

# Effet de l'aide publique au développement sur les inégalités de revenus en Afrique subsaharienne

---

Cyprien BONOU<sup>1</sup>

## Résumé

L'efficacité de l'aide publique au développement (APD) demeure objet de controverse entre économistes. Le présent article se veut une contribution à la littérature relative à l'analyse de l'apport de cette source de financement externe dans la réduction des inégalités de revenus en Afrique subsaharienne (ASS). Pour ce faire, il est utilisé un échantillon de quarante-quatre (44) pays d'ASS observés sur la période allant de 2000 à 2015. L'estimation par la Méthode des Moments Généralisés (GMM) en système montre qu'en l'absence de tout contrôle institutionnel, les flux d'APD augmentent les inégalités de revenus en ASS. De ce résultat, il est suggéré aux décideurs, un niveau acceptable du contrôle de corruption d'au moins 35 sur un intervalle de 0 à 100 afin que les flux d'APD soient profitables en termes de réduction des inégalités de revenus. Par ailleurs, un niveau d'APD d'au moins 20% du RNB devrait inverser l'effet positif du contrôle de corruption sur les inégalités de revenus des pays d'ASS.

**Mots clés** : inégalités de revenus, aide publique au développement, corruption

## Effect of Official Development Assistance on Income Inequality in Sub-Saharan Africa.

### Abstract

Official development assistance (ODA) effectiveness remains a hotly subject of controversy among economists. This article is a contribution to the literature on the effectiveness of this source of external finance. It approaches the issue of ODA from the perspective of institutions' contribution to its effectiveness in reducing income inequality in sub-Saharan Africa. To do so, it uses a sample of forty-four (44) countries in Sub-Saharan-Africa (SSA) observed from 2000 to 2015. Generalized Moments Method (GMM) on system estimations shows that in absence of any institutional control, ODA flows increase income inequality in SSA. However, the opposite effect is observed in presence of an acceptable level of corruption control of at least 35 in a range of 0 to 100. Finally, an ODA level of at least 20% of GNI reverses the positive effect of corruption control on income inequality in SSA countries.

**Keywords**: income inequality, official development assistance, corruption

---

<sup>1</sup> Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche économiques et sociales (CEDRES) / Université Thomas SANKARA, Burkina Faso.

\*Auteur correspondant : Cyprien BONOU, [cyprienbonou9@gmail.com](mailto:cyprienbonou9@gmail.com)

## Introduction

En plus de nuire à l'effort de stabilité sociale, les disparités de revenus entre citoyens constituent un frein à la réduction de la pauvreté par la croissance économique (Ferreira et Ravallion, 2008 ; Piketty, 2013). Ce constat justifie la place de choix qu'occupent désormais les politiques de réduction des inégalités de revenus dans l'agenda aussi bien des décideurs politiques des pays d'Afrique subsaharienne (ASS) que celui du programme des nations unies pour le développement (PNUD) à travers les objectifs du développement durable (ODD). Au regard des préjudices sur le développement que peut occasionner ce que l'on est tenté de qualifier de fléau, ce gain d'intérêt ne saurait être fortuit.

Or, ces pays bénéficient depuis leur accession aux indépendances, d'abondants flux d'aide publique au développement (APD) dont l'objectif est de réduire la pauvreté. Cette ambition de soutenir les pays pauvres a d'ailleurs été réaffirmée en 2002 à l'occasion de la conférence de Monterrey sur le financement du développement qui établissait que la réalisation des Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD) nécessitait un doublement des flux d'APD.

Bourguignon et al. (2009) notent que les avantages de l'APD ne sont pas automatiques et que la croissance générée par l'APD ne réduit pas nécessairement les inégalités de revenus, surtout en raison des barrières commerciales imposées par les pays riches. Calderon et al. (2009) ajoutent que la qualité des institutions est cruciale pour l'efficacité de l'aide. En revanche, Layton et Nielson (2009) constatent que, même en démocratie, l'élite politique s'approprie les flux d'aide, aggravant ainsi les inégalités, une opinion partagée par Ayodele et al. (2005) et Hodler (2007), qui pointent la corruption et la recherche de rente comme des facteurs d'inefficacité de l'APD.

Selon les données issues des indicateurs mondiaux de développement de la Banque Mondiale (2020), l'ASS est le premier continent bénéficiaire d'APD depuis 1978. En 2006 par exemple, 37,5% du volume total d'APD est allé en direction de l'ASS, soit environ 45 milliards de dollars pour un volume mondial total de 120 milliards de dollars. Aussi, cette part est haussière. Entre 1980 et 2010 par exemple, l'APD à destination de l'ASS a été multipliée par 4 passant de 10,2 à 43 milliards de dollars alors que celle accordée aux pays asiatiques est passée de 9,7 à 30,5 milliards de dollars sur la même période.

En dépit de ces montants élevés de l'APD dans les pays d'ASS, les taux de pauvreté que connaissent ces pays demeurent parmi les plus élevés au monde. En 2015 par exemple, le taux moyen de pauvreté qui variait entre 1,5% et 12,4% dans les autres régions du monde était estimé à 41% en ASS qui abrite plus de la moitié des pauvres de la planète (Banque Mondiale, 2020). La réduction des inégalités de revenus étant selon Ferreira et Ravallion (2008) le chaînon manquant dans la relation entre la croissance et l'éradication de la pauvreté, l'APD devrait contribuer à réduire les inégalités de revenus, condition sine qua non à l'éradication du niveau de pauvreté en ASS.

Divers canaux de transmission existent entre l'APD et la réduction des inégalités, tels que le financement d'infrastructures sociales (Chauvet et Mesplé-Somps, 2007), permettant ainsi aux populations à faibles revenus d'augmenter leurs revenus grâce à des économies sur les dépenses de santé et d'éducation. Boone (1996) souligne que l'utilisation de l'APD pour améliorer les conditions de vie peut renforcer le soutien électoral. Les incitations et conditions des donateurs favorisent également une allocation plus efficace de l'aide (Easterly, 2003). Enfin, l'attractivité des marchés étrangers et la préférence ethnique des dirigeants peuvent influencer l'effet de l'APD sur les inégalités (Easterly, 1999 ; Azam et Laffont, 2003 ; Layton, 2008).

Toutefois, le niveau d'inégalités dans les pays de cette partie du globe figure parmi les plus élevés malgré le flux important d'APD reçue. En effet, selon le PNUD (2017), l'ASS abritait en 2016 les pays les plus inégalitaires du monde en termes de répartition de revenus. Aussi, l'indice de Gini y atteint en moyenne 50 depuis 1980 contre 32 et 24 respectivement pour les pays d'Asie orientale et les pays scandinaves (Solt, 2020). Ce constat paradoxal pousse à questionner la contribution de ces flux d'APD dans la réduction des inégalités de revenus. Dès lors, quel est l'effet de l'APD sur les inégalités de revenus dans les pays d'ASS ?

L'objectif de la présente recherche est de déterminer l'effet de l'aide publique au développement sur les inégalités de revenus en Afrique subsaharienne. A la lumière de la littérature relative à la relation entre l'APD et les inégalités de revenus, l'hypothèse retenue dans la présente recherche est que l'APD prise sous sa forme globale accroît significativement les inégalités de revenus dans les pays d'ASS. Ainsi, il sera testé l'hypothèse selon laquelle il existe une relation significative entre l'APD et les inégalités de revenus en ASS.

En plus de contribuer à la littérature sur l'efficacité des flux d'aide en matière de réduction des inégalités, cette recherche vise à dégager des implications pour une meilleure utilisation des fonds d'APD, essentielle pour éradiquer la pauvreté. L'analyse porte sur un panel de 44 pays d'ASS observés sur la période allant de 2000 à 2015, en utilisant des données de la base SWIID sur les inégalités de revenus. La méthode des moments généralisés (GMM) en système est retenue pour son efficacité à traiter les problèmes d'endogénéité, d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation (Baltagi, 1995 ; Wooldridge, 2002). Le choix de l'ASS est justifié par la littérature limitée sur l'impact de l'aide sur les inégalités dans cette région, où peu d'études se sont penchées sur les inégalités, malgré leur reconnaissance en tant que fléau particulièrement en ASS qui abrite les pays les plus inégalitaires du monde (Solt, 2020).

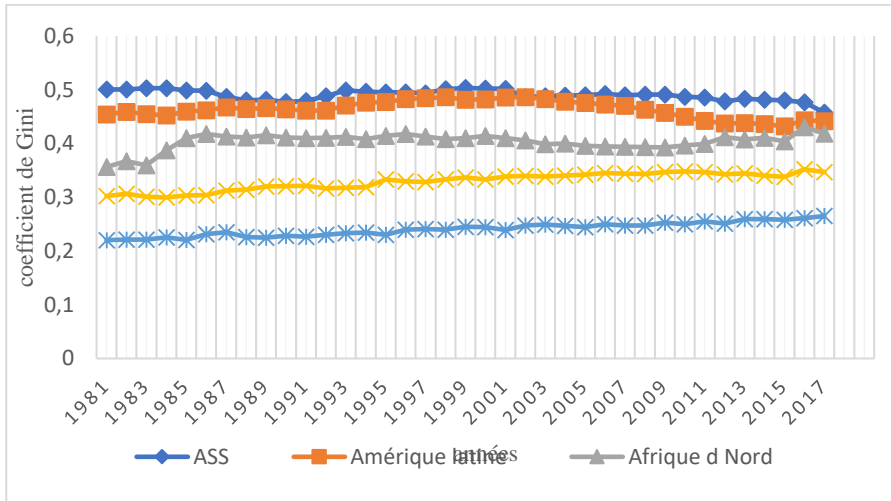
Le présent article s'articule autour de 4 sections. Ainsi, les deux sections suivantes traitent respectivement des faits stylisés et de la revue de littérature relative aux inégalités de revenus et à l'APD. La troisième présente la méthodologie de recherche. Enfin, les résultats de l'analyse économétrique sont présentés et discutés à la quatrième section.

## **I. Faits stylisés sur les inégalités de revenus et l'APD**

Le graphique<sup>1</sup> ci-dessous présente l'évolution de l'indice de Gini dans le monde sur la période 1981 à 2017.

Le graphique révèle que l'Afrique subsaharienne (ASS) est l'une des régions les plus inégalitaires, suivie de l'Amérique latine. Les inégalités de revenus en ASS, particulièrement dans les régions australe et orientale, commencent à diminuer dès 2015, année du lancement des ODD. Dans le sud de l'Afrique, le coefficient de Gini baisse de 11,86 points entre 2015 et 2017, passant de 0,59 à 0,52. Globalement, les inégalités de revenus en ASS chutent de 6,25%, passant de 0,48 à 0,45 entre 2015 et 2017.

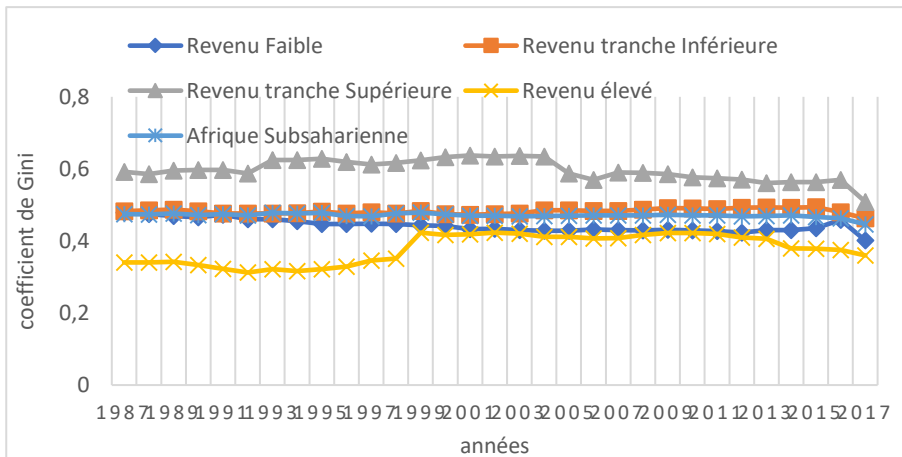
**Graphique 1:** Évolution des inégalités de revenus par région du monde entre 1981 et 2017



**Source :** Auteur sur la base de données SWIID (Solt, 2020)

Malgré cette diminution, les inégalités en ASS restent parmi les plus élevées au monde, comme l'a noté Bastagli *et al.* (2012). Elles varient selon le niveau de revenus des pays, comme le montre le graphique 2, qui classe les pays d'ASS selon les niveaux de revenus définis par la Banque Mondiale.

**Graphique 2:** Évolution des inégalités selon le revenu des pays d'ASS entre 1987 et 2017



**Source :** Auteur sur la base de données SWIID (Solt, 2020)

Le graphique montre une tendance linéaire des inégalités de revenus dans les quatre types de pays d'Afrique subsaharienne (ASS). Les pays

à revenus extrêmes, soit faibles (PRF) et élevés (PRE), ont des niveaux d'inégalités relativement faibles. En revanche, les pays à revenus intermédiaires, surtout ceux de la tranche supérieure, présentent les niveaux les plus élevés, en grande partie en raison de la forte représentation des pays d'Afrique australe comme la Namibie, l'Eswatini, et l'Afrique du Sud, qui figurent parmi les pays les plus inégalitaires au monde.

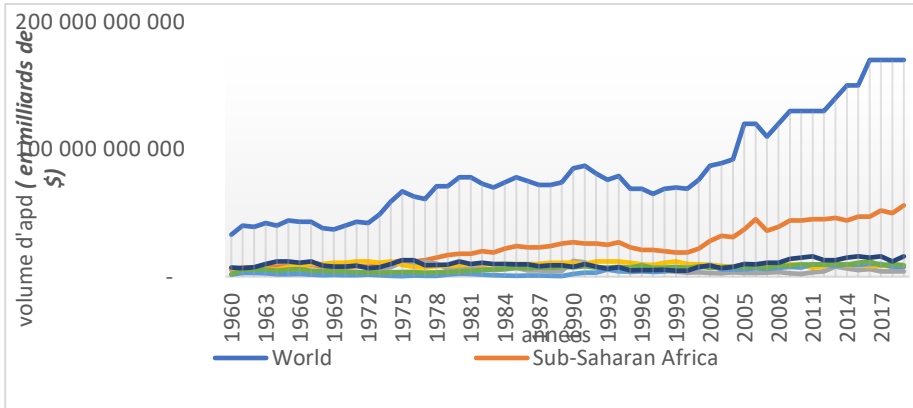
Les pays à revenus faibles affichent une tendance à la baisse des inégalités depuis 1990, similaire à celle de leurs pairs dans d'autres régions. Leur dépendance à l'agriculture et à l'économie souterraine contribue à ces faibles inégalités. Les PRE, comprenant les Seychelles et Maurice, ont un coefficient de Gini inférieur à la moyenne de l'ASS et montrent une baisse des inégalités depuis 2015.

Selon la classification de la Banque Mondiale, les PRF et PRE sont des pays à faibles inégalités (Gini moyen de 0,43 et 0,40), tandis que les pays à revenus intermédiaires de la tranche supérieure présentent des inégalités très élevées, avec un Gini d'au moins 0,6. Les régions australe et orientale d'Afrique ont des niveaux d'inégalités plus élevés que l'Afrique de l'Ouest et centrale. Ainsi, malgré les efforts, les inégalités en ASS restent élevées. Comme soutiennent Ferreira et Ravallion (2008), une telle situation peut freiner la réduction de la pauvreté qu'aurait pu occasionner la croissance économique favorisée par les fonds d'APD.

Le renforcement de la mondialisation dans les années 1980 a accentué les inégalités, aggravant la fracture Nord-Sud et les disparités entre les pays du Sud. Un monde hétérogène s'est formé, avec une Afrique marginalisée et des pays émergents en pleine croissance. La Conférence de Monterrey de 2002 a été essentielle pour raviver l'intérêt pour l'APD, particulièrement en faveur des pays du Sud et de l'Afrique subsaharienne (ASS).

L'ASS, qui compte le plus grand nombre de pays moins avancés (PMA), est la principale bénéficiaire des flux d'APD par rapport aux autres régions, comme l'illustre le graphique 3.

**Graphique 3:** Volume d'APD par région du monde de 1960 à 2018

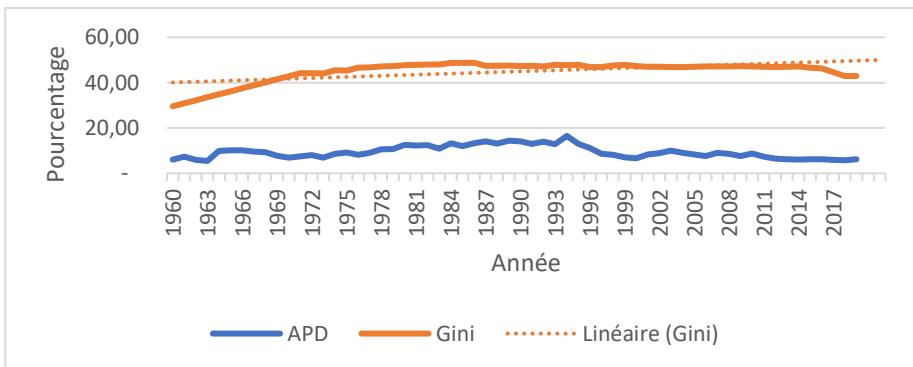


**Source :** Auteur, sur la base de données de la Banque Mondiale (2020)

Entre 1960 et 2018, l'évolution de l'APD présente quatre phases : une légère hausse entre 1960-1980, une stagnation entre 1980-1992, une baisse de 20% entre 1992-1997, et une forte augmentation jusqu'en 2018, où l'APD a été multipliée par 2,6. L'ASS reste une priorité pour les donateurs, recevant un tiers de l'APD mondiale, soit 45 milliards \$ US en 2006, représentant 37,5% de l'APD totale.

Depuis 1979, la part de l'ASS dans l'APD n'a jamais chuté sous 23%, avec une moyenne de 31%. Le volume d'APD nette vers l'Afrique a été multiplié par 10,18 entre 1960 et 2019, atteignant 56 milliards \$ US. Aussi, en rapportant le volume d'APD reçu par chaque pays à la taille de sa population, les données montrent qu'une fois de plus, les pays d'ASS sont les plus dépendants de l'APD. Par ailleurs en 2012, 17 des 30 pays avec une part d'APD dépassant 10% du RNB étaient en ASS.

**Graphique 4:** Evolution du ratio APD/RNB et des inégalités de revenus en ASS



**Source** : Auteur, sur la base de données de la Banque Mondiale (2020) et Solt (2020)

Ce dernier constat pourrait expliquer le paradoxe que donne à observer le graphique 4 qui montre une croissance de l'indice de Gini malgré une tendance à la hausse du ratio APD/RNB. Il semble donc difficile de confirmer l'hypothèse d'efficacité de l'aide en termes de réduction des inégalités de revenus en ASS, d'où l'intérêt de la présente recherche.

## II. Revue de littérature

La littérature présente plusieurs canaux par lesquels l'aide publique au développement (APD) affecte les inégalités de revenus, notamment la rationalité des acteurs politiques, les conditionnalités des donateurs, l'attrait pour les marchés étrangers, et la redevabilité des structures d'aide. Boone (1996) affirme que les gouvernements, cherchant à favoriser leurs partisans, distribuent l'APD de manière à accroître les revenus de l'élite, au détriment des pauvres. Easterly (2003) ajoute que les gouvernements évitent d'améliorer les conditions des pauvres pour maintenir leur pouvoir. Les conditionnalités exigées par les donateurs, bien qu'elles visent à contraindre les gouvernements à utiliser l'aide pour les pauvres, sont souvent contournées, favorisant à nouveau l'élite (Bauer, 1993 ; Collier et al., 1997 ; Svensson, 2000). Azam et Laffont (2003) notent que l'effet "de retombée" où l'élite réinvestit l'aide localement, est rare, et les investisseurs préfèrent les marchés étrangers (Easterly, 1999).

Svensson (2000) souligne que l'APD n'incite pas toujours à aider les pauvres, car cela réduirait les fonds alloués. Bauer (1993) et Reuveny et Li (2003) affirment que des institutions démocratiques et une bonne gouvernance permettraient de mieux redistribuer les revenus. Toutefois, Nielson et Alderson (1999) révèlent que les structures d'APD favorisent les intérêts des donateurs, aggravant les inégalités. L'APD, quand investie dans certains secteurs, bénéficie principalement aux investisseurs et employés de ces secteurs, au détriment des autres secteurs. Layton (2008) souligne également que les dirigeants politiques privilégient leurs groupes ethniques avec l'APD, renforçant ainsi les inégalités.

Les études empiriques montrent des résultats divergents. Bourguignon et al. (2009) et Calderon et al. (2009) trouvent que l'APD réduit les inégalités, particulièrement dans les pays avec de bonnes institutions. En Afrique, Adeyemo (2021), Osei-Assibey et al. (2019), et Bokpin et Issahaku (2019) concluent que l'APD diminue les inégalités, selon la

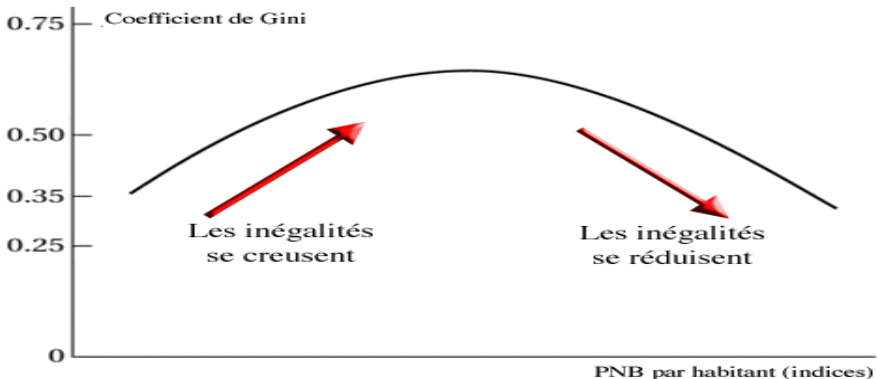
qualité des institutions. Cependant, Layton et Nielson (2009), Bjornskov (2009), et Herzer et Nunnenkamp (2012) estiment que l'APD peut aggraver les inégalités, notamment dans les démocraties où l'élite capte l'essentiel des revenus. En Afrique, Osigwe et Nwadike (2021) et Mpeti (2020) trouvent que l'APD réduit les inégalités, tandis que De Hoyos et al. (2020) et Ditimi et Saïdi (2020) montrent un impact positif de l'APD sur la réduction de la pauvreté. La relation entre l'APD et les inégalités reste donc mitigée.

### III. Méthodologie

#### III.1. Modèle théorique

La théorie de la "courbe en U inversé", proposée par Kuznets (1955), suggère une relation non linéaire entre le développement économique d'un pays et l'inégalité des revenus. Développée après la Seconde Guerre mondiale, cette théorie visait à comprendre les dynamiques économiques et la répartition des revenus dans différents pays en phase de développement, notamment aux États-Unis. Selon Kuznets, l'inégalité des revenus augmente au début du développement économique, puis diminue à un stade plus avancé, formant ainsi une courbe en "U inversé". Ses travaux ont offert un cadre théorique pour analyser l'évolution des inégalités.

**Graphique 5 :** Courbe de Kuznets illustrant la relation entre inégalité et développement



**Source :** Construction de l'auteur

La courbe en "U inversé" illustre la relation entre le développement économique, mesuré par le PNB par habitant, et l'inégalité des revenus, représentée par le coefficient de Gini. Au début du développement

économique, l'inégalité augmente en raison de facteurs tels que la disparité de la distribution des revenus, l'urbanisation, et l'industrialisation. Cependant, à un certain stade de développement, l'inégalité commence à diminuer grâce à des éléments comme l'expansion de l'éducation, la protection sociale, et une meilleure régulation des marchés. Ce modèle de Kuznets (1955) montre une dynamique où l'inégalité croît d'abord avec le développement économique, puis décroît, influençant ainsi les politiques économiques. Bien que cette théorie ne soit pas exprimée par une équation précise, elle décrit une relation qualitative entre le développement économique et l'inégalité des revenus que l'on peut appréhender comme suit :

$$\mathbf{INEQUALITY = INEQUALITY(Economic\ development)}$$

$$(1)$$

Cependant, conformément à la conceptualisation de Kuznets (1955), il est possible de formaliser la relation de la loi de Kuznets. En effet, l'idée de la relation non linéaire entre le niveau de développement économique et l'inégalité des revenus peut être représentée dans un modèle économétrique par une régression quadratique à travers l'équation suivante :

$$\mathbf{gini = \alpha_0 + \alpha_1 \times PIB/Hab + \alpha_2 \times (PIB/Hab)^2 + \varepsilon}$$

$$(2)$$

Où : *gini* représente l'inégalité des revenus, mesurée par le coefficient de Gini ; *PIB/Hab* représente le PIB par habitant, mesure du développement économique ;  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$ , et  $\alpha_2$  sont les coefficients à estimer ;  $(PIB/Hab)^2$  représente le terme quadratique du *PIB/Hab* ;  $\varepsilon$  est le terme d'erreur.

### **III.2. Modèle empirique**

La spécification empirique est une adaptation du modèle théorique, formulée en données de panel pour intégrer l'hétérogénéité temporelle et individuelle observée dans l'analyse statistique. Le choix des variables principales vise à garantir l'homogénéité des mesures. Ces modèles permettent d'examiner la relation bilatérale entre l'APD et les inégalités (Shafiullah, 2011). La stabilité des coefficients, dépendant de la nature des données, nécessite une bonne spécification pour assurer cette stabilité. Le modèle prend en compte les variations temporelles et spatiales, permettant d'évaluer les effets directs et indirects de l'APD sur les inégalités, en tenant compte des variables de contrôle. Ainsi, notre modèle empirique se présente comme suit :

$$gini_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gini_{it-1} + \alpha_2 apd_{it} + \alpha_j x_{itj} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Avec  $i$ ,  $t$  et  $j$  représentant respectivement le pays, l'année et la variable de contrôle considérée. Les symboles  $gini$ ,  $apd$  et  $x_j$  indiquent respectivement l'indice de Gini, le ratio APD/RNB et chacune des variables de contrôle. La variable  $gini_{it-1}$  représente l'indice de Gini retardé d'une période. Les coefficients  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  et  $\alpha_j$  sont des paramètres à estimer.  $\mu_i$  est l'effet spécifique individuel et  $\eta_t$ , l'effet spécifique temporel, identiques aux pays.  $\varepsilon_{it}$  est le terme d'erreur identiquement et indépendamment distribué.

Dans cette équation,  $\alpha_2, \alpha_j$  désignent respectivement l'élasticité de l'APD et des variables de contrôle du modèle sur les inégalités de revenus. Leurs signes sont indéterminés au regard des controverses. Si  $\alpha_2$  (resp.  $\alpha_j$ )  $> 0$ , l'APD (respectivement la variable de contrôle  $j$ ) est productrice d'inégalités. Par contre, si  $\alpha_2$  (resp.  $\alpha_j$ )  $< 0$ , l'APD (respectivement la variable  $j$ ) est alors réductrice des inégalités de revenus. Enfin  $\alpha_1$  fournit quant à lui des informations relatives à la stationnarité ou non du processus d'inégalités selon que  $\alpha_1 = 1$  ou non.

Outre l'interaction directe, cette recherche tient à déterminer l'effet conjoint de l'aide et les variables de contrôle sur les inégalités de revenus. Une telle spécificité permettrait de mesurer le degré de nuance de l'APD sur les inégalités de revenus en présence de ces variables. A cet effet, l'intégration de variables interactives permet la décomposition des effets de l'APD en effet direct et indirect. L'équation (3) devient :

$$gini_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gini_{it-1} + \alpha_2 apd_{it} + \alpha_j x_{itj} + \alpha_j apd_{it} \times x_{itj} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Ainsi, si  $\alpha_j > 0$  dans l'équation ci-dessus, l'APD augmente les inégalités via la variable de contrôle  $x_j$ . Par suite, la variable  $x_j$  est un canal d'inefficacité de l'aide. Dans une telle spécification, le signe du coefficient estimé est l'élément le plus mis en évidence.

En référence à la question principale de recherche et en considérant le cadre théorique sous l'hypothèse d'absence d'omission de variable pertinentes, les modèles empiriques à estimer sont formulés comme suit :

### Modèle d'effets direct

$$gini_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gini_{it-1} + \alpha_2 apd_{it} + \alpha_3 apd_{it}^2 + \alpha_4 cor_{it} + \alpha_5 educ_{it} + \alpha_6 croiss_{it} + \alpha_7 chom_{it} + \alpha_8 pop_{it} + \alpha_9 lnpi bphab_{it} + \alpha_{10} lnpi bphab_{it}^2 + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

### Modèle d'effets interactifs apd\*X

$$gini_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 gini_{it-1} + \alpha_2 apd_{it} + \alpha_3 cor_{it} + \alpha_4 apdcor_{it} + \alpha_5 educ_{it} + \alpha_6 croiss_{it} + \alpha_7 chom_{it} + \alpha_8 pop_{it} + \alpha_9 lnpi bphab_{it} + \alpha_{10} lnpi bphab_{it}^2 + \alpha_{11} apdeduc_{it} + \alpha_{12} apdcroiss_{it} + \alpha_{13} apdchom_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Avec : gini = l'indice de Gini,  $gini_{it-1}$  = l'indice de Gini retardé d'une période, apd= le ratio APD/RNB, cor= le niveau de contrôle de corruption, apdcor= la variable interactive entre apd et le contrôle de corruption, educ=la part de dépense gouvernementale consacrée à l'éducation, croiss= taux de croissance économique, chom= le taux de chômage, pop= le taux de croissance moyen de la population, lnpi bphab= le logarithme du PIB par habitant,  $lnpi bphab^2$  = le carré du logarithme du PIB par habitant, apdeduc= la variable interactive entre apd et la part de dépenses d'éducation, apdcroiss= la variable interactive entre apd et le taux de croissance économique, apdchom= la variable interactive entre apd et le taux de chômage,  $\mu_i$ = effet individuel,  $\eta_t$  = effet temporel,  $\varepsilon_{it}$ = terme d'erreur identiquement et indépendamment distribué.

### **III.3. Méthode d'estimation et données**

Pour estimer le modèle en panel, plusieurs méthodes sont envisageables, telles que les effets fixes (FE), effets aléatoires (RE), et les moments généralisés (GMM). Cependant, le caractère dynamique du modèle pose un problème d'endogénéité lié aux variables explicatives retardées, nécessitant l'usage de la méthode GMM (Arellano et Bover, 1995). Le test de Wooldridge (2002) confirme aussi l'autocorrélation des erreurs. Par ailleurs, les méthodes ARDL comme le PMG et le MG sont disqualifiées en raison de la dimension spatio-temporelle des données.

Le GMM est particulièrement adapté pour corriger l'endogénéité et l'autocorrélation, en utilisant des instruments externes corrélés aux variables explicatives, mais non aux erreurs résiduelles. Il existe deux estimateurs GMM : en différence première et en système. L'estimateur en différence première peut toutefois sous-estimer les variables

persistantes, c'est pourquoi l'estimateur en système, proposé par Blundell et Bond (1998), est préféré dans cette recherche.

Les instruments sont les valeurs retardées d'au moins deux périodes de l'indice de Gini et de la variable institutionnelle (contrôle de corruption). Les tests de Sargan et Hansen évaluent la validité des instruments. Le GMM en système, tenant compte des spécificités des données, est appliqué pour estimer l'effet des variables sur les inégalités de revenus dans les pays d'ASS.

Les données de la présente recherche sont décrites dans le tableau I.

## **IV. Présentation et discussion des résultats**

L'analyse de l'effet de l'APD sur les inégalités de revenus nécessite au préalable l'observation d'un éventuel lien entre ces deux concepts. Les faits stylisés présentés à la deuxième section répondent en partie à cet objectif. Cette section commence par l'analyse statistique des variables retenues dans le modèle. S'en suivra l'analyse économétrique de l'effet de l'APD sur les inégalités de revenus qui donnera lieu à la discussion des résultats en dernier point.

### **IV.1. Analyse statistique**

Il convient avant toute analyse économétrique d'appréhender a priori les caractéristiques des variables à travers une analyse statistique. Ces caractéristiques sont résumées dans les tableaux 2 et 3.

## **Tableau I:** Description des variables utilisées

Variables	Indicateurs	Signe attendus	Source
Indice de Gini (gini)	Indice de Gini		Solt, F. (2020. SWIID)
APD/RNB (apd)	Ratio APD/RNB	-	Banque Mondiale (2020, WDI)
Contrôle de corruption (cor)	Niveau contrôle de corruption	+	Kaufmann (2020, WGI)
Dépense en éducation/RNB (educ)	Ratio dépense en éducation/RNB	-	Banque Mondiale (2020, WDI)
Croissance économique (croiss)	Taux croissance économique	+	Banque Mondiale (2020, WDI)
Chômage (chom)	Taux de Chômage	+	Banque Mondiale (2020, WDI)
Croissance démographique (demo)	Taux croissance démographique	+	Banque Mondiale (2020, WDI)
PIB/habitant	Ln (PIB/habitant)	-	Banque Mondiale (2020, WDI)
Classification (class)	Classification selon le revenu		Banque Mondiale (2020, WDI)
Gini retardé (gini <sub>t-1</sub> )	Indice retardé de l'indice de Gini	+	Calcul de l'auteur
APD/RNB retardé d'une période (apd <sub>t-1</sub> )	Ratio APD/RNB retardé d'1 période	-	Calcul de l'auteur
APD/RNB retardé d'une période (apd <sub>t-2</sub> )	APD/RNB retardé de 2 périodes	-	Calcul de l'auteur
APD/RNB × Contrôle corruption	Variable interactive entre apd et cor	-	Calcul de l'auteur
APD/RNB au Carré	Le carré APD/RNB	-	Calcul de l'auteur
APD/RNB × Dépense éducation	Variable interactive entre apd et croiss	-	Calcul de l'auteur
APD/RNB × Croissance économique	Variable interactive entre apd et croiss	-	Calcul de l'auteur
APD/RNB × chômage	Variable interactive entre apd et chom	-	Calcul de l'auteur
[Ln (PIB/habitant)] <sup>2</sup>	Le carré du Ln (PIB/Habitant)	-	Calcul de l'auteur

**Source :** calcul de l'auteur

**Tableau II :** Statistiques descriptives des variables

Variables	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
-----------	--------------	---------	------------	---------	---------

<b>Indice de Gini</b>	704	46,87	7,8	32,12	74,29
<b>Ratio APD/RNB</b>	704	9,27	9,38	-0,25	92,14
<b>Indice de Contrôle de corruption</b>	704	38,91	12,21	19,02	74,33
<b>Ratio Dépense en éducation/RNB</b>	704	3,80	1,89	0,85	9,73
<b>Taux de Croissance économique</b>	704	2,09	4,56	-36,55	28,67
<b>Taux de Chômage</b>	704	7,46	6,82	0,31	35,26
<b>Taux de Croissance démographique</b>	704	2,41	0,93	-2,62	5,6
<b>Ln (PIB/habitant)</b>	704	9,93	2,56	5,45	15,27
<b>Classification par revenu</b>	672	0,54	0,49	0,00	1,00
<b>Indice gini<sub>t-1</sub></b>	660	46,88	7,8	31,12	74,29
<b>APD/RNB<sub>t-1</sub></b>	660	9,41	9,48	-0,25	92,14
<b>APD/RNB<sub>t-2</sub></b>	616	9,58	9,62	-0,25	92,14
<b>APD/RNB × Contrôle corruption</b>	704	349,89	364,5	-14,05	3763,43
<b>(APD/RNB)<sup>2</sup></b>	704	174,10	535,5	0,02	8490,05
<b>APD/RNB × Dépense éducation</b>	704	33,54	37,24	-0,80	340,00
<b>APD/RNB × Croissance économique</b>	704	20,84	65,47	-562,21	658,72
<b>APD/RNB × chômage</b>	704	53,99	77,32	-3,24	824,93
<b>[Ln (PIB/habitant)]<sup>2</sup></b>	704	105,36	53,08	29,73	233,29

**Source :** calcul de l'auteur

Les variables du modèle ont des valeurs comprises entre [-36,55 ; 92,14], avec un effort pour les maintenir dans l'intervalle [0 ; 100] afin de réduire les biais de spécification et assurer l'homogénéité. Le logarithme a été appliqué au PIB par habitant et une transformation linéaire au contrôle de la corruption. Le modèle contient 704 observations sur 44 pays pour la période 2000-2015, sans données manquantes. Les variables à niveau montrent une faible dispersion, sauf les variables interactives. Les valeurs négatives du ratio APD/RNB en 2003 pour le Gabon et les Îles Maurice s'expliquent par leur rôle de donateurs nets, grâce à leur richesse en ressources naturelles et leur participation à l'aide sud-sud. La relation entre APD et inégalités de revenus n'est pas évidente, et dépend des canaux de transmission. Le

ratio APD/RNB présente une corrélation négative et significative avec l'indice de Gini, remettant en question l'idée que l'APD augmente les inégalités. Toutefois, le contrôle de la corruption et les dépenses d'éducation, positivement corrélées à l'indice de Gini, montrent que le niveau de contrôle de la corruption est insuffisant pour rendre l'aide efficace.

**Tableau III:** Corrélation entre les variables

<i>Variables</i>	<i>Indice de Gini</i>	<i>APD/RNB</i>	<i>Contrôle corruption</i>	<i>Dépense éducation</i>	<i>Croissance économique</i>	<i>Chômage</i>	<i>Croissance démographique</i>	<i>PIB/habitant</i>
<i>Indice de Gini</i>	1,00							
<i>APD/RNB</i>	-0,31***	1,00						
<i>Contrôle de corruption</i>	0,21***	-0,09*	1,00					
<i>Dépense en éducation</i>	0,28***	-0,09***	0,52***	1,00				
<i>Croissance économique</i>	0,03	0,03	0,1***	0,07*	1,00			
<i>Chômage</i>	0,35***	-0,23***	0,49***	0,49***	0,01	1,00		
<i>Croissance démographique</i>	-0,33***	0,24***	-0,44***	-0,43***	0,02	-0,42***	1,00	
<i>PIB/habitant</i>	-0,03	-0,12***	-0,11***	-0,15***	-0,03	-0,02	0,02	1,00

**Source :** auteur ; \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p<0,01 significativité à 10%, 5% et 1%

Parmi les variables macroéconomiques, seul le taux de chômage montre une corrélation significative avec les inégalités. La croissance économique et le PIB par habitant ne sont pas significativement liés aux inégalités de revenus, ce qui contredit la loi de Kuznets (1955), selon laquelle les inégalités devraient augmenter avec le PIB par habitant.

L'analyse du ratio APD/RNB et des inégalités dans un échantillon de 21 pays révèle des résultats statistiques controversés. Dans certains cas, une augmentation du ratio APD/RNB est associée à des hausses ou des baisses des inégalités. Les variations temporelles et spatiales montrent que la variabilité interindividuelle est plus importante que la variabilité intra-individuelle, avec des inégalités plus stables dans le temps que dans l'espace.

Cette section a analysé les caractéristiques des variables en mettant en lumière la relation entre le ratio APD/RNB et l'indice de Gini, mais cette analyse reste limitée. La section suivante se concentrera sur l'analyse économétrique de cette relation.

## **IV.2. Analyse économétrique**

L'analyse économétrique vise à établir les effets directs et indirects de l'aide publique au développement sur les inégalités de revenus en ASS. A cet effet, il est résumé dans cette section les tests préliminaires suivis de la présentation et l'interprétation des résultats issus des deux modèles d'estimations des équations (5) et (6).

### **IV.2.1. Tests préliminaires**

Pour garantir la pertinence des estimateurs, plusieurs tests ont précédé l'estimation des modèles, tels que le test de spécification de Ramsey, le test d'autocorrélation de Wooldridge (2002), et les tests de racine unitaire. Le test de Ramsey a montré que le modèle n'omet pas de variables significatives (p-valeur = 0,29). Le test de Wooldridge a confirmé l'autocorrélation des erreurs (p-valeur = 0,000). Le test d'endogénéité a révélé un problème lié à la variable endogène retardée (ginit-1). Les résidus des variables « gini », « ginit-1 », et « cor » ont été testés, confirmant l'endogénéité globale, notamment pour le contrôle de la corruption.

Les tests de racine unitaire ont ensuite évalué la stationnarité des variables. Le test de Pesaran a confirmé l'indépendance des individus (p-valeur = 0,109), justifiant l'usage des tests de première génération. Cinq variables sont stationnaires à niveau (I (0)), dont le ratio APD/RNB et le contrôle de la corruption. Trois autres variables à savoir

le PIB/habitant et l'indice de Gini, sont intégrées d'ordre 1 (I (1)), nécessitant différenciation pour éviter des régressions fallacieuses. Ces tests confirment la possibilité d'utiliser la méthode GMM pour estimer avec précision la relation entre les variables.

#### **IV.2.2. Résultats du modèle 1 ou à effets directs**

L'estimation du modèle 1 par le GMM confirme la robustesse et la stabilité des coefficients, avec des tests d'autocorrélation et de validité des instruments, notamment les tests d'Arellano-Bond (1991) et ceux de Sargan et Hansen. Les erreurs sont auto-corrélées d'ordre 1 mais pas d'ordre 2, et les instruments du modèle sont valides.

Les résultats montrent que le coefficient de l'APD est positif et statistiquement significatif à 5%, confirmant que les flux d'APD augmentent les inégalités de revenus en Afrique subsaharienne (ASS). Cependant, l'effet est faible : une augmentation d'une unité de la part d'APD dans le RNB entraîne une hausse de l'indice de Gini de 0,02 points de pourcentage, indiquant que l'APD n'améliore pas directement la distribution des revenus en ASS. L'introduction de la valeur quadratique de l'APD montre un coefficient négatif et significatif, indiquant qu'un montant plus élevé d'APD pourrait réduire les inégalités en ASS. L'APD et la corruption sont des facteurs importants d'aggravation des inégalités, la corruption ayant un effet plus élevé et significatif à 1%. Une dégradation d'une unité du contrôle de la corruption augmente les inégalités de 0,05 points.

Les dépenses publiques d'éducation et la croissance économique réduisent significativement les inégalités, avec une baisse de 0,02 points pour chaque unité de croissance et de 0,11 points pour les dépenses éducatives. En revanche, le PIB par habitant, le chômage et la croissance démographique n'ont pas d'effet significatif. Les inégalités ne tendent pas vers un niveau stationnaire, ce qui est confirmé par le coefficient positif de la variable endogène retardée. Ainsi, l'APD et la corruption augmentent les inégalités, tandis que l'éducation et la croissance les réduisent.

**Tableau IV: Résultat du modèle 1 ou à effets directs**

	(1)	(2)	(3)
<i>VARIABLES</i>	<i>Gini</i>	<i>Gini</i>	<i>Gini</i>
<i>Gini<sub>t-1</sub></i>	0,88***	0,87***	0,87***
<i>APD</i>	0,02**	0,07***	0,07***
<i>APD au Carré</i>		-0,001***	-0,001***
<i>Contrôle corruption</i>	0,05***	0,08***	0,08***
<i>Dépenses en éducation</i>	-0,11**	-0,17***	-0,18***
<i>Croissance économique</i>	-0,02***	-0,02***	-0,02***
<i>Taux de chômage</i>	0,02	0,01	0,01
<i>Croissance démographique</i>	-0,10	0,02	0,05
<i>Ln (PIB/Habitant)</i>	-0,001	0,002	0,28
<i>Ln (PIB/Habitant Carré)</i>			-0,01
<i>Constant</i>	3,79	2,68	0,95
<i>Observations</i>	660	660	660

**Tests de validité des instruments**

Sargan test	0,59	0,69	69
Hansen test	0,52	0,64	0,63
Nombre de groupes	35	36	37
Nombre d'instruments	44	44	44

**Test de corrélation des erreurs**

AR (1)	0,00	0,00	0,00
AR (2)	0,27	0,15	0,15

**Source** : auteur, \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p<0,01 significativité à 10%, 5% et 1%

### IV.2.3. Résultats du modèle 2 ou à effets interactifs

Le tableau 5 présente les résultats de la spécification économétrique, confirmant la robustesse des estimations. L'APD a un effet direct et positif sur les inégalités de revenus, bien que cet impact ait diminué, passant de 0,05 à 0,02. Le contrôle de la corruption reste également un facteur significatif et positif. Cependant, l'interaction entre l'APD et le contrôle de la corruption a un effet négatif sur les inégalités, indiquant que la corruption est un canal par lequel l'APD augmente les inégalités, sauf si le contrôle de la corruption dépasse 35 sur une échelle de 100.

Lorsque le contrôle de la corruption atteint ce seuil, l'APD contribue à réduire les inégalités, avec un effet global négatif estimé à -0,0078. Le contrôle de la corruption, associé à l'APD, a un effet global positif sur les inégalités, à 0,0214. Pour que la corruption réduise les inégalités, l'APD doit représenter au moins 20% du RNB.

Les dépenses publiques d'éducation et la croissance économique ont un effet réducteur sur les inégalités, avec une réduction de 0,10 points pour chaque unité de dépense en éducation et de 0,01 pour la croissance. L'effet de l'APD dépend également des dépenses d'éducation. Le PIB par habitant, le chômage, et la croissance démographique n'ont pas d'impact significatif, contredisant le modèle de Kuznets. En résumé, bien que l'APD augmente les inégalités, un bon niveau de contrôle de la corruption et des dépenses d'éducation peuvent inverser cet effet.

**Tableau V:** Résultat du modèle 2 ou à effets interactifs

<i>VARIABLES</i>	(1) <i>Gini</i>	(2) <i>Gini</i>	(3) <i>Gini</i>	(4) <i>Gini</i>
<i>Gini<sub>t-1</sub></i>	0,94***	0,94***	0,88***	0,92***
<i>APD</i>	0,07***	0,06**	0,02**	0,06***
<i>Contrôle corruption</i>	0,04***	0,01**	0,05***	0,04**
<i>APD × Contrôle corruption</i>	-0,002***			
<i>Dépenses éducation</i>	-0,10***	0,08*	-0,12***	-0,14***
<i>Croissance économique</i>	-0,02***	-0,02***	-0,01	-0,02***
<i>Taux de chômage</i>	0,002	0,007	0,01	0,04
<i>Croissance démographique</i>	0,03	-0,01	-0,05	-0,11
<i>Ln (PIB/Habitant)</i>	0,15		0,80	1,08*
<i>Ln PIB/Habitant Carré</i>	-0,008		-0,03	-0,05*
<i>APD × Dépenses éducation</i>		-0,01***		
<i>APDD × Croissance économique</i>			-0,001	
<i>APD × Taux de chômage</i>				-0,007***
<i>Constant</i>	0,36	1,65	-0,16	-2,80
<i>Observations</i>	660	660	660	660

	<i>Tests de validité des instruments</i>			
<i>Sargan test</i>	0,51	0,49	0,58	0,68
<i>Hansen test</i>	0,21	0,34	0,44	0,41
<i>Nombre de groupes</i>	44	44	44	44
<i>Nombre d'instruments</i>	38	36	37	37
	<i>Test de corrélation des erreurs</i>			
<i>AR (1)</i>	0,00	0,00	0,00	0,00
<i>AR (2)</i>	0,24	0,29	0,30	0,31

**Source :** auteur, \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p<0,01 significativité à 10%, 5% et 1%

#### **IV.2.4. Tests de robustesse**

Pour tester la robustesse des résultats, deux approches ont été utilisées : l'introduction de variables de contrôle et le changement d'estimateur. Le premier test, utilisant toujours le GMM en système, a introduit des valeurs retardées de l'APD et des variables interactives. Une variable binomiale "classification" a également été introduite, prenant la valeur 1 si le pays se situe au moins dans la classe des pays à revenu intermédiaire et 0 sinon, suivant la classification de la Banque Mondiale selon le niveau de revenus des pays.

Les résultats sont similaires à ceux obtenus précédemment : l'APD augmente les inégalités de revenus en Afrique subsaharienne (ASS), avec un coefficient positif et significatif (entre 0,04 et 0,08). La corruption accroît les inégalités, tandis que les dépenses d'éducation et la croissance économique les réduisent. Les interactions entre ces variables et l'APD sont négatives et significatives, confirmant que l'impact de l'APD dépend du contrôle de la corruption et des dépenses d'éducation. Seul le retard d'ordre 1 de l'APD affecte les inégalités de manière similaire. Enfin, la variable "classification" montre que l'APD augmente les inégalités d'au moins 0,25 point dans les pays à revenus faibles.

**Tableau VI:** Test de robustesse par ajout successif de variables de contrôle

<i>VARIABLES</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Gini	Gini	Gini	Gini	Gini	Gini
<i>Ginit.</i> <sub>1</sub>	0,85***	0,99***	0,89***	0,86***	0,86***	0,88***
<i>APD</i>	0,04*	0,08***	0,07**	0,05*	0,07***	0,06**
<i>APD</i> <sub>-1</sub>	0,05**	0,004	0,04*	0,05**	0,04**	0,050**
<i>APD</i> <sub>-2</sub>		-0,001	-0,002		-0,001	-0,007
<i>Contrôle corruption</i>	0,03**	0,05***	-0,007	0,03**	-0,001	-0,003
<i>APD</i> × <i>Contrôle corruption</i>	-0,002**	-0,002***		-0,001*		
<i>Dépenses éducation</i>	-0,12**	-0,11***	0,24**	-0,07	0,18	0,15
<i>APD</i> × <i>Dépenses éducation</i>			-0,02***	-0,005	-0,02***	-0,01***
<i>Croissance économique</i>	-0,02***	-0,01***	-0,02***	-0,02***	-0,04*	-0,02
<i>APDD</i> × <i>Croissance économique</i>					0,001	0,001
<i>Taux de chômage</i>	-0,003	-0,03***	-0,01	-0,003	-0,014	-0,01
<i>APD</i> × <i>Taux de chômage</i>						-0,004
<i>Croissance démographique</i>	-0,35**	0,02	0,47	-0,32*	0,45	0,29
<i>Ln (PIB/Habitant)</i>	1,06***	-0,17	-1,25	0,99***	-0,09	-0,71
<i>Ln PIB/Habitant Carré</i>	-0,05***	0,008	0,05	-0,04***	0,001	0,03

<i>Classification</i>	0,91***	0,23	2,37**	0,90***	2,62**	2,54***
<i>Constant</i>	1,1	-0,79	8,48	0,91	4,03	6,66
<i>Observations</i>	630	588	588	630	588	588
<b>Tests de validité des instruments</b>						
<i>Sargan test</i>	0,89	0,57	0,782	0,86	0,80	0,9
<i>Hansen test</i>	0,35	0,18	0,702	0,30	0,69	0,57
<i>Nombre de groupes</i>	42	42	42	42	42	42
<i>Nombre d'instruments</i>	40	40	38	40	39	40
<b>Test de corrélation des erreurs</b>						
<i>AR (1)</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<i>AR (2)</i>	0,254	0,127	0,118	0,255	0,103	0,112

**Source** : auteur, \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p<0,01 significativité à 10%, 5% et 1%

**Tableau VII : Robustesse par la méthode de régression par quantiles**

<i>Variables explicatives</i>	<i>Variable dépendante : Indice de Gini</i>		
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>
	1 <sup>er</sup> Quartile (25%)	2 <sup>e</sup> Quartile (50%)	3 <sup>e</sup> Quartile (75%)
<i>APD</i>	0,15 (0,15)	0,12 (0,15)	0,46* (0,24)
<i>Contrôle corruption</i>	0,04 (0,05)	-0,02 (0,06)	0,16* (0,1)
<i>Dépenses éducation</i>	0,89*** (0,3)	0,31 (0,48)	0,009 (0,6)
<i>Croissance économique</i>	-0,18* (0,1)	-0,08** (0,09)	0,014 (0,1)
<i>Taux de chômage</i>	-0,08 (0,06)	0,25*** (0,12)	0,21** (0,1)
<i>Croissance démographique</i>	-2,68*** (0,44)	-3,35 (0,38)	-3,08*** (0,56)
<i>Ln (PIB/Habitant)</i>	0,04 (0,12)	-0,15 (0,11)	-0,006 (0,13)
<i>Classification</i>	0,49 (0,63)	2,20** (0,86)	5,72*** (1,24)
<i>APD × Contrôle corruption</i>	0,001 (0,006)	0,003 (0,006)	-0,006 (0,007)
<i>APD × Dépenses éducation</i>	-0,07** (0,03)	-0,06* (0,03)	-0,06 (0,04)
<i>APDD × Croissance économique</i>	0,01 (0,01)	0,01 (0,009)	0,005 (0,009)
<i>APD × Taux de chômage</i>	-0,02*** (0,006)	-0,04*** (0,009)	-0,04*** (0,01)
<i>Constant</i>	46,41*** (3,05)	55,25*** (1,95)	49,6*** (4,056)
<b>Simultaneous quantile regression</b>	Number of observations = 672		
Bootstrap (1000) SEs	0,25 Pseudo R <sup>2</sup> = 0,1537		
	0,50 Pseudo R <sup>2</sup> = 0,2017		
	0,75 Pseudo R <sup>2</sup> = 0,3237		

**Source :** auteur, \* p<0,1 ; \*\* p<0,05 ; \*\*\* p<0,01 significativité à 10%, 5% et 1%

Le choix d'un estimateur autre que le GMM s'est porté sur la méthode de régression par quantiles pour mieux analyser l'effet de l'APD selon les différents niveaux de revenus. Les résultats, présentés dans le tableau 7, montrent que l'APD n'affecte significativement que les revenus du troisième quartile. Ainsi, l'effet de l'APD sur les inégalités de revenus est statistiquement non significatif dans les deux premiers quartiles, et globalement, son impact sur les inégalités reste limité dans le meilleur des scénarios.

### **IV.3. Discussion**

Les résultats confirment l'hypothèse de recherche selon laquelle l'APD accroisse significativement les inégalités de revenus. Toutefois, son effet indirect réducteur des inégalités dépend du niveau de contrôle de corruption et des dépenses d'éducation. Peu importe le sens, l'effet de l'APD sur les inégalités de revenus admet des mobiles théoriques et contextuels.

Ainsi, la croissance des inégalités qu'engendre l'aide, similaire au résultat trouvé par Easterly (2003), s'explique en premier lieu par la motivation des donateurs à des considérations autres que celles délibérément affichées. Il s'agit entre autres de la poursuite d'intérêts stratégiques ou de la rétribution des alliés. De telles considérations ne sont pas conformes aux objectifs de développement. Aussi, le contrôle trop excessif et inadéquat de l'aide peut perturber la mise en œuvre des stratégies de réduction des inégalités. Par ailleurs, l'inefficacité des programmes d'aide pourrait provenir de l'échec de coordination des multiples agences d'APD en ASS. Enfin, l'échec des programmes d'aide semble la conséquence de la recherche de rente de l'élite locale en ASS où l'aide publique au développement est dépensée à des fins personnelles.

Cependant, l'effet positif de l'APD sur les inégalités s'inverse lorsque l'on prend en compte son interaction avec des variables institutionnelles comme le contrôle de corruption. L'interaction entre l'APD et le contrôle de corruption est négatif et statistiquement significatif. Ce résultat conforme à celui trouvé par Shafiullah (2011), indique que la corruption et la recherche de rente peuvent être responsables de l'effet positif de l'aide sur les inégalités de revenus en ASS. En effet, l'inversion du sens dans lequel l'aide affecte les inégalités que favorise la prise en compte du niveau de contrôle de corruption dans le second modèle renforce davantage la conviction que la corruption est une variable déterminante dans l'explication des inégalités de revenus.

L'hypothèse selon laquelle les efforts dans la formation du capital humain axée sur l'éducation sont déterminants dans l'explication des inégalités de revenus se trouve confirmée. Comme le souligne Piketty (2013), l'éducation contribue à diversifier les structures sociales et à diffuser la richesse à des couches de plus en plus larges des sociétés. Les dépenses sociales et celles relatives à l'éducation en l'occurrence sont vertueuses pour la croissance et la réduction des inégalités de revenus. Elles constituent un pan d'une croissance participative, mieux distributive et donc plus inclusive ; toute chose qui explique son rôle dans l'efficacité de l'aide à réduire les inégalités de revenus en ASS.

Le coefficient significatif de la croissance est illustratif d'une croissance inclusive en ASS. En effet, ce résultat confirme l'hypothèse de Kuznets (1955) selon laquelle les inégalités de revenus augmentent à mesure que le pays se développe, puis diminuent après un point critique. Sous l'hypothèse que ces pays d'ASS vivent la seconde phase de leur développement économique, ce résultat empirique s'avère compatible à l'hypothèse d'une croissance favorable aux moins nantis de la population. Au regard de l'objectif des ODD qui est « ne laisser personne de côté », une telle croissance inclusive ne peut que nourrir l'espoir de la réalisation des ODD à l'horizon 2030.

L'effet direct non significatif du chômage sur les inégalités est plutôt contre-indicatif et infirme les résultats de Dornbusch et al. (2004). En effet, aussi bien par son effet direct que par l'intermédiaire de la croissance économique, la contribution du chômage à la hausse des inégalités est bien connue dans la littérature économique. Cet effet devrait avoir une ampleur d'autant plus accentuée que les filets de protection sociale sont insuffisants voire inexistantes dans ces pays qui font l'objet de la présente analyse. Le résultat contre-indicatif de la présente recherche devrait avoir des explications dans la nature de la variable qui prend en compte le taux de chômage global plutôt que celui relatif à la jeunesse uniquement.

L'hypothèse selon laquelle le taux de croissance démographique accroîtrait les inégalités de revenus se trouve invalidée par les résultats de la présente recherche. Ces résultats semblent plutôt conformes à ceux de Piketty (2013) qui démontre qu'une faible croissance de la population réduit la dilution du capital hérité, permettant aux riches de maintenir et d'augmenter leur part de la richesse totale. L'auteur montre comment les dynamiques démographiques influencent les opportunités économiques et l'accumulation du capital, accentuant les inégalités si la

croissance de la population est lente. Cependant, nous estimons qu'un taux de croissance démographique s'avère plutôt favorable à la réduction des inégalités de revenus en ASS. Mieux, cela semble souhaitable pour la population subsaharienne du fait de la pauvreté et l'insuffisance des filets de sécurité sociale. En effet, contre ces maux, la famille nombreuse constituera une des sources réelles de sécurité sociale à travers sa contribution à stagner le niveau des inégalités.

Enfin, les effets statistiquement non significatifs du PIB par habitant et sa valeur quadratique sur les inégalités de revenus ne sont pas conformes à la théorie de la courbe en U inversée. Cependant, ce résultat n'est pas étonnant au regard des résultats de Kuznets (1955) qui trouve que l'augmentation du PIB par habitant dans les économies avec des institutions faibles et une mauvaise gouvernance, ne réduit pas les inégalités. En fait, ces inégalités peuvent persister ou même s'aggraver avec l'accroissement du PIB par habitant. Pour nous, l'effet non significatif du PIB par habitant sur les inégalités de revenus en ASS est imputable à une combinaison de facteurs institutionnels et structurels. En effet, la forte dualité entre le secteur traditionnel et le secteur moderne de la structure économique dans la majorité des pays d'ASS, justifie le fait que la richesse bénéficie au secteur moderne, où les revenus sont déjà relativement élevés, sans nécessairement toucher le secteur traditionnel, où vivent la majorité des habitants. Ainsi, la richesse serait concentrée entre les mains de quelques élites politiques et économiques, limitant son impact sur la réduction des inégalités. Cette situation est aggravée dans un contexte de mauvaise gouvernance et d'un faible contrôle de corruption favorables à la mauvaise gestion des ressources qui pourraient être investies dans des infrastructures et services publics.

Au sortir de cette discussion, il est à noter que l'APD s'avère génératrice d'inégalités de revenus alors qu'un bon niveau de contrôle de corruption et de dépenses publiques en éducation change la nature de ce lien. Ces résultats qui confirment l'hypothèse de départ, corroborent ceux de Shafiullah (2011) et mettent en exergue le rôle déterminant de la corruption dans l'explication des inégalités de revenus en ASS. Autrement, une augmentation des flux d'APD peut aggraver l'inégalité de revenus dans un pays à faibles niveaux de contrôle de corruption et de dépenses en éducation alors que la tendance inverse est observée dans un pays avec un niveau de contrôle de corruption élevé et ce, sous le contrôle de pertinentes variables.

## Conclusion

Malgré sa réception d'abondants fonds d'aide publique au développement destinés à réduire la pauvreté, l'Afrique subsaharienne (ASS) demeure l'une des régions les plus inégalitaires en termes de revenus. Cette recherche, menée sur 44 pays de la région de 2000 à 2015, analyse l'effet de l'APD sur les inégalités. Les résultats montrent que l'APD, bien qu'ayant un effet faible (une augmentation d'une unité de l'APD dans le RNB augmente l'indice de Gini de 0,02), contribue à accroître les inégalités, en grande partie à cause de la mauvaise gestion par l'élite politique et des motivations stratégiques des donateurs.

Cependant, cet effet peut être inversé avec un bon contrôle de la corruption : lorsque le niveau de contrôle de la corruption atteint 35/100, l'APD réduit les inégalités. La croissance inclusive, contrairement au taux de croissance démographique, joue également un rôle important dans la réduction des inégalités, ce qui est encourageant pour la réalisation des ODD d'ici 2030.

Les résultats interpellent donateurs et décideurs : pour être efficace, l'APD doit être mieux encadrée et distribuée aux pays avec un bon contrôle de la corruption. Des politiques de protection sociale, financées par l'APD, sont également essentielles pour atténuer les effets néfastes des variables macroéconomiques, comme le chômage. L'APD peut ainsi contribuer à une société plus égalitaire et solidaire.

Enfin, la recherche souligne deux limites : l'absence de prise en compte de la typologie de l'APD et de l'accès à l'éducation. Ces aspects devraient être explorés dans des recherches futures.

## References bibliographiques

Adeyemo, A. (2021). The Relationship Between Foreign Aid and Income Inequality in Sub-Saharan Africa. *Journal of African Business*, 22(1).

Arellano, M., & Bond, S. R. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*(58), 277-297.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.

Ayodele, T., Cudjoe, F., Nolutshungu, T. A., & Sun. (2005). African Perspectives on Aid: Foreign Assistance Will Not Pull Africa Out of Poverty. *Economic Development Bulletin*(2), 1-4.

Azam, J. P., & Laffont, J. J. (2003). Contracting for aid. *Journal of Development Economics*, 70(1), 25-58.

Baltagi, B. H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. New York: John Wiley and Sons.

Banque Mondiale. (2020). *World Development Indicators*.

Banque Mondiale. (2020). *World Development Indicators*. Retrieved from <https://datacatalog.worldbank.org/dataset/world-development-indicators>

Bastagli, F., Coady, D., & Gupta, S. (2012). *Income Inequality and Fiscal Policy*. Note de discussion du personnel, FMI. Retrieved from SDN

Bauer, P. (1993). *Development aid: End it or mend it*. San Francisco: International Center for Economic Growth.

Bjornskov, C. (2009). Do elites benefit from democracy and foreign aid in developing countries? *Journal of Development Economics*, 1-10.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 115-143.

Bokpin, G., & A et Issahaku, H. (2019). Does foreign aid reduce income inequality in Africa? *Journal of Economic Studies*, 46(5), 1055-1072.

Boone, P. (1996). Politics and the effectiveness of foreign aid. *European Economic Review*, 40, 289-329.

Bourguignon, F., Levin, V., & Rosenblatt, D. (2009). International Redistribution of Income. 37(1), 1-10.

Bräutigam, DA, & Knack, S. (2004). Aide étrangère, institutions et gouvernance en Afrique saharienne. *Développement économique et changement culturel*, 52, 255-285.

Calderon, M., Chong, C., & Gradstein, A. (2009). Can foreign aid reduce income inequality and poverty? *Public Choice*, 140, 59-84.

Chauvet, L., & Mesplé-Soms, S. (2007). Impact des financements internationaux sur les inégalités des pays en développement. *Presses de Sciences Po*, 58, 735-744.

- Collier, P., Guillaumont, P., & Guillaumont, S. G. (1997). Redesigning conditionality. *World Development*, 25(9), 1399-1407.
- De Hoyos, R. E., Araujo, M. C., & Mateo, S. (2020., janv). Aid, growth and income inequality in Africa. *World Development*, 130(104942).
- Ditimi , A. D., & Saïdi, D. S. (2020). Aid, inequality and poverty: A case study of Sub-Saharan Africa. *Journal of Economic Studies*, 47(1).
- Easterly, W. (1999). The ghost of financing gap: testing the growth model used in the international financial institutions. *Development Economics*, 60(2), 423-438.
- Easterly, W. (2003). Can Foreign Aid Buy Growth? *The Journal of Economic Perspectives*, 17(3), 23-48.
- Ferreira, F., & Ravallion, M. (2008). *Global Poverty and Inequality : A review of the evidence*. recherche de politiques de lutte contre la pauvreté, Banque Mondiale.
- Herzer, D., & Nunnenkamp, P. (2012). The effect of foreign aid on income inequality: Evidence from panel cointegration. *Kiel Institute for the World Economy*(1762).
- Hodler, R. (2007). Rent seeking and aid effectiveness. *International Tax and Public Finance*, 14, 525-541.
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2020, Sept 25). The Worldwide Governance Indicators : A Summary of Methodology, Data and Analytical Issues. *World Bank Policy Research*.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45, 1-28.
- Layton, T. (2008). The Effect of Foreign Aid on Income Inequality. *Sigma: Journal of Political and International Studies*, 26(4), 35-55.
- Layton, T., & Nielson, D. (2009). Aiding Inequality: The Effect of Foreign Aid on Income Inequality. *Brigham Young University*, 1-34.
- Mpeta, B. (2020). Foreign aid, income inequality and poverty in Africa: Evidence from a panel data analysis. *African Journal of Economic and Management Studies*, 11(4).
- Nielson, F., & Alderson, A. (1995). Income inequality, development and dualism-results from an unbalanced cross-national panel. *American Sociological Review*, 60(5), 674-701.

- Nielson, F., & Alderson, A. (1999). Income inequality, development and dependence: A reconsideration. *American Sociological Review*, 64(4), 606-631.
- Osei-Assibey, E., Esposito, L., & Matare, C. (2019). Aid and income inequality in Africa: The role of institutional quality. *Journal of International Development*, 31(6), 480-498.
- Osigwe, A. C., & Nwadike, P. O. (2021). The Impact of Foreign Aid on Inequality in Africa. *African Development Review*, 33(1).
- Piketty, T. (2013). *Le Capital au XXIe siècle*. Paris: Du Seuil. Retrieved from ISBN 978-2-02-108228-9
- PNUD. (2017). *Inégalités de revenus en Afrique subsaharienne: Tendances divergentes, déterminants et conséquences*. Bureau régional du PNUD pour l'Afrique.
- Reuveny, R., & Li, Q. (2003). Economic openness, democracy and income inequality : An empirical analysis. *Comparative Political Studies*, 36(5), 575-601.
- Sargan, J. D. (1958). The estimation of economic relationships using instrumental variables. *JSTOR-Econometrica*, 26, 393-415.
- Shafiullah, M. (2011). Foreign Aid and its Impact on Income Inequality. *International Review of Business Research Papers*, 7(2), 91-105.
- Solt, F. (2020, mai 22). Standardizing World Income Inequality Database. *Social Science Quarterly version 8.1*.
- Svensson, J. (2000). When is foreign aid policy credible ? Aid dependence and conditionality. *Journal of Development Economic*, 61(1), 61-84.
- Wooldridge, J. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press.