie soit 0,39. On constate également que 19 pays de l'Afrique subsaharienne ont une valeur supérieure à la moyenne. Les pays de l'Afrique Australe comme Afrique du sud, le Botsswana, le Lesoto, le Comores ont des valeurs de l'indice supérieur à 0,6 témoignant une inégalité de revenu forte dans la région. Par contre, les pays de l'Afrique de l'ouest ont des indices de Gini qui tournent autour de 0,49.

#### 3.4°) - Interprétations des résultats économétriques

Lors de l'estimation des différents modèles, il s'est trouvé que l'algorithme qui sert à trouver l'estimateur de quasi-maximum de vraisemblance ne convergeait pas vers cette valeur pour le modèle à effets aléatoires. En effet, le maximum de vraisemblance pour le modèle à effets aléatoires est difficile à trouver car il nécessite plus de données. Ceci nous a conduit à faire uniquement des estimations avec le modèle à effets fixes qui converge. Il faut noter que le modèle à effets fixes est consistant même si les effets individuels sont corrélés ou aléatoires. L'autre point à signaler est que l'estimateur du Quasi-maximum de vraisemblance converge presque sûrement et est asymptotiquement normal dans le cas de panel dynamique lorsque la dimension temporelle est courte (Phillips et *al.* (2014)). Le QMV-estimateur est robuste si les conditions initiales de paramétrisation sont bien respectées.

##### 3.4.1°) - Spécification linéaire des modèles de Solow

L'analyse du tableau 3.1 résume les estimations de quatre modèles de Solow. Le modèle (1) estime un modèle de Solow augmenté avec seulement le nombre moyen d'années de scolarisation des hommes. Le modèle (2) donne les résultats du modèle de Solow augmenté avec la variable le nombre moyen d'années de scolarisation des femmes. Dans le modèle (3), les deux proxys du capital humain sont intégrés dans les estimations. Enfin, le modèle (4) estime le modèle de Solow standard.

Le modèle (1) montre que la croissance du PIB par tête dépend l'indice de Gini, du PIB par tête retardé d'une période et du nombre moyen d'années de scolarisation des hommes. Ces variables sont en effet significatives puisque leur p-value est inférieure à 5%. Le taux d'investissement et le taux de croissance démographique ne sont pas significatifs. L'indice de Gini a un impact positif sur la croissance du PIB par habitant. En revanche, le nombre moyen d'années de scolarisation des hommes a un effet négatif sur la variation de la croissance du PIB par habitant. Le fait que la variable proxy du capital humain ait un signe négatif peut être dû à la mauvaise qualité de la main d'œuvre ou à l'inadéquation entre l'offre et la demande de travail. En effet, l'inadéquation entre l'offre et la demande de travail peut avoir comme origine l'incapacité des entreprises locales à évoluer rapidement en matière d'innovation technologique pour absorber une mutation de l'offre de travail. L'effet positif des inégalités sur la croissance a été trouvé par d'autres auteurs comme Halter et *al.* (2013). Une augmentation de 1% du nombre moyen d'années de scolarisation des hommes entraîne une réduction de 0,03% du différentiel du PIB par habitant.

En considérant cette fois-ci dans le modèle de Solow augmenté avec comme capital humain le nombre moyen d'années de scolarisation des femmes (modèle (2)), on constate que par rapport aux hommes l'impact de l'indice de Gini sur la croissance est plus élevé (0,79) et ceci au seuil de 5%. Tout comme chez les hommes, le nombre moyen d'années de scolarisation chez les femmes a un effet négatif sur la croissance du PIB/tête au seuil de 10%.

Dans le modèle de Solow augmenté où les deux proxys du capital humain sont pris en compte (modèle (3)), l'indice de Gini explique positivement la croissance économique. Par contre, le nombre moyen d'années de scolarisation des hommes impacte négativement la variation de la croissance du PIB par habitant. Toutefois, il faut noter que le nombre moyen d'années de scolarisation des femmes n'est pas significatif.

Dans le modèle Solow sans capital humain (sans le nombre moyen d'années de scolarisation des hommes et des femmes), l'indice de Gini n'a plus un effet significatif sur la croissance. Seul le PIB retardé d'une période affecte positivement la croissance économique. Les tests d'autocorrélation d'Arrelano Bond du premier et du second ordre montrent que les résidus ne sont pas autocorrélés, d'où la validité des estimations. Les critères d'information AIC et BIC montrent que le modèle (2) est le meilleur modèle et permettent de conclure sur le rôle non significatif des femmes dans la croissance économique.

**Tableau 3.1 - Résultats de la spécification linéaire des modèles de Solow augmenté**

	Modèle (1) $\Delta \log(\text{PIBH})$	Modèle (2) $\Delta \log(\text{PIBH})$	Modèle (3) $\Delta \log(\text{PIBH})$	Modèle (4) $\Delta \log(\text{PIBH})$
$\log(\text{PIBH})(-1)$	0,698*** (5,33)	0,719*** (4,60)	0,699*** (6,64)	0,730*** (4,35)
$\log(I)$	-0,0156 (-0,32)	-0,0260 (-0,48)	-0,0133 (-0,26)	-0,0989 (-1,21)
Gini	0,720* (2,03)	0,790* (2,13)	0,700 (1,75)	0,174 (0,48)
$\log(\text{TDC})$	-0,0282 (-0,61)	-0,0149 (-0,29)	-0,0256 (-0,58)	-0,0413 (-0,48)
$\log(\text{NMASM})(-1)$	-0,294** (-2,68)		-0,622* (-2,05)	
$\log(\text{NMA SF})(-1)$		-0,131 (-1,32)	0,241 (1,13)	
Constante	2,157* (2,25)	1,731 (1,63)	2,392** (2,96)	1,809 (1,53)
Test d'autocorrélation d'Arellano-Bond				
Premier ordre	0,32	0,33	0,31	0,08
Second ordre	0,80	0,83	0,80	0,96
AIC	-65,77	-66,60	-68,75	-6,17
BIC	-31,04	-33,90	-34,02	49,17
t statistiques sont entre parenthèses				
* $p < 0,05$ , ** $p < 0,01$ , *** $p < 0,001$				

Source : Calcul des auteurs

### 3.4.2°) - Spécification non-linéaire des modèles de Solow augmentés

Une spécification non-linéaire permet de mettre en évidence des relations non linéaires entre la variable dépendante et les variables explicatives. Dans cette étude, on soupçonne que l'effet du nombre moyen de scolarisation est différent selon les valeurs prises par cette variable. Une manière de faire ressortir une probable relation non-linéaire est d'intégrer dans les variables explicatives le nombre moyen d'années de scolarisation au carré. Le modèle (1) intègre seulement le nombre moyen d'années de scolarisation des hommes tandis que le modèle (2) met l'accent sur le nombre moyen d'années de scolarisation des femmes.

Dans le modèle (1), le nombre moyen d'années de scolarisation des hommes au carré n'est pas significatif au seuil de 5% ce qui montre qu'il n'existe pas de relation non linéaire d'ordre 2. L'ajout de cette variable fait perdre au modèle de l'information selon le critère AIC. Par contre, le critère BIC estime que le modèle non-linéaire est plus adéquat. L'indice de Gini n'est pas significatif à 5%.

Le modèle (2) fait la même spécification non linéaire du nombre moyen d'années de scolarisation des femmes. A la différence du modèle (1), l'indice de Gini est significatif à 5% avec une valeur de 0,96. Cependant le capital humain des femmes n'est pas significatif. Les critères AIC et BIC estiment que la spécification non linéaire est plus adéquate.



**Tableau 3.2 – Résultats de la spécification non-linéaire des modèles de Solow augmentés**

	Modèle (1) $\Delta \log(\text{PIBH})$	Modèle (2) $\Delta \log(\text{PIBH})$
$\log(\text{PIBH})(-1)$	0,682*** (6,69)	0,775*** (4,39)
$\log(I)$	-0,0177 (-0,36)	
Gini	0,734 (1,83)	0,966* (2,04)
$\log(\text{TDC})$	-0,0259 (-0,57)	-0,0149 (-0,28)
$\log(\text{NMA SM})(-1)$	-0,300 (-0,74)	
$\log(\text{NMA SM})^2(-1)$	0,00623 (0,04)	
$\log(I)(-1)$		0,0147 (0,23)
$\log(\text{NMA SF})(-1)$		-0,123 (-1,04)
$\log(\text{NMA SF})^2(-1)$		-0,0373 (-0,59)
Constante	2,263* (2,53)	1,155 (0,92)
Test d'autocorrélation d'Arellano-Bond		
Premier ordre	0,33	0,36
Second ordre	0,80	0,70
AIC	-66,57	-74,57
BIC	-31,84	-41,88
t statistiques sont en parenthèses		
* $p < 0.05$ , ** $p < 0.01$ , *** $p < 0.001$		

Source : Calcul des auteurs

## Conclusion

Cet article a pour objectif de voir le lien entre la croissance et les inégalités de distribution de revenu en Afrique subsaharienne. Les estimations ont été faites sur 45 pays et couvrent la période 1980-2015. Pour capter les inégalités de distribution de revenu, la variable utilisée est l'indice de Gini. Cette variable n'est pas renseignée à chaque année. Ainsi, une transformation des données en période quinquennale fut nécessaire afin de réduire la proportion de valeurs manquantes. Le panel obtenu est non cylindré, et la petite taille de la dimension temporelle nous a conduit à utiliser une méthode de Quasi-maximum de vraisemblance pour effectuer les estimations.

Les modèles de Solow estimés ont montré un effet positif de l'indice de Gini sur la croissance. Cet effet varie de 0,70 à 0,79 point lorsqu'on utilise le modèle de Solow augmenté ; il n'est pas significatif pour le modèle de Solow simple. Le nombre moyen d'années de scolarisation qui est un proxy du capital humain influence aussi la croissance du PIB par tête. Contrairement au signe attendu, l'impact du capital humain est négatif. Ces résultats sont stables même si on distingue le capital humain des hommes de celui des femmes. Une justification qu'on pourrait

donner à ce résultat est que l'offre de travail dans les pays de l'Afrique subsaharienne est non qualifiée, et que comme il n'existe pas de substituabilité entre le travail qualifié et le travail non qualifié, le capital humain devient improductif et affecte négativement la croissance. La mauvaise qualité du facteur travail peut avoir comme source les inégalités de distribution de revenus dans le sens où les ménages ayant des revenus faibles n'ont pas la possibilité de faire des études de haut niveau.

En ce qui concerne les hypothèses, l'hypothèse H1 est vérifiée à court terme tandis que l'hypothèse H2 ne l'est pas.

Au vu des résultats obtenus, les recommandations porteront principalement sur les politiques publiques que l'État doit mettre en place. L'impact positif des inégalités sur la croissance est de court terme, car le modèle à effets fixes est effectué sur les séries différenciées. Les États d'Afrique Saharienne peuvent favoriser des politiques de taxation moins progressives (c'est-à-dire qui ne réduisent pas les inégalités) afin de permettre aux entreprises de disposer à court terme assez de fonds pour effectuer des investissements. Ceci est d'autant plus encouragé que dans les pays de l'Afrique Subsaharienne, où il y'a une imperfection au niveau du marché du crédit qui rend difficile la collecte de ressources. Cependant, sur long terme, les États doivent assurer pleinement leur rôle de redistribution des richesses en réduisant les inégalités, afin de favoriser une croissance inclusive.

## Bibliographie

- [1] ADELMAN, I. et C. T. Morris, (1973), "Economic growth and social equity in developing countries, *Stanford University Press*.
- [2] AGHION, P., E. Caroli et C. Garcia-Penalosa, (1999), « Inequality and economic growth : the perspective of the new growth theories », *Journal of Economic literature*, vol.37, no 4, pp.1615-1660.
- [3] AHLUWALIA, M. S. (1976), « Inequality, poverty and development », *Journal of development economics*, vol.3, no 4, p.307-342.
- [4] ALESINA, A. et R. Perotti. (1996), « Income distribution, political instability, and investment », *European Economic Review*, vol.40, no 6, pp.1203-1228.
- [5] ALESINA, A. et D. Rodrik. (1994), « Distributive politics and economic growth », *The quarterly journal of economics*, vol.109, no 2, pp.465–490.
- [6] ANAND, S. et S. R. Kanbur. (1993), « The Kuznets process and the inequality development relationship », *Journal of development economics*, vol.40, no 1, pp.25–52.
- [7] ANDERSON, T. W. et C. Hsiao. (1981), « Estimation of dynamic models with error components », *Journal of the American statistical Association*, vol.76, no 375, pp.598-606.
- [8] ARELLANO, M. et O. Bover. (1995), « Another look at the instrumental variable estimation of error-components models », *Journal of econometrics*, vol.68, no 1, pp.29-51.
- [9] ATKINSON, A. B. et J. E. Stiglitz. (1969), « A new view of technological change », *The Economic Journal*, vol.79, no 315, pp.573-578.
- [10] BLUNDELL, R. et S. Bond. (1998), « Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models », *Journal of econometrics*, vol.87, no 1, pp.115-143.
- [11] BOURGUIGNON, F. (1981), « Pareto superiority of unegalitarian equilibrium stiglitz' model of wealth distribution with convex saving function », *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pp.1469-1475.
- [12] CASTELLÓ-CLIMENT, A. (2010), « Inequality and growth in advanced economies : an empirical investigation », *Journal of Economic Inequality*, vol.8, no 3, pp.293-321.
- [13] CINGANO, F. (2014), « Trends in income inequality and its impact on economic growth »,
- [14] DEININGER, K., L. Squire et collab..(1996), « Measuring income inequality : a new database », cahier de recherche.
- [15] EASTERLY, W. (1991), « Distortions and growth in developing countries », Unpublished paper, World Bank., KING, R., LEVINE, R. and REBELO, S. (1991). How do national policies affect long-run economic growth.
- [16] FIELDS, G. S. (1979), « Income inequality in urban Colombia : A decomposition analysis », *Review of Income and Wealth*, vol.25, no 3, pp.327-341.

- [17] FORBES, K. J. 2000, « Are assessment of the relationship between inequality and growth », *American Economic Review*, pp.869-887.
- [18] HALTER, D., M. Oechslin et J. Zweimüller. (2011), « Inequality and growth : the neglected time dimension ».
- [19] HALTER, D., M. Oechslin et J. Zweimüller. (2014), « Inequality and growth : the neglected time dimension », *Journal of Economic Growth*, vol.19, no 1, pp.81-104.
- [20] HSIAO, C., M. H. Pesaran et A. K. Tahmiscioglu. (2002), « Maximum likelihood estimation of fixed effects dynamic panel data models covering short time periods », *Journal of Econometrics*, vol.109, no 1, pp.107-150.
- [21] KIVIET, J. F. (1995), « On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models », *Journal of econometrics*, vol.68, no 1, pp.53-78.
- [22] KLASSEN, S. et F. Lamanna. (2003), “The impact of gender inequality in education and employment on economic growth in the Middle East and North Africa”, WorldBank.
- [23] KRIPFGANZ, S. (2016), « xtdpdqml : Quasi-maximum likelihood estimation of linear dynamic panel data models in stata », *Stata Manuscript*, University of Exeter.
- [24] KUZNETS, S. (1955), « Economic growth and income inequality », *The American Economic Review*, vol.45, no 1, pp.1-28.
- [25] MANKIW, N. G., D. Romer et D. N. Weil. (1992), « A contribution to the empirics of economic growth », *The quarterly Journal of Economics*, vol.107, no 2, pp.407-437.
- [26] MIRRLEES, J. A. (1971), « An exploration in the theory of optimum income taxation », *The Review of Economic Studies*, vol.38, no 2, pp.175-208.
- [27] MORAL-BENITO, E., P. D. Allison et R. Williams. (2017), « Dynamic panel data modeling using maximum likelihood : an alternative to arellano-bond »
- [28] PEROTTI, R. (1996), « Growth, income distribution, and democracy : What the data say », *Journal of Economic growth*, vol.1, no 2, pp.149-187.
- [29] PERSSON, T. et G. Tabellini. (1994), « Is inequality harmful for growth? », *The American Economic Review*, pp.600-621.
- [30] PHILLIPS, R. F. et collab..(2014), « Quasi maximum-likelihood estimation of dynamic panel data models for short time series », cahier de recherche.
- [31] PUTNAM, R. D. (2001), *Bowling alone : The collapse and revival of American community*, Simon and Schuster.
- [32] RANIS, G., F. Stewart et A. Ramirez. (2000), « Economic growth and human development », *World development*, vol.28, no 2, pp.197-219.
- [33] ROBINSON, M. J. (1976), « Public affairs television and the growth of political malaise : The case of "the selling of the pentagon" », *American political science review*, vol.70, no 2, p.409-432.

[34] SAITH, A. (1983), « Development and distribution : A critique of the cross-country u-hypothesis », *Journal of Development Economics*, vol.13, no 3, pp.367-382.

[35] SARGAN, J. D. et A. Bhargava. (1983), « Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian random walk », *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pp.153-174.

[36] STEWART, F. (2003), « 10. Income distribution and development », *Trade and Development : Directions for the 21<sup>st</sup> Century*, p.185.

[37] VOITCHOVSKY, S. (2005), « Does the profile of income inequality matter for economic growth? », *Journal of Economic growth*, vol.10, no 3, pp.273-296.

## ANNEXES

Graphique 3.3 – Tendence moyenne des inégalités dans les pays de l’Afrique Subsaharienne

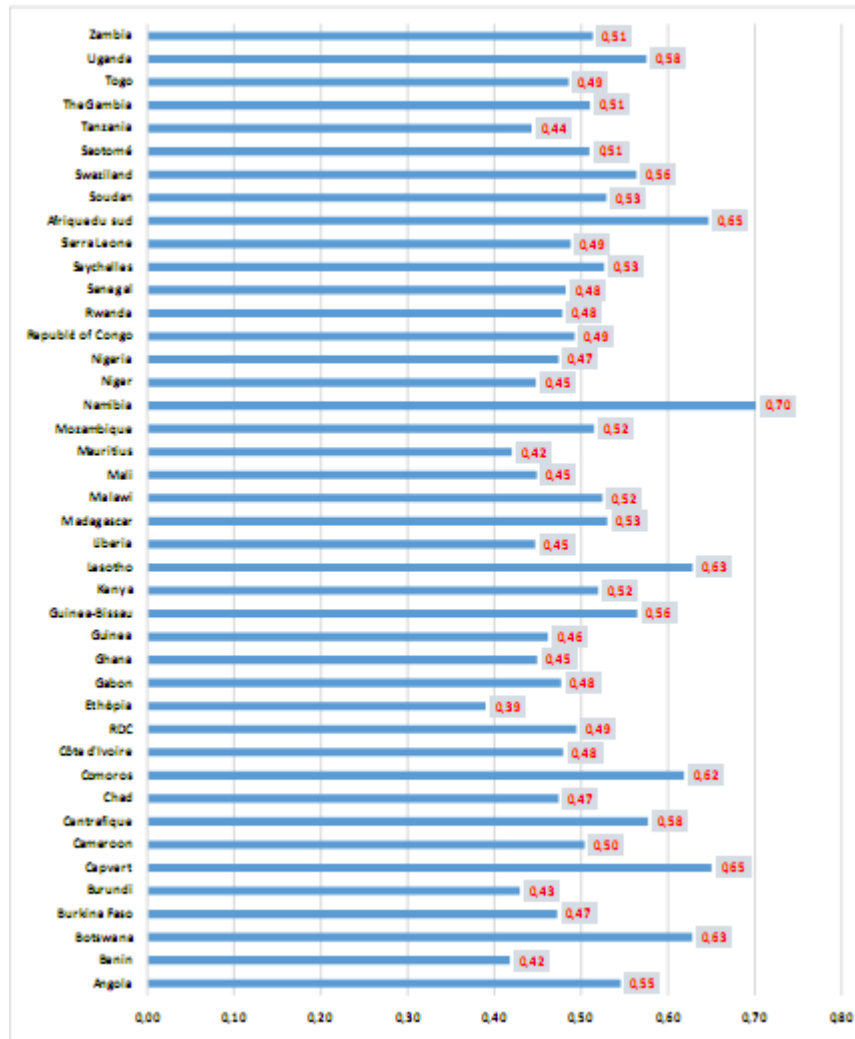


Tableau 3.3 – Matrice de corrélation des variables

	log(PIBH)	Gini	log(I)	log(TDC)	log(NMASM)	log(NMASF)
log(PIBH)	1					
Gini	0,2653*	1				
log(I)	0,3400*	-0,0332	1			
log(TDC)	-0,3558*	-0,1413	-0,0043	1		
log(NMASM)	0,4856*	0,2167	0,1935	-0,2081*	1	
log(NMASF)	0,6366*	0,3523*	0,2517*	-0,2592*	0,8986*	1

\* significativité à 5%

Source : Calcul des auteurs

**Tableau 3.4 – Statistiques descriptives des variables**

Variable	Obs	Mean	Std, Dev,	Min	Max
log(PIBH)	340	6,630	1,053	4,794	10,241
Gini	169	0,510	0,088	0,325	0,84
log(I)	331	2,931	0,526	1,009	4,306
log(TCD)	358	-3,713	0,465	-6,626	-2,806
log(NAMSH)	217	1,299	0,556	-0,510	2,261
log(NAMSF)	217	0,714	0,904	-2,120	2,226

Source : Calcul des auteurs