



Munich Personal RePEc Archive

# **Financial development and reduction of income inequalities in Côte d'Ivoire: a quantile regression approach**

KOUAKOU, Thiédjé Gaudens-Omer and KAMALAN,  
Angbonon Eugène

Université Alassane Ouattara, Institut Universitaire d'Abidjan

9 February 2025

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/123635/>  
MPRA Paper No. 123635, posted 12 Feb 2025 13:16 UTC

# **Développement financier et réduction des inégalités de revenus en Côte d'Ivoire : une approche par la régression quantile**

KOUAKOU Thiédjé Gaudens-Omer, KAMALAN Angbonon Eugène

Département des Sciences Economiques et Développement, Université Alassane Ouattara de Bouaké

Correspondance: Kouakou Omer s/c Institut Universitaire d'Abidjan 01 BP 12159 Abidjan 01 (Côte d'Ivoire).  
Tel: 00 (225) 41 87 20 55. Email: [omerkouakou77@yahoo.fr](mailto:omerkouakou77@yahoo.fr)

**Résumé:** Cette étude évalue l'effet du développement financier sur les inégalités de revenus en Côte d'Ivoire, en recourant à un indicateur multidimensionnel de développement financier qui incorpore l'inclusion financière. Nous recourons aux méthodes ARDL et de régression quantile pour régresser sur la période 1986-2018 les inégalités de revenu (mesurées par l'indice de Gini) sur l'indicateur de développement financier et diverses variables de contrôle. Les résultats montrent que l'indicateur de développement financier ne réduit les inégalités de revenus qu'à court terme. A long terme, il les accroît à tous les quantiles, avec un effet plus accentué dans les quantiles supérieurs que dans les quantiles inférieurs. Ce résultat contre-intuitif peut s'expliquer par la moindre orientation de l'inclusion financière vers les activités génératrices de revenu. L'étude recommande les mesures suivantes: coupler inclusion financière et activités génératrices de revenu et renforcer les plateformes visant la réduction d'asymétrie d'information entre emprunteurs et prêteurs.

**Mots-clés :** Développement financier; inégalités de revenus; modèle ARDL; régression quantile.

**Classification JEL:** C32, D63, G10

## **Financial development and reduction of income inequalities in Côte d'Ivoire: a quantile regression approach**

**Abstract:** This study assesses the effect of financial development on income inequality in Côte d'Ivoire, using a multidimensional indicator of financial development that incorporates financial inclusion. We use ARDL and quantile regression methods to regress income inequality (measured by the Gini index) on the indicator of financial development and various control variables over the period 1986-2018. The results show that the financial development indicator only reduces income inequality in the short term. In the long term, it increases them at all quantiles, with a more accentuated effect in the upper quantiles than in the lower quantiles. This counter-intuitive result is explained by the lesser orientation of financial inclusion towards income-generating activities. The study recommends the following measures: link financial inclusion and income-generating activities and strengthen platforms aimed at reducing information asymmetry between borrowers and lenders.

**Keywords:** Financial development; income inequality; ARDL model; quantile regression.

**JEL Classification :** C32, D63, G10

## 1. Introduction

La question des inégalités de revenus apparaît comme un des défis majeurs qui interpelle les gouvernements, les bailleurs de fonds, le secteur privé et la société civile. Une connaissance approfondie des dynamiques des inégalités de revenus s'avère nécessaire afin de mieux orienter l'utilisation des ressources en faveur des groupes cibles les plus défavorisés. Plusieurs études, dont celle du PNUD (2017), montrent qu'en Afrique subsaharienne (ASS), les inégalités de revenus sont principalement expliquées par l'inégalité d'accès au travail et l'inégalité salariale. La dualité du marché du travail alimente les inégalités de revenu, car le revenu moyen du secteur formel est presque deux fois plus élevé que ceux du secteur informel. Ainsi, avec ses bas salaires, la prévalence du secteur informel, apparaît comme un fort déterminant des inégalités en ASS (David et al., 2021). Le niveau d'éducation semble aussi jouer un rôle très important dans l'évolution des inégalités de revenu, car il conditionne largement l'entrée sur le marché du travail. Les transferts des migrants jouent également un rôle dans la distribution des revenus en ASS d'autant plus qu'en augmentant le revenu disponible des ménages bénéficiaires, ils réduisent la pauvreté et les inégalités de revenus (Mouhoud, 2010).

Dans le cas spécifique de la Côte d'Ivoire, Aka et alii. (2020) expliquent les inégalités par les facteurs suivants : l'accès à l'eau potable, l'éducation, l'accès à l'électricité, le type de logement et le milieu de résidence. Ces facteurs explicatifs sont déterminés via l'approche de décomposition de Shapley. Selon ces auteurs, les politiques économiques de lutte contre les inégalités devraient se focaliser sur l'accès aux infrastructures de base (eau potable et électricité), l'éducation, l'emploi et le logement et cibler les milieux de résidence les plus défavorisés. Une limite de ces études est qu'elles ne mentionnent pas les marchés financiers comme l'un des facteurs majeurs des inégalités. Pourtant, des statistiques du FMI (2018) et de la Banque Mondiale (2018) sur la période 1986-2018 montrent une corrélation tantôt positive tantôt négative entre la finance, mesurée par un indicateur de développement financier) et les inégalités de revenus, mesurées par l'indice de Gini (voir annexe 1). En outre, plusieurs travaux théoriques et empiriques montrent le rôle que joue la finance dans les inégalités de revenus dans les pays développés (PD) et en développement (PED).

Notre objectif principal dans cette étude est d'analyser l'effet du développement financier sur les inégalités de revenus en Côte d'Ivoire. Alors que la plupart des études sur le sujet utilisent des indicateurs unidimensionnels du développement financier<sup>1</sup>, nous recourons à un indicateur multidimensionnel. En effet, les indicateurs unidimensionnels sous-estiment l'évolution de l'inclusion financière dans la définition du développement financier. Or, en Afrique, les marchés financiers, dominés par les banques, sont caractérisés par un accès très limité aux services financiers traditionnels, en particulier pour certains groupes démographiques<sup>2</sup>. Cela

---

<sup>1</sup> Certains indicateurs unidimensionnels du développement financier mesurent le degré de liquidité de l'économie : le ratio du volume de transactions financières rapporté au produit intérieur brut ou M2/PIB (Demetriades et Hussein, 1996) ou la quantité de crédits accordés par les marchés financiers au secteur privé (Bresson, 2004 ; Ngangue, 2021). Le développement financier a été aussi saisi via l'accumulation du capital comprise au sens de valeur comptable des investissements (Aghion et Bolton, 1997) ou au sens de capitalisation boursière (Rajan et Zingales, 1998; El Ghak et Zarrouk, 2010). Afin de mesurer à la fois la quantité des services financiers et leur qualité (institutions, monitoring, structure du marché financier, efficience, etc.), d'autres études recourent au taux d'intérêt comme indicateur du développement financier (Banerjee et Newman, 1993; Piketty, 1997; Aghion et Bolton, 1997).

<sup>2</sup> Les difficultés d'accès aux services financiers sont aussi liées à l'insuffisance des infrastructures financières: moins de sept guichets automatiques bancaires (GAB) et moins de trois succursales financières pour 100.000 habitants. L'accès est particulièrement limité en zone rurale, car les agences se concentrent surtout dans les centres

peut biaiser l'analyse empirique des effets des indicateurs de développement financier sur les inégalités de revenus en Afrique, d'autant plus qu'une meilleure inclusion financière induit, selon Sahay et al. (2015a), une moindre inégalité des revenus en dopant notamment les taux d'activité. On peut donc s'attendre à ce qu'une amélioration du développement financier via une plus grande inclusion financière, atténue les inégalités de revenus. L'indicateur multidimensionnel de développement financier de Sahay et al. (2015b)<sup>3</sup> qui incorpore l'inclusion financière peut permettre de mesurer de façon plus fine l'effet du développement financier sur les inégalités de revenus en Côte d'Ivoire.

En Côte d'Ivoire, les faits stylisés mettent en évidence deux tendances nettes dans l'évolution de cet indicateur multidimensionnel de développement financier sur la période 1986-2018. D'abord, pour la période 1986-2003, on observe tendanciellement une baisse de l'indicateur de développement financier, malgré la libéralisation financière des années 90 (privatisation et restructuration des banques publiques). Plusieurs raisons expliquent cette tendance: la crise économique et financière des années 80 et 90, et l'instabilité politique (coup d'état de 1999, rébellion armée de 2002). Par contre, sur la période 2003-2018, il y a une nette amélioration du développement financier qui retrouve son niveau moyen de la période 1986-2002 en fin 2011. Cela est dû au retour de la stabilité socio-politique (accords de paix entre le gouvernement et les rebelles, en 2003 et 2007). Depuis fin 2011, jusqu'en 2018, on constate une très forte hausse du développement financier largement au-delà des niveaux atteints précédemment. Cela est dû à l'émergence du mobile money<sup>4</sup> qui permet l'inclusion financière d'une bonne frange de la population (Cabinet Finactu, 2018). Sur la période 1986-2018, on observe une hausse tendancielle des inégalités de revenu (mesurées par l'indice de Gini).

Ainsi, il semble, de prime abord, que la hausse du développement financier va de pair avec une hausse des inégalités de revenus, malgré l'émergence du mobile money. La corrélation est encore plus nette dans la période correspondant à la percée du mobile money ! Ces observations contre-intuitives rendent utiles d'analyser de façon rigoureuse, via l'outil économétrique, l'effet du développement financier sur la réduction des inégalités de revenus. Cette étude est un enjeu de développement économique dans la mesure où elle pourrait aider à identifier quelques leviers sur lesquels les politiques publiques pourraient se concentrer pour aboutir à une distribution plus équitables des revenus en Côte d'Ivoire. Cet article s'articule comme suit : après la revue de littérature théorique et empirique (section 2), nous présentons la méthodologie

---

urbains (Mlachila, Park et Yabara, 2013). La part de la population ayant ouvert un compte ou contracté un prêt auprès d'un établissement financier y est plus faible que dans d'autres régions.

<sup>3</sup> Cet indicateur composite de développement financier évalue les établissements et les marchés financiers en tenant compte des critères de profondeur (taille et liquidité des marchés), d'efficacité (capacité à fournir des services financiers à faible coût en s'assurant une rentabilité durable) et d'accès (usage des services financiers, inclusion financière). Cet indice composite dresse un tableau plus complet du développement financier, en combinant une évaluation des établissements financiers du pays (banques, assurances, fonds communs de placement et fonds de pension) et des marchés financiers (marchés boursier et obligataire). Il reflète donc non seulement la multiplication des établissements financiers mais aussi la diversification des produits d'épargne et de crédits, permettant une meilleure inclusion financière. Un exemple est l'essor des systèmes de paiement mobile qui a permis à des pans plus importants de la population de participer au système financier (FMI, 2012b).

<sup>4</sup> Le mobile money a été déployé pour la première fois en Côte d'Ivoire en décembre 2008 (Orange Money). Grâce à son large réseau de distributeurs agréés et à la facilité d'ouverture de compte, Orange Money fournit à presque tous, titulaires ou non d'un compte bancaire classique, la possibilité d'accéder à une large gamme de services financiers de proximité.

économétrique d'estimation (section 3) ainsi que les résultats et leurs interprétations (section 4). La section 5 conclut l'article et fait des recommandations de politique économique.

## **2. Revue de littérature théorique et empirique**

### **2.1. Revue de littérature théorique**

Les travaux théoriques qui analysent les effets du développement financier sur les inégalités recourent à différents canaux : le canal de la propension marginale à épargner croissante, le canal des contraintes de crédit, le canal de la croissance économique, le canal de l'instabilité financière. L'argument de propension marginale à épargner croissante a été présenté pour la première fois par Kuznets (1955) qui en dérive une relation positive entre finance et inégalités. Selon lui, les individus les plus riches épargnent, à la marge, une part plus large part de leur revenu, comparativement aux moins aisés. Grâce au développement des marchés financiers, cette épargne est investie, rapportant des rendements, dont ne bénéficient pas les moins aisés qui ne peuvent épargner un montant suffisant sur ces marchés. Le développement financier bénéficie donc davantage aux riches, contribuant ainsi à accroître les inégalités de revenu. Cette théorie du lien entre la finance et les inégalités de revenu a été renouvelée par Aghion et Bolton (1997) qui font l'hypothèse de rendements décroissants des projets d'investissement. Dans un tel contexte, l'économie converge vers une croissance nulle au fur et à mesure qu'elle se développe. On aboutit à une baisse de la demande de crédits.

En maintenant toujours valide, l'hypothèse de propension marginale à épargner croissante, ces auteurs affirment que la plus forte capacité d'épargner des plus aisés accroît l'offre de crédits. La combinaison de cette hausse de l'offre de crédit et de la baisse de la demande de crédit a pour effet de faire baisser les taux d'intérêt. Ainsi, selon la distribution du revenu initial, l'économie génère une somme d'épargne globale disponible pour les marchés financiers, qui pousse à la baisse les taux d'intérêt. Les épargnants continuent de bénéficier de taux d'intérêt faibles, recevant ainsi des rendements peu élevés sur leurs placements. Ils s'enrichissent moins. L'endogénéisation de l'évolution des taux d'intérêt en fonction des différentes structures économiques (distribution de revenu, niveau de développement économique, épargne, etc.) conduit Aghion et Bolton (1997) à conclure que la finance, dans les débuts, ne devrait pas bénéficier disproportionnellement aux plus riches, réduisant ainsi les inégalités de revenus. Les inégalités de revenus disparaissent donc avec le développement financier.

Piketty (1997) aboutit à des résultats contraires en développant un modèle similaire d'endogénéisation des taux d'intérêt mais incluant des rendements non décroissants. Ici, du fait de goûts nouveaux, de progrès technique, etc., les rendements des projets ne décroissent pas. Dans un tel scénario, l'offre de crédits n'augmente plus car les revenus supplémentaires ne sont pas forcément épargnés mais plutôt directement investis dans les nouveaux projets. Par contre, la nécessité de financer les projets rentables accroît, à l'instar d'Aghion et Bolton (1997), la demande de crédits. La demande de crédit s'accroissant, alors que l'offre de crédit ne croît pas, les taux d'intérêt augmentent. Les épargnants plus aisés continuent de bénéficier de taux d'intérêt élevés, et de recevoir des rendements élevés sur leurs placements, car l'hypothèse de propension marginale à épargner croissante reste valide. Les inégalités de revenus s'accroissent et ne disparaissent pas avec le développement économique. Pour Piketty, seule une redistribution massive et unique des revenus est susceptible de modifier le sentier de croissance. En effet, la redistribution relâche la contrainte de crédit. Les ménages plus pauvres doivent désormais emprunter une somme plus faible pour réaliser leurs projets. Le nombre de projets réalisés augmente, il y a une accumulation plus rapide du capital, ce qui mène à une baisse des

taux d'intérêt, et une disparition progressive de l'effet « propension marginale à épargner croissante ».

Galor et Zeira (1993) introduisent, eux aussi, des hypothèses sur la nature des rendements des projets d'investissement (distinction rendements croissants/rendements décroissants) et font la distinction capital physique/capital humain pour modéliser l'effet des structures économiques dans la relation finance-croissance. Selon eux, le capital humain induit des rendements croissants tandis que le capital physique induit des rendements décroissants. Plus une économie favorise les projets à rendements croissants, plus le développement financier accroît les inégalités de revenu et inversement pour les rendements décroissants. Par conséquent, lorsque le système financier se développe, cela favorise l'accès aux crédits d'une large proportion de la population moins aisée. Ceux-ci peuvent donc investir dans l'éducation de leurs enfants et également dans le capital physique. Ce qui va entraîner une amélioration de leurs revenus et par conséquent une baisse des inégalités de revenus (Galor et Zeira, 1993; Banerjee et Newman, 1993).

D'autres travaux théoriques expliquent le lien finance-inégalités par l'effet des « contraintes de crédit ». Ce mécanisme a été initialement étudié par Greenwood et Jovanovic (1990) qui mettent en avant l'existence d'imperfections de marché. Du fait d'asymétries d'information ex ante et ex post, les marchés financiers font face à des problèmes de sélection adverse et d'aléa moral. Contrairement à Aghion et Bolton (1997) et Piketty (1997) qui avancent que les taux d'intérêt peuvent permettre de compenser les risques pris par les épargnants, Greenwood et Jovanovic (1990) postulent qu'au-dessus d'une certaine somme empruntée, aucun taux d'intérêt ne permet de compenser la probabilité de faillite. Dans ce cas, les banques ne prêtent pas aux emprunteurs qui ont une richesse initiale inférieure à la contrainte de crédit. Les ménages les plus aisés sont donc les seuls à investir et à bénéficier d'une hausse de leur revenu. Ainsi, au début du développement financier, il y a de nombreuses imperfections de marchés qui soumettent de nombreux individus à des contraintes de crédit et empêchent les moins aisés d'accroître leurs revenus via les projets d'investissement.

Dans le même temps, en reprenant l'hypothèse de propension marginale à épargner croissante, Greenwood et Jovanovic (op. cit.) soutiennent que les plus aisés accroissent leurs revenus via des placements rentables. L'existence de fortes imperfections sur les marchés financiers accroît le nombre d'agents soumis aux contraintes de crédit et conduit à ce que peu de projets soient financés. Il s'ensuit une baisse de la demande de crédit qui, à une offre constante de crédit, induit une hausse des taux d'intérêt. En définitive, dans les premiers temps du développement financier, les inégalités de revenus s'accroissent. Dans un deuxième temps, cette relation s'inverse à mesure que le développement financier s'accélère. En effet, quand l'économie se développe, les intermédiaires financiers investissent dans des technologies plus coûteuses qui permettent de collecter l'épargne plus facilement et largement, ce qui réduit les coûts d'information et de transaction, réduit les risques de placement et permet de mieux sélectionner les projets d'investissement. Cette amélioration qualitative induit une baisse des coûts de fonctionnement et une hausse de la performance des intermédiaires financiers. En conséquence, le spread entre taux d'emprunt et rendement des prêteurs (taux de prêt) baisse. Ceteris paribus, les prêteurs bénéficient de meilleurs rendements et les taux pour les emprunteurs baissent.

Ce modèle de Greenwood et Jovanovic (1990) met en évidence l'existence d'une courbe en U inversé de type Kuznets liant finance et inégalités. La finance agit sur les inégalités de revenu via l'effet contraintes de crédit. Les imperfections du marché financier (sélection adverse, aléa moral) ont pour effet que certains agents ne peuvent emprunter malgré les projets rentables.

Seuls les ménages aisés peuvent emprunter. Avec le développement financier, la contrainte de crédit se desserre, et les plus pauvres profitent de la finance. En additionnant l'effet « propension marginale à épargner croissante » et l'effet « contraintes de crédit », il vient que le finance accroît les inégalités de revenu dans les pays à niveau de développement économique limité. Passé un niveau de développement relativement modeste, l'effet global de la finance se traduit par une réduction des inégalités.

D'autres travaux théoriques tentent de faire la synthèse des travaux précédents pour expliquer la relation développement financier-inégalités de revenus. Demirguc-Kunt et Levine (2009) forgent les concepts de « marges intensives » (meilleurs rendements pour les épargnants) et les « marges extensives » (coûts d'utilisation des services financiers baissent, les épargnants plus pauvres en bénéficient désormais). Selon eux, le développement financier joue sur les « marges intensives » et les « marges extensives ». Si l'effet intensif l'emporte, le développement financier accentue l'effet « propension marginale à épargner croissante »: le développement financier accroît les inégalités de revenu. Si l'effet extensif l'emporte, le développement financier accentue l'effet « contraintes de crédit »: le développement financier réduit les inégalités de revenus. Le rapport entre les marges extensives sur les marges intensives dépend du type de développement financier.

Des travaux théoriques analysent les effets de la finance sur les inégalités par le canal de la croissance économique ou de l'instabilité financière. Pour Pagano (1993), le développement financier agit indirectement sur les inégalités de revenus par la croissance économique. Pour lui, l'amélioration du secteur financier entraîne une augmentation de l'épargne susceptible de financer les investissements et d'accroître la production. Le développement financier fait appel à l'épargne pour le financement des investissements. Lorsque les investissements augmentent, toutes choses égales par ailleurs, la production augmente également. Cette augmentation de la production se traduit par une augmentation du revenu et par conséquent, une baisse des inégalités de revenus. Pour Kpodar (2005), le développement financier entraîne des crises et l'instabilité financière qui peuvent avoir un impact négatif sur le revenu des pauvres. En effet, les moins aisés n'ont pas la possibilité de diversifier leur portefeuille comme les plus aisés afin de se protéger contre les risques financiers. Ils n'épargnent que dans les banques locales contrairement aux riches qui ont la possibilité d'investir dans les banques étrangères. En cas de crise bancaire ou d'instabilité financière, ils sont plus vulnérables par rapport aux riches, car ils risquent de perdre la totalité de leur épargne, accentuant les inégalités de revenus. Par ailleurs, le faible niveau d'éducation des pauvres explique aussi leur exclusion des services financiers. Les intermédiaires financiers refusent souvent d'effectuer des transactions avec les personnes moins éduquées et qui n'ont pas d'adresse officielle (Claessens et Perotti, 2007). Ainsi, en raison de leur faible niveau d'éducation les pauvres ne peuvent pas profiter des services financiers quel que soit le niveau du développement financier.

Les pauvres se trouvent exclus du système financier car n'ayant pas de garanties à offrir aux banques en contrepartie des services financiers. Pour Lamoreaux (1995), l'exclusion des pauvres du secteur financier est due à la faiblesse des institutions financière ou à l'absence de réglementation financière. En effet, si le contrat de prêt n'est pas respecté entre prêteurs et emprunteurs sur le marché financier et bancaire, le développement du secteur financier ne peut pas être bénéfique à une grande proportion de la population. En outre, si ces règles ne sont pas respectés les banquiers seront obligé d'augmenté le cout d'accès aux services financiers. Ce qui va exclure davantage les pauvres et augmenter les inégalités de revenus. Quant à Rajan et Zingales (2003), ils soutiennent que les banques favorisent les riches quel que soit le niveau de développement financier. En fait, pour se protéger et sécuriser leurs actifs les banques exigent

des garanties en contre partie des services financiers. Ces garanties peuvent être insupportables pour les pauvres, ce qui limite leurs chances d'avoir accès aux crédits, entraînant une incapacité à investir. Par conséquent, cela augmente les inégalités de revenus.

## 2.2. Revue de littérature empirique

Des études empiriques analysent l'effet du développement financier sur les inégalités de revenus à la fois dans les pays développés et les pays en développement. Parmi ces études, certaines mettent en évidence une relation linéaire entre développement financier et inégalités de revenus. Hamori et Hashiguchi (2012) recourent à un panel non équilibré de 126 pays sur la période 1963-2002, pour montrer que l'approfondissement financier réduit les inégalités de revenu. L'étude de Jauch et Watzka (2016) concerne un panel non équilibré de 138 pays sur la période 1960-2008. Leurs résultats, basés sur le choix du ratio crédit/PIB comme mesure du développement financier, prédisent un impact positif du développement financier sur les inégalités de revenus mesurés par le coefficient de Gini. Altunbas et Thornton (2019) montrent, à l'aide d'une approche de régression quantile portant sur un échantillon de 121 pays sur une période de 1971 à 2015, que le développement financier augmente les inégalités dans les pays à revenus faibles et baisse les inégalités dans les pays à revenus élevés.

Liu et al. (2017) utilisent un panel de 23 provinces chinoises couvrant la période 1996-2012, et la méthode des moments généralisés (GMM) pour révéler que le développement financier réduit les inégalités de revenus en Chine. Jung et Vijverberg (2019) recourent à une méthode d'éconoétrie spatiale sur un échantillon de provinces chinoises pour la période 1998-2013 et obtiennent des résultats similaires. S'intéressant à la Malaisie sur la période 1980-2000, et recourant à la technique de décomposition de variance (VDC), Law et Tan (2009) constatent que le développement financier et l'ouverture commerciale y réduisent les inégalités de revenus. Par contre, Ahmed et Masih (2017) ne trouvent aucune influence du développement financier sur les inégalités de revenus en Malaisie sur la période 1970-2007 lorsqu'ils utilisent les méthodes à correction d'erreur (MCE) et la technique de décomposition de variance (VDC). Ces résultats contradictoires pourraient s'expliquer par la méthodologie, la période d'étude et les indicateurs de développement financier utilisés.

S'agissant de l'Inde, les études de Sehrawat et Giri (2015) sur la période 1982-2012, via l'estimation d'un modèle ARDL, montrent que le développement financier, la croissance économique, et l'inflation accentue les inégalités de revenus à court et long terme. Par contre, l'ouverture commerciale réduit le fossé entre les riches et les pauvres en Inde. Shahbaz et al. (2015) se focalisent sur l'Iran sur la période 1980 à 2010 et utilisent l'approche de causalité de Granger pour établir que le développement financier et l'inflation réduisent les inégalités de revenus. Par contre, la croissance économique accentue les inégalités de revenus. Seven et Coskun (2016) s'intéressent aux pays émergents sur la période 1987-2011, et trouvent si le développement financier favorise la croissance économique, il ne profite pas nécessairement aux personnes à faibles revenus dans les pays émergents.

D'autres études ne trouvent aucun effet du développement financier sur les inégalités de revenus. Parmi celles-ci, on retient l'analyse empirique de Kavya et Shijin (2020) qui porte sur un échantillon de 85 pays comprenant 28 pays à revenu élevé, 41 pays à revenu intermédiaire et 16 pays à faible revenu. Ils étudient la relation entre le développement économique, le développement financier et les inégalités de revenus sur la période 1984-2014. En recourant à la méthode d'estimation GMM, ils montrent que le développement financier n'a aucun effet sur les inégalités de revenus.

D'autres études révèlent plutôt une relation non linéaire entre le développement financier et les inégalités de revenus, confirmant ainsi l'hypothèse financière dite de Kuznets. De ce nombre se trouve l'étude de Baiardi et Morana (2017) menée sur un échantillon de 19 pays développés couvrant la période 2008-2013. A l'aide de la méthode GMM, les résultats sont en faveur d'une courbe de Kuznets. Pour leur part, Bittencourt et al (2019) ont examiné le rôle du développement financier dans l'amélioration de la qualité des revenus dans 50 États américains pour la période 1976-2011. En utilisant un panel à effet fixe, les résultats révèlent que l'effet du développement financier sur les inégalités des revenus n'est pas linéaire. Il existe une relation en forme de U inversé entre le développement financier et les inégalités de revenus.

Fu et al. (2020) analysent la relation entre la concurrence bancaire, le développement financier et les inégalités de revenus sur un échantillon de 26 provinces chinoises sur la période 1995-2013. Leurs résultats, fondés sur la méthode des moments généralisés (GMM), révèlent l'existence d'une relation non linéaire en forme de U inversé entre le développement financier et les inégalités de revenus. Cette hypothèse financière de Kuznets est également vérifiée pour la Turquie dans une étude menée par Destek et al. (2020) sur la période 1990-2015. Ceux-ci construisent un indicateur du développement financier à l'aide de la méthode d'analyse en composante (ACP) et trouvent, via une estimation d'un modèle ARDL, qu'il existe une relation en forme de U inversé entre le développement financier et les inégalités de revenus. L'hypothèse Kuznets est également vérifiée par Azam et Raza (2018) pour les cinq (5) pays de l'ANASE (Indonésie, Malaisie, Philippines, Singapour et Thaïlande) sur la période 1989-2013, dans le cadre d'une estimation via la méthode de cointégration de Pedroni et de panel résiduel de Kao.

Une relation non linéaire en forme de U inverse a été également trouvée dans l'étude de Younsi et Bechtini (2018) consacrée aux pays du BRICS pour la période 1995-2015. Cela, en utilisant comme mesure du développement financier, le ratio du crédit intérieur accordé par le secteur privé par rapport au PIB, le ratio de profondeur financière (M2/PIB) et le ratio de capitalisation boursière, et en se servant des estimateurs DOLS et GMM en panel. Nguyen et al. (2019), analysant la relation entre développement financier et inégalité de revenu dans 21 pays émergents au cours de la période 1961-2017 à l'aide d'un panel, montrent une relation en U inversé entre le développement financier et l'inégalité de revenu. Dit autrement, ils trouvent que les inégalités de revenu augmentent au début du développement financier et diminuent après avoir atteint un certain seuil. Park et Shin (2015) ont étudié la relation entre la croissance économique, le développement financier et les inégalités sur un échantillon de 162 pays en développement couvrant la période 1960-2011. A l'aide d'une méthode de panel à effet fixe, leurs résultats montrent que le développement financier réduit les inégalités jusqu'à un certain point. Cependant, au fur et à mesure que le développement financier progresse, il contribue à accroître les inégalités de revenus dans les pays étudiés.

Des études s'intéressent plus spécifiquement au cas africain. Une relation linéaire a été mise en évidence par Jobarteh et Kaya (2019) via une estimation panel sur un échantillon de 23 pays africains couvrant la période 1990-2014. Leurs résultats montrent que le développement financier exacerbe linéairement les inégalités de revenus. Mais la plupart des études montrent une relation non linéaire en Afrique. A l'aide de l'estimateur GMM, Meniago et Asongu (2018) ont trouvé l'existence d'une relation en forme de U inversé entre le développement financier et les inégalités de revenus sur un échantillon de 48 pays africains couvrant la période de 1996-2014. Prao et Kongoza (2023) étudient l'effet du développement financier sur les inégalités de revenus en Côte d'Ivoire sur la période 1986-2016. Les résultats obtenus à l'aide de la méthode

NARDL montrent que le développement financier réduit les inégalités de revenus à court terme et les augmentent à long terme.

Ce dernier résultat est d'autant contre-intuitif que les auteurs recourent à un indicateur multidimensionnel de développement financier prenant en compte l'inclusion financière. Un tel résultat n'est-il pas dû à la méthode d'estimation utilisée qui n'analyse que les effets moyens? Il se pourrait bien que le développement financier n'accroît les inégalités de revenu que dans les groupes où les écarts de revenu sont faibles (quantiles faibles) alors qu'il les réduit dans les groupes où les écarts de revenu sont élevés (quantiles élevés). Aussi s'avère-t-il nécessaire d'analyser l'effet du développement financier sur les inégalités de revenu en recourant à la régression quantile.

### 3. Spécification du modèle et présentation des techniques d'estimation

#### 3.1. Spécification du modèle, description des variables et des données

Notre analyse empirique s'appuie sur celle de Destek et al. (2020) qui étudient la relation entre le développement financier et les inégalités de revenus en Turquie sur la période 1990-2015, en utilisant le modèle suivant :

$$\ln \Delta INE_t = \delta_0 + \delta_1 \ln INE_t + \delta_2 \ln Y_t + \delta_3 \ln INF_t + \delta_4 \ln G_t + \delta_5 \ln FD_t + \delta_6 \ln FD_t^2 + \varepsilon_t \quad (1)$$

Où  $\Delta$  indique l'opérateur de différence; Ln INE est le logarithme des inégalités de revenus mesuré par l'indice de GINI ; Ln G est le logarithme des dépenses publiques en pourcentage du PIB ; Ln Y est le logarithme du PIB réel par habitant ; Ln INF est le logarithme de l'inflation mesuré par l'indice des prix à la consommation ; Ln FD est le logarithme de l'indicateur du développement financier construit par la méthode ACP ; Ln  $FD^2$  est le logarithme du carré de l'indicateur du développement financier.  $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4, \delta_5, \delta_6$  sont les paramètres de long terme ;  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$  sont les paramètres de court terme ;  $\beta_0$  est la constante, n est le retard, t est l'indice temporel et  $\mu_t$  est le terme d'erreur.

Nous nous appuyons sur ce modèle, et nous ajoutons des variables compte tenu de la disponibilité des données. Ainsi nous concevons les variables PIB réel par habitant et inflation mais contrairement aux auteurs il est mesuré par le taux déflateur du PIB. En plus, sur la base de la littérature, nous complétons les listes des variables explicatives par le taux d'ouverture commercial. Contrairement à Destek et al. (Ibid.) qui ont choisi un indicateur du développement financier construit par la méthode ACP, nous utiliserons l'indice de développement financier développé par Sahay et al. (2015b) qui est un indice multidimensionnel. Dès lors, dans le cadre de cette étude, le modèle de régression prend la forme explicite suivante :

$$Gini_t = \alpha_0 + \beta_1 Dfin_t + \beta_2 Inf_t + \beta_3 Ouv_t + \beta_4 KH_t + \beta_5 TCPOP\_ACTIVE_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

La variable expliquée traduisant les inégalités de revenus est l'indice de Gini, qui compare l'écart entre la répartition des revenus et une situation d'égalité (dans laquelle chaque fraction de la population reçoit une part égale de revenu). Cet indice est compris entre zéro (0) et un (1). Plus l'indice de Gini est proche de zéro, moins on s'approche de l'égalité (tous les individus ont la même part du revenu). Plus il est proche de un, plus on est proche de l'inégalité (un seul

individu reçoit tous les revenus). L'indice de Gini est sensible à toutes les évolutions dans la distribution des revenus au sein de la population<sup>5</sup>.

L'indice de développement financier développé par Sahay et al. (2015b) prend en compte les trois volets du développement financier qui sont la profondeur, l'accessibilité et l'efficacité. Cet indice est compris entre zéro (0) à un (1). Lorsqu'il tend vers zéro cela traduit un système financier sous-développé et lorsqu'il tend vers un cela traduit un système financier développé. Nous résumons la description de ces variables principales ainsi que des variables explicatives de contrôle et les signes attendus des régressions dans le tableau 1.

Tableau 1: Synthèse des variables de l'étude et signes attendus

Variables	Description	Mesure	Effets attendus	Sources des données
<b>Variable dépendante</b>				
<b>Gini</b>	L'indice de Gini	Les inégalités de revenus		WDI (2020)
<b>Variables explicatives</b>				
<b>Dfin</b>	L'indice de développement financier	Le développement financier	Négatif (-)	FMI(2020)
<b>Ouv</b>	Le degré d'ouverture commerciale	Importations additionnées aux exportations divisées par le PIB	Positif (+)	WDI(2020)
<b>KH</b>	Capital humain		Négatif	WDI(2020)
<b>Tcpop</b>	Taux de croissance de la population active	Rapport de la population active/population totale	Positif (+)	WDI (2020)

<sup>5</sup> Cet indicateur a malgré tout, lui aussi, des inconvénients. Comme les rapports ou les écarts inter déciles, il nous dit pas si les inégalités augmentent par le haut (les plus riches s'enrichissent) ou par le bas (les plus pauvres s'appauvrissent). L'indice de Gini, utilisé pour mesurer les inégalités de revenu, n'est qu'une mesure globale du niveau d'inégalités de revenu. Il n'entre pas dans les détails de la distribution de revenu. Souvent, une modification de la distribution de revenu ne sera pas saisie par l'indice de Gini. Par exemple, une augmentation des inégalités internes à la première moitié de la distribution, le décile le plus pauvre (0-10%) s'appauvrit alors que le cinquième décile (40-50%) s'enrichit. Sous certaines conditions, une telle modification de la distribution n'a aucune influence sur l'indice de Gini alors que la distribution du revenu a sensiblement évolué. Cette limite incite à coupler analyse de l'indice de Gini à une étude des revenus attribués à chaque groupe ou fractile d'une population. Kuznets (1955) est parmi les premiers à avoir utilisé cette méthode pour analyser de façon plus fine les dynamiques redistributives (indice de Gini + analyse inter-fractile).

<b>Inf</b>	Le	taux	Déflateur du PIB	Positif (+)	WDI(2020)
	d'inflation				

Source : les auteurs, à partir de la littérature économique

Les données dont nous disposons pour notre analyse consistent en des séries temporelles concernant la Côte d'Ivoire. Elles sont annuelles et tirées des bases de la Banque mondiale (WDI) et du Fonds monétaire international (FMI). En raison de la disponibilité des données, la période d'étude part de 1986 à 2018.

### 3.2. Présentation et résultats des tests préliminaires

Après avoir présenté les statistiques descriptives des variables et les corrélations bivariées, nous décrivons et menons les tests d'homogénéité, de dépendance interindividuelle, de racine unitaire et de cointégration. Enfin, nous déterminons la méthode d'estimation utilisée pour nos régressions.

#### 3.2.1. Présentation des statistiques descriptives et de la matrice de corrélation

Nous présentons les statistiques descriptives et la matrice de corrélation.

Tableau 2 : les résultats des statistiques descriptives.

Variable	Observations	Moyenne	Ecart-types	Minimum	Maximum
<b>INE</b>	33	0,410	0,022	0,368	0,445
<b>Dfin</b>	33	0,181	0,019	0,148	0,220
<b>TCPOP_ACTIVE</b>	33	53,342	0,682	52,121	54,634
<b>Ouv</b>	33	37,581	6,019	27,674	47,534
<b>Inf</b>	33	3,748	8,435	-4,523	46,386
<b>KH</b>	33	25,882	7,793	18,426	40,132

Source : les auteurs, à partir des données de la banque mondiale (2020) et du FMI (2020)

Une discussion sur les variables d'intérêt s'impose : la valeur moyenne des inégalités de revenus en Côte d'Ivoire au cours de la période 1986-2018 est de 0,410. La valeur minimale des inégalités de revenus est 0,368 et la valeur maximale est 0,445. On observe une faible dispersion car la valeur de l'écart type est de 0,022 inférieur à la moyenne. En ce qui concerne le développement financier, sa valeur moyenne est 0,181. Sa valeur minimum est 0,148 et sa valeur maximum est 0,220. On observe une faible dispersion de 0,019. Concernant, le taux de croissance de la population active on remarque qu'elle varie de 52,121% à 54,634. Elle augmente en moyenne de 53,342% avec un écart type de 0,682%. Quant à l'ouverture commerciale, sa valeur moyenne est 37,581, sa valeur minimale est 27,674 et sa valeur maximale est 47,534.

Le taux d'inflation au cours de la période d'étude est -4,523% et sa valeur maximum est 46,386%. Le taux d'inflation moyen est 3,748% avec une dispersion de 8,435%. On remarque

que la valeur du capital humain passe d'une valeur minimum de 18,426% à une valeur maximum de 40,132%. Sa valeur moyenne est 25,882 % avec une dispersion de 7,793%.

L'analyse des corrélations bivariées entre les variables donne :

Tableau 3: Matrice de corrélation

VARIABLE	INE	Dfin	TCPOP_ACTIVE	Ouv	Inf	KH
INE	1,000					
Dfin	0,644	1,000				
TCPOP_ACTIVE	0,404	0,518	1,000			
Ouv	0,414	-0,123	0,178	1,000		
Inf	0,005	-0,243	0,105	0,069	1,000	
KH	0,884	0,688	0,780	0,304	-0,150	1,000

Source : les auteurs, à partir des données de la banque mondiale (2020) et du FMI (2020)

Les résultats issus de ce tableau 3 montrent que la majorité des variables sont faiblement corrélées entre elles sauf les variables *Dfin* et *TCPOP* (0,518) et entre *Dfin* et *KH* (0,688). Nous avons procédé au test du VIF (variance Inflation Factor) pour lever le doute sur l'existence probable de multicollinéarité. L'analyse du VIF montre que la multicollinéarité est modérée de sorte que l'on peut estimer les modèles sans risque de multicollinéarité. Cf. annexe 2.

### 3.2.2. Tests de racine unitaire

Avant de procéder à l'approche ARDL, nous avons testé la stationnarité des différentes séries pour s'assurer qu'aucune d'entre elles n'est intégrée d'ordre deux I(2) ou plus. En effet, la procédure « bounds test » n'est plus valide en cas de présence de variable intégrée d'ordre deux ou plus. Plusieurs tests sont disponibles pour analyser la stationnarité (absence de racine unitaire) d'une série temporelle. Les plus couramment utilisés en raison de leur flexibilité sont: le test de Dickey–Fuller Augmenté (ADF) efficace en présence d'autocorrélation des erreurs; le test de Phillips–Perron (PP) conseillé en présence d'erreurs hétéroscédastiques (Kuma, 2018); le test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), qui décompose la série en trois composantes (partie déterministe, partie aléatoire et bruit blanc) avec l'hypothèse nulle de stationnarité. Un quatrième test, le test AZ, est adapté aux séries temporelles qui mettent en évidence une rupture de tendance identifiée de façon endogène. Nous retenons les tests ADF et PP. L'hypothèse nulle du test est la présence de racine unitaire. Sous l'hypothèse alternative, il y a absence de racine unitaire. Si la p-value est inférieure à 5%, on rejette l'hypothèse nulle et on conclut que la série est stationnaire (absence de racine unitaire). Les résultats sont consignés dans le tableau 4.

Tableau 4: Tests de racine unitaire

Variable	Niveau		Différence 1 <sup>ère</sup>		Décision
	ADF	PP	ADF	PP	
INE (Gini)	-4,257*** (0,010)	4,349*** (0,008)	-	-	I(0)

<b>Dfin</b>	-0,589 (0,859)	-0,572 (0,863)	-6,563*** (0,000)	-6,505*** (0,000)	I(1)
<b>TCPOP_ACTIVE</b>	-1,715 (0,413)	-0,885 (0,779)	-1,868* (0,059)	-1,901* (0,055)	I(1)
<b>Ouv</b>	-1,257 (0,637)	-1,434 (0,553)	-5,320*** (0,000)	-5,320*** (0,000)	I(1)
<b>Inf</b>	-4,135*** (0,003)	- 4,135*** (0,003)	-	-	I(0)
<b>KH</b>	0,086 (0,959)	-0,176 (0,931)	-8,671*** (0,000)	-8,832*** (0,000)	I(1)

Source : les auteurs, à partir des données de la banque mondiale (2020) et du FMI (2020).

Note : (\*\*) significatif à 5%, (\*) significatif à 10% et (\*\*\*) significatif à 1%.

L'analyse du tableau montre que les variables Dfin, TPCPOP-ACTIVE, Ouv et KH sont stationnaires en différence première. Quant aux variables INE et Inf elles sont stationnaires en niveau. Puisque les variables ne sont pas intégrées du même ordre, nous recourons au test de cointégration de Pesaran et al. (2001) pour analyser la présomption d'existence d'une relation de long terme entre les variables. Cela, d'autant plus qu'aucune variable n'est intégrée d'ordre deux et la variable dépendante est intégrée d'ordre un. En outre, le test de cointégration aux bornes de Pesaran et al (2001) permet de pallier l'insuffisance des tests de racine unitaire sur des petits échantillons comme celui dont nous disposons<sup>6</sup>.

### 3.2.3. Test de cointégration

Le concept de cointégration est défini comme un co-mouvement systématique à long terme entre deux ou plusieurs variables économiques. Deux variables sont dites cointégrées lorsqu'il existe au moins une combinaison linéaire de celles-ci qui donne une variable stationnaire. En raison de son caractère peu contraignant, cette technique est de plus en plus utilisée comme alternative aux tests de cointégration usuels (test de cointégration d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988, 1991) à causes de la flexibilité qu'elle offre. En effet, le test développé par Pesaran et al. (2001), dit test aux bornes, analyse la relation de long terme entre des variables caractérisées par un ordre d'intégration différent, dans un modèle autorégressif à retards échelonnés ARDL (*Auto Regressive Distributive Lags*).

Ce test ne nécessite pas que les variables du modèle soient purement I(0) ou I(1). C'est également une technique mieux adaptée aux petits échantillons et qui offre la possibilité de traiter conjointement la dynamique de long terme et les ajustements de court terme. L'approche ARDL est réalisée en trois étapes. Les deux premières concernent le test de cointégration aux bornes en testant l'existence d'une relation de long terme pour les différentes spécifications; la troisième étape est consacrée à l'estimation de la relation de long terme, si son existence est avérée, et de la dynamique de court terme des modèles ARDL par les MCO. Dans cette sous-

<sup>6</sup> Les tests de stationnarité sur de petits échantillons conduisent à des résultats de faible puissance statistique. Le test de Pesaran et al (2001) permet d'avoir des résultats efficaces sur de petits échantillons.

section, nous traitons des deux premières étapes et réservons la troisième à la sous-section suivante consacrée aux méthodes d'estimation.

La première étape consiste à estimer, suivant la démarche de Pesaran et Shin (1997) et Pesaran, Shin et Smith (2001), le modèle à correction d'erreurs non contraint par les moindres carrés ordinaires (MCO). Ce modèle non contraint se présente sous la forme *ARDL (AutoRegressive Distributed Lag)* suivante :

$$\Delta Gini_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta Dfin_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{3i} \Delta Ouv_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{4i} \Delta KH_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{5i} \Delta TCPOP\_ACTIVE_{t-i} + \beta_1 Dfin_{t-1} + \beta_2 Inf_{t-1} + \beta_3 Ouv_{t-1} + \beta_4 KH_{t-1} + \beta_5 TCPOP\_ACTIVE_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

où  $\Delta$  est l'opérateur de différences premières et où (p) est le nombre de retards optimal du modèle vectoriel autorégressif VAR(p) dont dérive le modèle à correction d'erreur. La détermination du nombre de retards (p) du modèle VAR est une étape très importante. En effet, le choix du nombre de retards peut avoir une influence majeure sur la performance des tests de cointégration. Comme l'avaient noté Pesaran et al. (2001), si le nombre de retards est insuffisant, le système peut retenir de l'autocorrélation au sein de son terme résiduel, ce qui invalide le test aux bornes. Si, à l'inverse, l'ordre du système est trop grand, ce dernier devient sur-identifié et plusieurs auteurs ont illustré les possibles effets néfastes sur la puissance des tests de cointégration. On détermine le retard optimal par les critères d'information. Dans notre travail, nous avons retenu le nombre de retards qui minimise le critère d'information de SBC (Schwarz-Bayesian-Criteria) qui est le plus parcimonieux, tout en procédant à des tests de validation ex-post de la non autocorrélation des résidus.

La seconde étape consiste à procéder, une fois l'absence de l'autocorrélation des résidus vérifiée, au test aux bornes, qui est en fait un test de Fisher de significativité jointe des coefficients des variables en niveau. L'hypothèse nulle d'absence de relation d'équilibre de long terme est donnée par H0, contre l'hypothèse alternative H1 de présence d'une relation uniforme de long terme entre les variables considérées. Pesaran et al. (2001) montrent que la statistique de test, la F-statistics, ne suit pas une loi standard, et simulent donc deux ensembles de valeurs critiques pour cette statistique, avec plusieurs cas (selon qu'on introduit une constante et/ou une tendance) et différents seuils. Le premier ensemble correspond au cas où toutes les variables du modèle sont stationnaires (I(0)) et représente la borne inférieure; le second ensemble correspond au cas où toutes les variables sont intégrées d'ordre un (I(1)) et représente la borne supérieure.

Mais les valeurs critiques tabulées par Pesaran et al (2001) ne sont pas pertinentes, selon Narayan et Smith (2005), pour les échantillons allant de 30 à 80 observations. Notre échantillon étant de petite taille (33 observations), nous utilisons les valeurs critiques calculées par Narayan (2005). Pour conclure le test, on compare la statistique du test Fisher aux deux bornes : Si la valeur de la F-stat dépasse la borne supérieure, alors on rejette H0 et on conclut à l'existence d'une relation de long terme entre les variables considérées. Si la valeur de la F-stat est inférieure à la borne inférieure, alors on ne rejette pas H0 et on conclut à l'absence de relation de long terme entre les variables considérées. Si la valeur de la F-stat est comprise entre les deux bornes, alors on ne peut pas conclure.

Le retard optimal est 2 (voir annexe 2). Les résultats du test de cointégration aux bornes sont présentés dans le tableau 5.

Tableau 5 : Résultats du test de cointégration

<b>Bounds Test</b>		
<b>Variables : INE, Dfin, TCPOP_ACTIVE, Ouv, Inf ,KH</b>		
<b>F-stat calculée : 5,282</b>		
<b>Seuil critique</b>	<b>Borne inférieur</b>	<b>Borne supérieur</b>
1%	3,41	4,68
5%	2,62	3,79
10%	2,26	3,35

Source : les auteurs, à partir des données de la banque mondiale (2020) et du FMI (2020).

Les résultats montrent que la F-statistique (5,282) calculée est supérieure à la borne supérieure (4,68) au seuil de 1%. Ces résultats confirment le choix d'utilisation du modèle ARDL. Les variables sont donc cointégrées, ce qui implique qu'il existe une relation de long terme entre les variables. On peut donc l'estimer sans risque de régression fallacieuse.

### 3.3. Présentation des techniques d'estimation

#### 3.3.1. L'estimation par les MCO

La régression du modèle ARDL est la troisième et dernière étape de l'approche ARDL qui consiste à estimer la relation de long terme (2) et la dynamique de court terme des modèles ARDL par les MCO en retenant le critère d'information SBC pour le choix de l'ordre optimal des trois modèles ARDL. Le modèle de court terme est un modèle correction d'erreur contraint de la forme :

$$\Delta Gini_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta Dfin_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{3i} \Delta Ouv_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{4i} \Delta KH_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{5i} \Delta TCPOP\_ACTIVE_{t-i} + \lambda \hat{\varepsilon}_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

Par ailleurs, nous testons l'autocorrélation sérielle, l'hétéroscédasticité et la normalité des résidus. Ces estimations par les MCO permettent d'évaluer les effets de court et long terme des variables explicatives sur la variable expliquée. Mais elles ne donnent pas de précision sur les effets des variables explicatives sur chaque niveau de la distribution de la variable expliquée. Aussi, nous recourons à la méthode de régression quantile pour mieux appréhender l'effet du développement financier sur chaque niveau de la distribution du revenu.

#### 3.3.2. L'estimation par la régression quantile

La régression quantile, formalisée par Koenker et Bassett (1978), est un outil de régression non-linéaire qui, contrairement à la régression linéaire, ne se focalise pas sur la moyenne conditionnelle. Elle tente d'évaluer comment les quantiles conditionnels  $q_t(Y/X)$ , définis par  $q_t(Y/X) = \inf\{y: F_{Y/X}(y) \geq \tau\}$  se modifient lorsque les déterminants  $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)$  de la variable dépendante  $Y$  varient. Le quantile conditionnel de  $Y$  sachant  $X_j$  est le  $\tau$ -ième quantile de  $Y$  sachant  $X_1, X_2, \dots, X_p$  (Buchinsky, 1998). Il est donné par :

$$Q_{y_i}(\tau/X_1 = x_{1i}, X_2 = x_{2i}, \dots, X_p = x_{pi}) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau)x_{1i} + \dots + \beta_p(\tau)x_{pi} + \varepsilon_i(\tau) \quad (5)$$

Où  $0 < \tau < 1$ ,  $i = 1, \dots, n$  et  $\epsilon_i(\tau)$  sont les termes d'erreur, indépendants et identiquement distribués. La seule hypothèse nécessaire ici est la nullité du  $\tau$ -ième quantile conditionnel du terme d'erreur :

$$Q_{\epsilon_i(\tau)}(\tau/X_1 = x_{1i}, \dots, X_p = x_{pi}) = 0 \quad (6)$$

Alors que la régression linéaire évalue les effets des variables indépendantes sur la moyenne de la variable dépendante, la régression quantile évalue les effets des variables indépendantes sur la forme et l'ampleur de la variable dépendante, selon différentes valeurs de  $\tau$ . La régression linéaire est généralement sensible aux valeurs aberrantes car elle estime l'effet moyen des variables indépendantes sur la variable dépendante. Dans ce cas, l'avantage de la régression quantile d'estimer l'effet des variables indépendantes à différents niveaux de la variable dépendante. En outre, la régression quantile fournit un estimateur plus efficace lorsque le terme d'erreur est non normal.

Les coefficients de régression quantile  $\beta_1(\tau), j = 1, \dots, p$  représentent alors la manière dont les quantiles spécifiés se modifient lors d'un changement d'une unité d'une variable  $X_j, j = 1, \dots, p$  (Koenker, 2005). En notant  $q(GINI_t)$  le quantile conditionnel des inégalités de revenus, le modèle économétrique servant pour la régression quantile s'écrit comme suit :

$$q(GINI_t) = \theta_0 + \theta_1 DFIN_t + \theta_2 INF_t + \theta_3 OUV_t + \theta_4 KH_t + \theta_5 TCPOP\_ACTIVE_t + \epsilon_t \quad (7)$$

#### 4. Présentation des résultats d'estimation et interprétations

##### 4.1. Présentation et interprétation des résultats de l'estimation par MCO

Les résultats des estimations des équations (2), (4) et (7) sont consignés dans les tableaux 6 (dynamique de court terme) et 7 (dynamique de long terme).

Tableau 6: Résultats d'estimation de la dynamique de court terme

Variable expliquée : Inégalités de revenus (INE)			
Variabiles explicatives	Coefficients	T-Statistiques	Probabilités
D(Dfin)	-0,522**	-2,361	0,033
D (Dfin (-1))	-0,468**	-2,764	0,012
D(Inf)	0,000	0,648	0,527
D (Inf (-1))	-0,000***	-3,379	0,004
D(Ouv)	0,002***	3,655	0,002
D (Ouv (-1))	-0,001*	-2,007	0,064
D(TCPOP_ACTIVE)	0,065***	3,397	0,004
D (TCPOP_ACTIVE (-1))	-0,031*	-1,877	0,081

D(KH)	0,000	0,095	0,925
D (KH (-1))	0,002***	-3,745	0,002
Coefficient d'ajustement	-1,336***	-7,711	0,000
$R^2$	0,966		
$R^2$ Ajusté	0,929		
F-Statistique	25,623 (0,000)		

**Source :** les auteurs, à partir des données de la banque mondiale (2020) et du FMI (2020).

Note : (\*\*) significatif à 5% et (\*\*\*) significatif à 1%.

Tableau 7 : Résultats d'estimation de la dynamique de long terme

Variables	Coefficient	T-statistic	Probabilité
<b>Dfin</b>	0,305**	2,619	0,020
<b>INF</b>	0,000***	3,055	0,008
<b>Ouv</b>	0,001***	5,873	0,000
<b>KH</b>	0,001***	5,737	0,000
<b>TCPOP_ACTIVE</b>	0,005***	1,861	0,083
<b>C</b>	-0,046	-0,299	0,769

**Source :** les auteurs, à partir des données de la banque mondiale (2020) et du FMI (2020). Note : (\*) significative à 10%, (\*\*) significatif à 5% et (\*\*\*) significatif à 1%.

L'examen du tableau 6 révèle que le coefficient d'ajustement est significatif et négatif, ce qui valide le modèle à correction d'erreur. De plus, les coefficients de détermination, simple (96,6%) et ajusté (92,9%), sont très élevés, ce qui montre que les inégalités de revenu sont essentiellement expliquées par les variables explicatives retenues.

A court terme, le coefficient de l'indicateur de développement financier est négatif et significatif au seuil de 5%. Lorsque l'indicateur de développement financier croît de 1 point de pourcentage, les inégalités de revenus baissent de 0,522 point de pourcentage. La valeur retardée du développement financier, à coefficient négatif et significatif au seuil de 5%, influence aussi négativement les inégalités de revenus. A long terme, le coefficient du développement financier est positif et statistiquement significatif au seuil de 5% à long terme. Lorsque l'indicateur de développement financier augmente de 1 point de pourcentage, les inégalités de revenus croissent de 0,305 point de pourcentage. Ainsi, le développement financier réduit les inégalités de revenus à court terme et les accroît à long terme. Ce résultat

sur le cas ivoirien confirme celui de Kongoza et Prao (2021). Cela peut s'expliquer de la façon suivante : à court terme, l'afflux d'épargne des plus aisés ne rencontre pas une demande de crédit suffisante, de sorte que cette épargne est moins rémunérée, générant des revenus moins élevés pour les plus aisés. Ainsi, la finance ne bénéficie pas disproportionnellement aux plus riches, réduisant ainsi les inégalités de revenus (cf. Aghion et Bolton, 1997). A long terme, la demande de crédit prend le pas sur l'offre, induisant une hausse des taux d'intérêt. Cela accroît les revenus des plus aisés qui sont ceux qui épargnent le plus. En outre, les contraintes sur le marché du crédit conduisent à exclure les moins aisés, qui voient leur revenu baisser ou stagner. Au final, les inégalités de revenus augmentent. Nos résultats sont conformes à ceux de Park et Shin (2015) qui ont mené une étude sur un échantillon de 162 pays en développement.

La valeur courante du taux d'inflation n'a aucun effet significatif sur les inégalités de revenus à court terme, alors que sa valeur retardée d'une période influence négativement les inégalités de revenus à un seuil de 1%. A long terme, l'effet est significativement nul. En effet, à court terme, l'inflation retardée bénéficie aux emprunteurs moins aisés qui voient leur revenu réel s'accroître au détriment des épargnants plus aisés qui voient le leur baisser. Il y a donc baisse des inégalités de revenus. Ces résultats sont conformes à ceux de Blank et Blinder (1986) et Romer et Romer (1998). A long terme, les ajustements conduisent à ce que l'inflation n'impacte plus les inégalités de revenu.

A court terme et à long terme, la valeur courante de l'ouverture commerciale a un effet positif et significatif sur les inégalités de revenus au seuil de 1%. Par contre, sa valeur retardée d'une période a une influence négative et significative sur les inégalités de revenus à un seuil de 10%. Plus le pays commerce avec l'extérieur, plus les inégalités de revenus se creusent. Cela peut s'expliquer par le fait que le secteur du commerce extérieur, intensif en main-d'œuvre peu qualifiée, embauche beaucoup de personnes moins aisées dont les revenus baissent avec la réserve de main-d'œuvre. En outre, les personnes aisées investissent beaucoup dans le commerce extérieur et voient leurs revenus augmenter, ce qui contribue à accroître les inégalités de revenus. Ces résultats sont conformes à ceux de Shahbaz et al. (2007b).

La valeur courante du taux de croissance de la population active a une influence positive et statistiquement significative sur les inégalités de revenus à court terme (au seuil de 10 %) et à long terme (au seuil de 1%). Plus la population active croît, plus les inégalités de revenus se creusent. En effet, lorsque la population active augmente, cela engendre une abondance de main-d'œuvre sur le marché du travail. Cette abondance de main d'œuvre ne pourra pas être totalement absorbée en raison des critères sélectifs des entreprises. Les entreprises vont demander des travailleurs hautement qualifiés, ce qui intensifiera les inégalités de revenus (Moller et al. 2009 ; Nielsen et Alderson, 1997). Nos résultats sont conformes à ceux de Parrado et Kandel (2010).

La valeur passée du capital humain a une influence négative et statistiquement significative au seuil de 1%, à court terme. L'augmentation du capital humain induit une réduction des inégalités de revenu à court terme, alors qu'à long terme, elle entraîne une hausse des inégalités de revenu. Car à court terme, l'investissement dans l'éducation et la formation génère une offre de main-d'œuvre hautement qualifiée qui sera bien rémunérée sur le marché du travail, ce qui entraînera, toutes choses égales par ailleurs, une baisse des écarts de revenu (Corak, 2013 ; Coady et Dizioli, 2018). A long terme, le capital humain accroît les inégalités de revenu car lorsque la majorité de la population atteint un fort capital humain, les entreprises ne vont plus se limiter au niveau d'éducation secondaire, mais elles mettront plus l'accent sur la compétence et l'expérience professionnelle pour sélectionner les travailleurs. Ce qui favorisera les individus

éduqués ayant une expérience professionnelle. Par conséquent, cela entrainera une augmentation des inégalités de revenus. Nos résultats sont conformes à ceux de Becker et Chiswick (1966); Mincer (1974) ; Shimeles et Nabassaga (2017).

#### 4.2. Présentation et interprétation des résultats de l'estimation par régression quantile

Les résultats d'estimation sont consignés dans le tableau 8.

Tableau 8 : Résultats d'estimation par la régression quantile

Variables	Q 10	Q 25	Q40	Q50	Q60	Q 75	Q 90
	Coef	Coef	Coef	Coef	Coef	Coef	Coef
<i>Dfin</i>	0,251** (0,040) [0,116]	0,222 (0,273) [0,198]	0,113 (0,613) [0,221]	0,974 (0,694) [0,245]	0,214 (0,307) [0,206]	0,359** (0,043) [0,169]	0,499*** (0,002) [0,142]
<i>Inf</i>	0,0005 (0,660) [0,001]	0,0002 (0,756) [0,0009]	0,000 (0,877) [0,001]	0,000 (0,932) [0,0008]	0,000 (0,969) [0,0009]	-0,0005 (0,470) [0,0007]	0,0004 (0,534) [0,0006]
<i>Ouv</i>	0,001*** (0,008) [0,003]	0,0006 (0,209) [0,0004]	0,0005 (0,345) [0,0005]	0,0007 (0,276) [0,0006]	0,0008* (0,078) [0,0004]	0,001* (0,057) [0,0004]	0,001** (0,027) [0,0004]
<i>KH</i>	0,002*** (0,000) [0,0004]	0,002*** (0,002) [0,0005]	0,001** (0,042) [0,0006]	0,001* (0,076) [0,0006]	0,001** (0,045) [0,0005]	0,001 (0,153) [0,0006]	0,0007 (0,322) [0,0007]
<i>Tcpopacti ve</i>	0,073* (0,085) [0,004]	0,007 (0,253) [0,007]	0,129 (0,121) [0,008]	0,016** (0,046) [0,007]	0,010 (0,185) [0,007]	0,007 (0,227) [0,006]	0,001 (0,838) [0,008]

<b>Constante</b>	-0,125* (0,085) [0,217]	-0,189 (0,629) [0,388]	-0,359 (0,385) [0,4074]	-0,534 (0,175) [0,383]	-0,259 (0,514) [0,392]	-0,115 (0,716) [0,313]	0,171 (0,715) [0,463]
------------------	-------------------------------	------------------------------	-------------------------------	------------------------------	------------------------------	------------------------------	-----------------------------

Source : l'auteur, à partir des données de la BCEAO (2020) et du WDI (2020).

Note : Entre parenthèses les valeurs de la p-value. \*\*\*, \*\* et \* désigne respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

On constate qu'en général, nos variables de contrôle (ouverture commerciale, capital humain, taux de croissance de la population active, taux d'inflation) accroissent les inégalités de revenus quasiment tous les niveaux de quantile<sup>7</sup>, comme dans la régression par les MCO. Mais nous nous intéressons davantage à l'interprétation portant la variable d'intérêt qu'est le développement financier. Les résultats des estimations montrent que le développement financier accroît les inégalités de revenus dans les quantiles inférieurs (Q10) et supérieurs (Q75, Q90). Cependant, cet effet est plus accentué dans les quantiles supérieurs que dans le quantile inférieur. Ce qui implique que bien que le développement financier augmente les inégalités de revenus, son effet est faible lorsque les écarts de revenus sont faibles (faibles inégalités). Cependant, lorsque les écarts de revenus sont élevés (fortes inégalités) son effet est important.

Ainsi, le développement financier accroît les inégalités de revenus, quel que soit le quantile où l'on se trouve. Dans le cas de la Côte d'Ivoire, nous ne retrouvons pas les résultats selon lesquels le développement financier réduit les inégalités de revenus quand les inégalités de revenus sont faibles et les augmente lorsque ces inégalités sont fortes (Mookerjee et Kalpioni, 2010 ; Sukmana et Ibrahim, 2018). Le résultat contre-intuitif selon lequel, malgré l'émergence du mobile banking, le développement financier accroît les inégalités de revenus à long terme n'est pas lié à la méthode d'estimation utilisée. Qu'on recourt aux MCO ou à la régression quantile, nous obtenons globalement les mêmes résultats. Le développement financier en Côte d'Ivoire qui connaît un coup d'accélérateur avec le mobile banking ne contribue pas à réduire les inégalités de revenus. Au contraire, il les accroît. Une interprétation de ce résultat est que l'inclusion financière des moins aisés via le mobile money permet d'accélérer le développement financier mais ne génère pas suffisamment de revenus permettant de réduire le fossé entre riches et moins riches. Au contraire, il creuse davantage ce fossé.

Cela conduit à s'interroger sur la nature de l'inclusion financière en Côte d'Ivoire. Celle-ci accroît paradoxalement les inégalités de revenus pour au moins deux raisons: d'une part, le mobile money n'est pas principalement orienté vers la création d'activités génératrices de revenus. Elle s'est orientée jusque-là vers les services suivants: dépôt d'argent sur un compte associé à un numéro de mobile ; retrait ; transfert d'argent de client à client ; paiement de factures (eau, électricité, téléphone, assurance...); achat de biens et services; achat de crédit téléphonique et internet. D'autre part, les plus aisés accroissent leurs revenus du fait de l'émergence des entreprises de télécommunication qui embauchent et accroissent sans cesse leur rentabilité.

<sup>7</sup> L'ouverture commerciale accroît les inégalités de revenus dans tous les inférieurs (Q10) intermédiaires (Q60) et supérieur (Q75, Q90). Le capital humain induit une hausse des inégalités de revenus à tous les niveaux de quantile sauf dans les quantiles supérieurs. Le taux de croissance de la population active accroît les inégalités de revenus dans le quantile inférieur (Q10) et dans le quantile médian (Q50).

## 5. Conclusion et recommandation de politiques économiques

Cette étude évalue de façon plus fine l'effet du développement financier sur les inégalités de revenus en Côte d'Ivoire, en recourant à un indicateur multidimensionnel de développement financier qui incorpore l'inclusion financière. Plusieurs études antérieures privilégiaient des indicateurs unidimensionnels qui sous-estiment l'évolution de l'inclusion financière dans la définition du développement financier. Nous avons ainsi pu régresser les inégalités de revenu (mesurées par l'indice de Gini) sur l'indicateur multidimensionnel de développement financier et diverses variables de contrôle via la méthode ARDL et la régression quantile.

Les résultats portant sur les coefficients des variables de contrôle montrent qu'à court terme et long terme, l'ouverture commerciale et le taux de croissance de la population active accroissent les inégalités de revenu. Le capital humain n'accroît les inégalités de revenus qu'à long terme. Le taux d'inflation n'affecte pas les inégalités, ni à court terme ni à long terme. Par ailleurs, ces variables de contrôle (ouverture commerciale, capital humain, taux de croissance de la population active) accroissent les inégalités de revenus quasiment à tous les niveaux de quantile.

Le résultat majeur de notre recherche porte sur la variable d'intérêt: l'indicateur multidimensionnel de développement financier réduit les inégalités de revenus à court terme et les accroît à long terme. Sur ce dernier, la régression quantile montre que le développement financier accroît les inégalités de revenus dans les quantiles inférieurs (Q10) et supérieurs (Q75, Q90). Cependant, cet effet est plus accentué dans les quantiles supérieurs que dans le quantile inférieur. En un mot, le développement financier accroît les inégalités de revenus, quel que soit le quantile où l'on se trouve. Ainsi, le développement financier en Côte d'Ivoire qui connaît un coup d'accélérateur avec le mobile banking ne contribue pas à réduire les inégalités de revenus. Au contraire, il les accroît. L'inclusion financière des moins aisés via le mobile money permet d'accélérer le développement financier mais ne génère pas suffisamment de revenus permettant de réduire le fossé entre riches et moins nantis.

Plusieurs recommandations de politiques économiques visant à réduire les inégalités de revenu en Côte d'Ivoire découlent de nos résultats.

- Coupler l'inclusion financière et accroissement de taux d'activité de façon à ce que l'accès de tous aux marchés financiers inclusifs puisse permettre de générer des revenus pour les moins aisés. Cela passe par la promotion des prêts pour les petits projets via le mobile banking.
- Les autorités devraient travailler à démanteler les contraintes sur des marchés financiers (asymétries d'information, coûts de transaction) dont on sait qu'elles sont aussi à l'origine des inégalités de revenus. Un pas dans cette direction est la plateforme d'échange d'information mise en place par la BCEAO via le BIC (Bureau d'Information sur le Crédit), qui vise la réduction d'asymétrie d'information entre emprunteurs et prêteurs pour accroître le financement bancaire des projets.
- Pour l'instant, l'indice de l'engagement à la réduction des inégalités (ERI), conçu par *Development Finance International* (DFI) et Oxfam, classe les 157 pays du monde entier en trois grands domaines d'action reconnus comme étant essentiels dans la lutte contre les inégalités: consacrer des dépenses progressives à des secteurs comme l'éducation, la santé et la protection sociale. Il faudrait aussi ajouter le développement des marchés financiers comme un quatrième domaine essentiel dans la lutte contre les inégalités.
- D'autres mesures complémentaires sont envisageables. Les pouvoirs publics doivent accompagner l'ouverture commerciale de mesures visant à amortir ses effets en termes de renforcement des inégalités de revenus (imposer les plus riches davantage que les

populations les plus pauvres dans le secteur du commerce extérieur, payer aux travailleurs de ce secteur, un salaire minimum vital, revaloriser les salaires des moins nantis). Ils doivent également intervenir sur le marché du travail de façon à ce que la hausse de la population active ne creuse pas les inégalités de revenus (renforcement des pouvoirs des syndicats). Les autorités publiques peuvent également freiner les effets néfastes du capital humain qui accroît les inégalités de revenus à long terme en promouvant une vraie politique de nivellement intersectoriel des salaires.

C'est à ce prix que la Côte d'Ivoire, actuellement au 6<sup>ème</sup> rang régional et au 26<sup>ème</sup> rang africain du classement ERI (Indice de l'engagement à la réduction des inégalités) pourra améliorer son score et tendre progressivement vers une réduction drastique des inégalités de revenu. Une limite de notre étude concerne la non prise en compte explicite de l'adoption du mobile banking. Cela ouvre des perspectives pour des études ultérieures qui incluent convenablement le taux d'utilisation du mobile banking dans les variables explicatives.

### Références bibliographiques

- Aghion, P., Bolton, P. (1997), "A theory of Trickle-Down Growth and Development", *Review of Economic Studies* vol. 64, pp. 151-172.
- Ahmed, A. R., Masih, M. (2017), "What is the link between financial development and income inequality? Evidence from Malaysia", *MPRA PAPER* 79406, 27, pp. 1-28.
- Altunbaş, Y., Thornton, J. (2019), "The impact of financial development on income inequality: A quantile regression approach", *Economics Letters*, vol. 175, pp. 51-56.
- Azam, M., Raza, S.A. (2018), "Financial sector development and income inequality in ASEAN-5 countries: does financial Kuznets curve exists?", *Global Business and Economics Review*, vol.20, n°1, pp. 88-114.
- Baiardi, D., Morana, C. (2017), "Financial development and income distribution inequality in the euro area", *Economic Modelling*, vol. 30, pp. 1-16.
- Banerjee, A.V., Newman, A.F (1993), "Occupational Choice and the Process of Development", *Journal of Political Economy*, vol. 101, pp. 274-298.
- Banque mondiale, (2019), « *Africa's Pulse rapport* ».
- Becker, G. S., Chiswick, B. R. (1966), "Education and the Distribution of Earnings", *American Economic Review*, vol.56, n°1/2, pp. 358-369.
- Bédia, F.A., Angbonon E. K., Yéfondnigui A. C. O., Nadjaman O., Koffi C.N., Arouna D., Coordination Zanfini, L. (2020), « D'où proviennent les inégalités en Côte d'Ivoire ? », *Papiers de recherche AFD* N°146, 18 p.
- Bittencourt, M., Chang, S., Gupta, R., & Miller, S. M. (2019), "Does financial development affect income inequality in the US States?", *Journal of Policy Modeling*, vol. 41, n°6, pp. 1043-1056.
- Blank, R. M., Blinder, A. S., (1986), "Macroeconomics, Income Distribution, and Poverty, in Danziger", S. H. and Weinberg. D. H. (eds.), *Fighting Poverty: What Works and What Doesn't*, 180- 208, Harvard University Press, Cambridge.
- Bresson, F. (2004), « Effet du développement financier sur les inégalités de revenus au travers des investissements productifs et éducatifs », *Working Paper* 200408, CERDI.
- Cabinet Finactu (2018). « *Avis de tempête sur les banques de la zone franc : Bâle III va coûter 1000 milliards de FCFA* », Rapport d'étude, FINACTU, 89 p.
- Coady, D., et Dizioli, A. (2018), "Income inequality and education revisited: persistence, endogeneity and heterogeneity", *Applied Economics*, vol.50, n°25, pp. 2747-2761.
- Corak, M. (2013), "Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility", *Journal of Economic Perspectives*, vol.27 n°3, pp. 79-102.

- Demetriades, P., Hussein K. (1996), “Does financial development cause economic growth ? Time series evidence from 16 countries”, *Journal of Development Economics*, vol.51, pp. 387-411.
- Demirguc-Kunt, A., Levine, R. (2009), “Finance and Inequality: theory and evidence”, *Annual Review of Financial Economics*, vol. 1, n°1, pp. 287-318.
- Destek, M. A., Sinha, A., Sarkodie, S. A. (2020), “The relationship between financial development and income inequality in Turkey”, *Journal of Economic Structures*, vol. 9, n°1, pp. 11-14.
- El Ghak, T., Zarrouk, H. (2010), « Développement financier et écarts de revenus des pays : une analyse empirique sur données de panel », *Région et Développement* n°32, pp. 59-90.
- Engle, R.F. et Granger, C.W.J. (1987), “Cointegration and error correction representation: Estimation and testing”, *Econometrica*, vol. 55, n°2, pp. 251-276.
- FMI (2012), « *Perspectives de l'économie mondiale* », Washington, Études économiques et financières, pp. 1020-1343.
- FMI (2018), « *Rapport annuel du FMI* », 104 p.
- Galor, O., Zeira, J. (1993), « Income Distributions and Macroeconomics », *Review of Economic Studies*, vol. 60, pp. 35-52.
- Greenwood, J., Jovanovic, B. (1990), “Financial Development, Growth and the distribution of income”, *Journal of Political Economy*, vol. 98, n°5, pp. 1076-107.
- Hamori, S., Hashiguchi, Y. (2012), “The effect of financial deepening on inequality: Some international evidence”, *Journal of Asian Economics*, vol. 23 n°4, pp. 353-359.
- Jauch, S., Watzka, S. (2016), “Financial development and income inequality: a panel data approach”, *Empirical Economics*, vol. 51, n°1, pp. 291-314.
- Jobarteh, M., Kaya, H. (2019), “Revisiting financial development and income inequality nexus for Africa”, *African Finance Journal*, vol. 21, n°1, pp. 1-22.
- Johansen, S. (1988), “Statistical analysis of cointegration vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, n°2-3, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, vol. 59, n°6, pp. 1551-1580.
- Jung, S.M., Vijverberg, C., P. (2019), “Financial development and income inequality in China – A spatial data analysis”, *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. 48, pp. 295-320.
- Kavya, T. B., Shijin, S. (2020), “Economic development, financial development, and income inequality nexus”, *Borsa Istanbul Review*, vol. 20, n°1, pp. 80-93.
- Koenker, R., Bassett Jr, G. (1978), “Quantiles regression », *Econometrica*, vol.46, pp. 33-50.
- Koenker, R., Ng, P. (2005), « Régression quantile contrainte par inégalité », *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics*, vol.67, pp. 418-440.
- Kpodar, K. R. (2005), « *Développement financier, Instabilité financière et croissance économique: implications pour la réduction de la pauvreté* », Thèse de doctorat, Université d'Auvergne –Clermont I.
- Kuznets, S. (1955), “Economic Growth and Income Inequality”, *American Economic Review*, vol. 45, n°1, pp. 1-28.
- Lamoreaux, N. R. (1996), “*Insider lending: Banks, personal connections and economic development in industrial*”, New England, Cambridge University Press, 22, pp. 11-33.
- Law, S. H., Tan, H. B. (2009), “The role of financial development on income inequality in Malaysia”, *Journal of Economic Development*, vol. 34, n°2, pp. 138-153.
- Liu, G., Liu, Y., Zhang, C. (2017), “Financial development, financial structure and income inequality in China”, *The World Economy*, vol. 40 n°9, pp. 1890-1917.

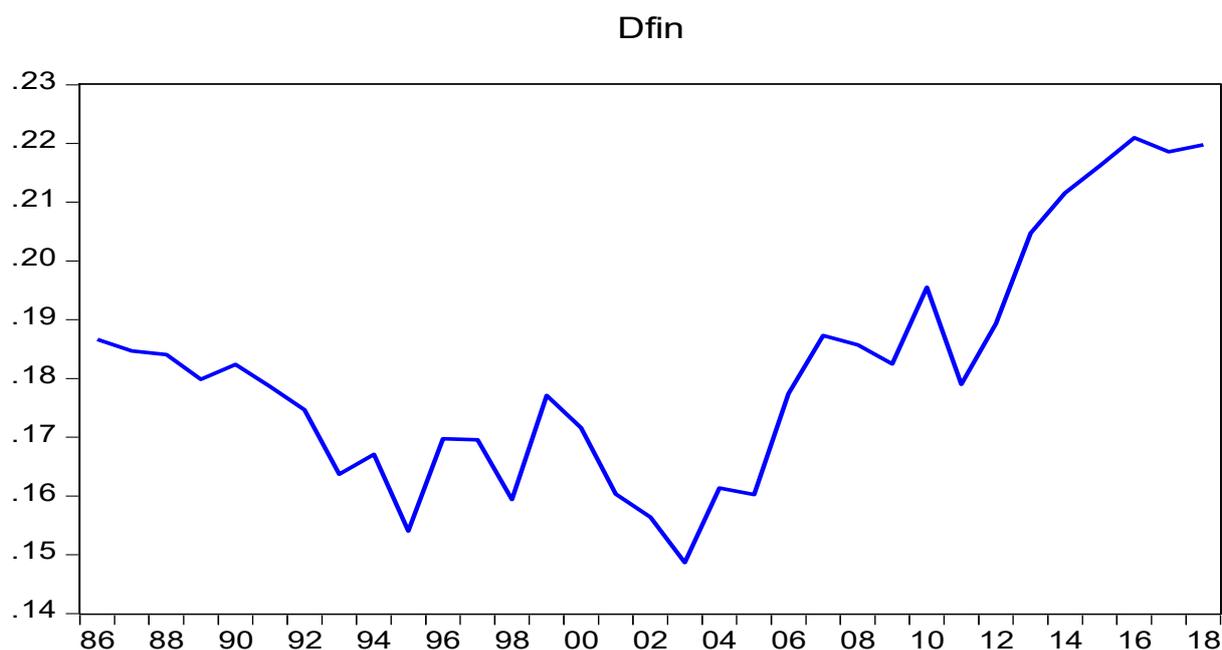
- Meniago, C., Asongu, S. A. (2018), “Revisiting the finance-inequality nexus in a panel of African countries”, *Research in International Business and Finance*, vol. 46, pp. 399-419.
- Mincer, J. (1974), “Progress in Human Capital Analysis of the distribution of earnings”, *National Bureau of Economic Research*, n°w0053.
- Mokerjee, R., Kalipioni, P. (2010), “Availability of Financial Services and Income Inequality: The Evidence from Many Countries,” *Emerging Markets Review*, vol. 11, pp. 404-408.
- Moller, S., Alderson, A. S., Nielsen, F. (2009), “Changing patterns of income inequality in US counties, 1970–2000”, *American journal of Sociology*, vol.114 n°4, pp. 1037-1101.
- Ngangue, N. (2021), « Développement financier et inégalités de revenus en Afrique subsaharienne : Une analyse empirique sur les données de panel », *Revue Repères et Perspectives Economiques*, vol. 5, n° 1, pp. 386-404.
- Nguyen, C., Ngoc, T., V., Hong V., T., Ha T., D. (2019), “Financial Development and Income Inequality in Emerging Markets: A New Approach”, *Journal of Risk and Financial Management*, vol. 12, n°4, pp. 156-173.
- Nielsen, F., Alderson, A. S. (1997), “The Kuznets curve and the great U-turn: income inequality in US counties, 1970 to 1990”, *American Sociological Review*, vol. 62, pp. 12-33.
- Pagano M. (1993), “Financial Markets and Growth: An Overview”, *European Economic Review*, vol. 37, n°2-3, pp. 613-622.
- Parrado E. A., Kandel, W.A. (2010), « Hispanic Population Growth and Rural Income Inequality», *Social Forces*, vol. 88, n°3, pp. 1421-1450.
- Park, D., Shin, K. (2017), “Economic growth, financial development, and income inequality”, *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 53 n°12, pp. 2794-2825.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J. (2001), “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, n°3, pp. 289–326.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. (1997), “An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*”, the *Ragnar Frisch Centennial Symposium*, vol. 31, pp. 371-413.
- Piketty, T. (1997), “The dynamics of wealth distribution and the interest rate with credit rationing”, *Review of Economic Studies* vol.64, n°2, pp. 173-189.
- PNUD (2017), « *Inégalités de revenus en Afrique subsaharienne* », éd. 2017. New York, Bureau régional du PNUD pour l’Afrique. 49 p.
- Prao, Y. S., Kongoza, K.C. (2023), "Nonlinear Effect of Financial Development on Income Inequality: The Case of Ivory Coast" *International Journal of Business and Management*, vol. 17 n°6, pp.1-57.
- Rajan, R.G., Zingales. L. (1998), “Financial Dependence and growth”, *American Economic Review*, vol. 88 n°3, pp. 559-587.
- Rajan, R.G., Zingales. L. (2003), “The Great Reversals: The Politics of Financial Development in the Twentieth Century”, *Journal of Financial Economics*, vol. 69 n°1, pp. 5–50.
- Romer, C.D., Romer, D.H. (1998), “Monetary Policy and the Well-Being of the Poor”, *NBER Working Paper Series* 6793, 42 p.
- Sahay, R., Čihák, M., N’Diaye, P., Barajas, A., Mitra, S., Kyobe, A., Mooi, Y.N. (2015), “Financial Inclusion: Can It Meet Multiple Macroeconomic Goals?”, *IMF Staff Discussion Note* SDN/15/17, 33 p.
- Sahay R., Cihak M., N’diaye P., Barajas A., B, I R., Ayala D., Gao Y., Kyobe A., Nguyen L., Saborowski, C., Svirydzienka K. et Reza Y. S. (2015), « Rethinking Financial Deepening: Stability and Growth in Emerging Markets », *IMF Staff Discussion Notes*, n° 15/8.
- Sehrawat, M., Giri, A. K. (2015), “Financial development and income inequality in India: an application of ARDL approach”, *International Journal of Social Economics*, vol. 42 n°1, pp. 64-81.

- Seven, U., Coskun, Y. (2016), « Does financial development reduce income inequality and poverty? Evidence from emerging countries », *Emerging Markets Review*, vol. 26, pp. 34-63.
- Shahbaz, M., Loganathan, N., Tiwari, A. K., Sherafatian-Jahromi, R. (2015), “Financial development and income inequality: Is there any financial Kuznets curve in Iran?” *Social Indicators Research*, vol. 124 n°2, pp. 357-382.
- Shimeles, A., Nabassaga, T. (2018), “Why is inequality high in Africa?”, *Journal of African Economies*, vol. 27, n°1, pp. 108-126.
- Sukmana, R., Ibrahim, M. H. (2018), “Financial Access and Inequality: A Quantile Assessment”, *International Journal of Economics and Management*, vol. 12 n°2, pp. 551-557.
- Svirydzhenka, K. (2016), “Introducing a New Broad-based Index of Financial Development”, *IMF Working Papers*, vol. 16 n°05, pp. 1-44.

## Annexe 1

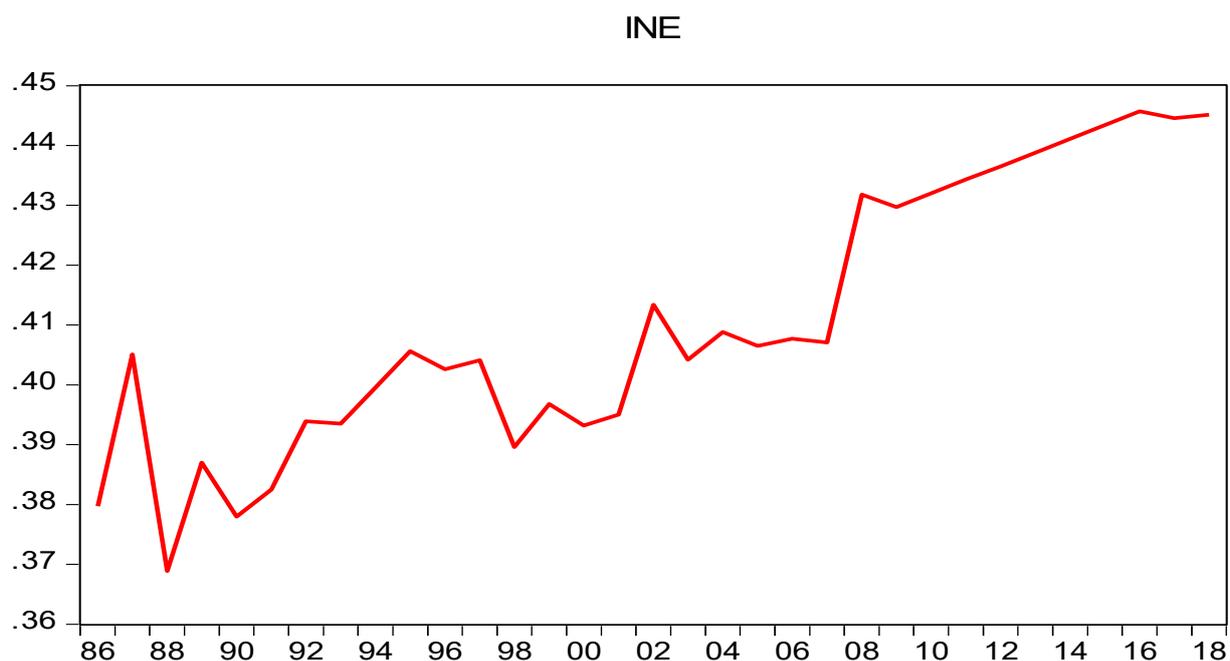
Le graphique 1 ci-dessous présente l'évolution de l'indice du développement financier de 1986 à 2018.

Graphique 1: Évolution de l'indice du développement financier de 1986 à 2018.



Source : Auteur à partir des données du FMI (2018).

**Graphique 1: Évolution de l'indice de GINI de 1986 à 2018**



Source : les auteurs, à partir des données de la Banque mondiale

## Annexe 2

Tableau 1: Résultat du test de multicollinéarité

Variables	VIF	1/VIF
<b>KH</b>	5,01	0,199
<b>TCPOP_ACTIVE</b>	3,01	0,331
<b>Dfin</b>	2,54	0,393
<b>Ouv</b>	1,47	0,678
<b>Inf</b>	1,23	0,811
<b>Mean VIF</b>	2,65	

Source : Auteurs, à partir des données de la banque mondiale (2020) et du FMI (2020).

La moyenne des valeurs du VIF sont inférieures à 5 alors, il n'y a pas de multicollinéarité. Notre modèle peut donc être étudié.