



WWJMRD 2024; 10(11): 00-00
www.wwjmr.com
International Journal
Peer Reviewed Journal
Refereed Journal
Indexed Journal
Impact Factor SJIF 2017:
5.182 2018: 5.51, (ISI) 2020-
2021: 1.361
E-ISSN: 2454-6615

KARIMOU Issdine Adébo
Ichola
Republique Du Congo
Universite Marien Ngouabi
Faculte Des Sciences
Economiqes
Laboratoire D'conomie
Financiere Et Des Institutions
(LEFI)

Correspondence:
KARIMOU Issdine Adébo
Ichola
Republique Du Congo
Universite Marien Ngouabi
Faculte Des Sciences
Economiqes
Laboratoire D'conomie
Financiere Et Des Institutions
(LEFI)

Financial development, economic growth and income inequality in sub-Saharan Africa: the case of the countries of the franc zone Africa

KARIMOU Issdine Adébo Ichola

Abstract

This article examines the impact of financial development on economic growth and income inequality in Franc Zone African countries between 2006 and 2019. Using a panel ARDL model, the results indicate that financial development has a significant negative effect on long-term economic growth, with no significant short-term impact according to the PMG estimator. Variables such as official development assistance, gross domestic savings, and foreign direct investment are significant and positive in the DFE and PMG estimates, but not in the MG model, suggesting a limited influence of the financial sector on growth.

Furthermore, financial development helps reduce income inequality between Franc Zone African countries and Côte d'Ivoire, with effects varying by region. In WAEMU, financial development reduces income disparities in the long term, but it may also hinder economic growth, widening the GDP per capita gap with Côte d'Ivoire. In CEMAC, financial development has an insignificant impact, although foreign direct investment reduces inequalities in the short term. Domestic savings and remittances also play a role in reducing inequalities: domestic savings have a positive short-term effect across all regions, and remittances narrow disparities in the short term in WAEMU.

Therefore, this article suggests that public policies should encourage domestic savings and channel migrant remittances towards productive investments to address inequalities. This approach would stimulate capital accumulation in the region and indirectly help reduce other forms of social inequality.

Keywords: «financial development», «economic growth», «income inequality».

Introduction

Lutter contre la pauvreté en Afrique subsaharienne implique avant tout de réduire les inégalités de revenus. Parmi les solutions évoquées, le développement financier est souvent mis en avant, bien que son impact fasse encore l'objet de débats. La littérature sur la relation entre développement financier et croissance économique est abondante et remonte à des travaux fondateurs tels que ceux de Schumpeter (1912), Gurley et Shaw (1960), McKinnon (1973) et Shaw (1973).

Les inégalités de revenus, tant au sein des pays qu'entre eux, demeurent une préoccupation majeure. Malgré des avancées dans certains domaines, elles continuent d'augmenter dans de nombreuses régions du monde. Pendant longtemps, les économistes ont négligé cette question, jusqu'à l'émergence des travaux pionniers de Simon Kuznets dans les années 1950. Sa courbe célèbre suggère qu'au début de la croissance économique, les inégalités s'accroissent, mais qu'elles se réduisent ensuite avec l'industrialisation.

Ce n'est qu'à partir des années 1980 et 1990, marquées par une montée des inégalités, que la question de leur impact sur la croissance a pris de l'importance dans la littérature économique. Les économistes ont alors débattu des effets des inégalités sur la croissance, en examinant des mécanismes comme l'investissement et le développement financier. Cependant, il est resté difficile de mesurer empiriquement cette relation. L'intérêt pour cette question a été relancé par des publications marquantes, telles que le livre de Piketty (2013) et les rapports d'Oxfam sur les inégalités, poussant l'ONU à inscrire la réduction des inégalités

dans les Objectifs de Développement Durable (ODD).

Aujourd'hui, plusieurs pays en développement affichent des taux de croissance élevés sans parvenir à réduire les inégalités, contredisant ainsi la théorie du ruissellement, selon laquelle l'augmentation des revenus des plus riches favorise une réduction de la pauvreté. Alors que la croissance ralentit et que les inégalités se creusent, les arguments sur les effets néfastes des inégalités de revenus sur la croissance semblent se confirmer.

En Afrique subsaharienne, malgré une croissance soutenue ces quinze dernières années, les niveaux de vie stagnent, et les inégalités augmentent. Entre 1995 et 2015, l'écart de revenu par habitant avec les économies avancées ne s'est que faiblement réduit (BAD, 2015). Les inégalités de revenus nuisent non seulement à la croissance mais affectent également le système financier. L'accès limité au financement, en particulier pour les PME, freine la création d'emplois et nuit à la croissance inclusive, renforçant ainsi les inégalités.

Le problème d'accès au financement touche aussi un tiers des grandes entreprises en Afrique, en particulier les entreprises de taille moyenne (BAD, 2011). En raison de la faible financiarisation, les banques restent la principale source de financement en Afrique, où un crédit plus accessible pourrait augmenter le PIB de 13 % et réduire les inégalités, selon certaines études. En Afrique, et notamment dans la zone Franc, ce problème d'accès au crédit affecte une grande partie du secteur privé, et l'actuel système d'épargne n'est pas optimal pour financer l'économie.

De nombreux chercheurs ont montré que les disparités de revenus sont souvent dues aux inégalités d'accès au crédit d'un pays à un autre. Certains modèles indiquent que les pays disposant de ressources initiales suffisantes accèdent plus facilement aux marchés financiers, tandis que les pays à faibles revenus rencontrent de grandes difficultés (Aghion et Bolton, 1992, 1997 ; Piketty, 1997 ; Matsuyama, 2000, 2001 ; Aghion et al., 2004). Greenwood et Jovanovic (1990) ont démontré que le lien entre développement financier et croissance peut influencer la relation entre inégalités et développement financier, tandis que Banerjee et Newman (1993) montrent que les imperfections du marché du crédit pèsent sur la distribution des revenus.

Schumpeter (1912) souligne que le bon fonctionnement des banques stimule l'innovation technologique par l'identification et le financement des entrepreneurs ayant les meilleures chances de succès dans leurs activités novatrices. Pour Gurley et Shaw (1960), l'innovation financière, qui accompagne le développement financier, réduit le risque attaché à l'investissement ainsi que les coûts d'intermédiation financière, et stimule l'épargne. Levine (1997) soutient que les intermédiaires financiers, grâce aux services qu'ils fournissent, stimulent la croissance à travers l'accumulation de capital et la productivité des facteurs.

Aghion, Howitt et Mayer-Foulkes (2004) ont également trouvé un effet direct non significatif du développement financier (mesuré par Crédit/PIB) sur la croissance économique. Cependant, le coefficient de la variable croisée du niveau de développement financier et du niveau initial du PIB par tête (relatif à celui des Etats-Unis) présente un signe négatif et significatif. Les auteurs en concluent que la probabilité pour un pays de converger vers le taux de croissance de l'économie américaine augmente avec le niveau de développement financier. Il existe un

seuil critique de développement financier au-delà duquel tous les pays convergent vers le taux de croissance de l'économie américaine (considéré comme la frontière technologique mondiale), alors que les économies des pays en dessous de ce seuil critique ne convergent pas et ont un taux de croissance nettement inférieur.

Tandis que certains pays ont réussi à atteindre des systèmes financiers performants d'autres sont restés financièrement sous-développés (Law & Habibullah, 2009). La littérature suggère que la plupart des pays émergents et en développement dépendent du secteur bancaire comme principal pilier du système financier¹ (Levine et Zervos, 1998(a)). En s'inscrivant dans cette même continuité, notre étude met l'accent sur le rôle du développement du système financier dans la réduction des inégalités dans le cadre des pays de zone Franc Afrique.

En nous basant sur des recherches antérieures, notamment celles de Mayer-Foulkes (2004) et de Lakner & Milanovic (2016)², nous proposons un indicateur d'inégalité des revenus, mesurant l'écart de revenu entre les pays. Cet indicateur correspond au ratio du PIB par habitant d'un pays *i* de l'union par rapport à celui de la Côte d'Ivoire. Notre objectif est d'examiner l'impact du développement financier sur les inégalités de revenus dans un échantillon de pays de la zone Franc Afrique, à l'exception de la Guinée équatoriale, de la Centrafrique et du Tchad, pour la période 2006-2019.

1. Revue théorique

1.1. Fondement théorique

La relation entre le développement financier et la croissance n'est pas nouveau dans la littérature de l'économie du développement et remonte au moins à Schumpeter (1912) et sa théorie du développement économique³. Robinson (1952) soutient que la croissance économique peut également engendrer le développement financier, car une demande croissante de services financiers peut inciter l'expansion des marchés financiers et des institutions appropriées.

De même, la relation entre le développement financier et les inégalités de revenus est également controversée, avec trois courants principaux dans la littérature : l'inequality-narrowing⁴, l'inequality-widening⁵ et la courbe de Kuznets

¹Un système financier développé comprend le secteur bancaire, le secteur de l'assurance, le marché des capitaux, les institutions et les organismes de réglementation ; tous interconnecter pour réaliser une expansion financière durable et équilibrée (Levine 2005, King et Levine 1993).

² Voir Branko Milanovic (2016), « Inégalités internationales. Une nouvelle approche à l'ère de la mondialisation », Cambridge, Harvard University Press, 299 pages.

³ Schumpeter pense que la finance affecte le développement économique car les institutions financières, en cherchant des projets d'innovation réussis, finissent par encourager les entrepreneurs à produire mieux et plus.

⁴ Inequality-narrowing (réduction des inégalités) fait référence à un processus ou à des politiques qui visent à diminuer l'écart entre les revenus ou les niveaux de vie des différentes populations au sein d'un pays ou entre des pays.

⁵ Inequality-widening (élargissement des inégalités) désigne un processus par lequel les écarts de revenu, de

inversée (Clark et al., 2006 ; Brei et al., 2018).

La théorie de l'inequality-narrowing, soutenue par Banerjee et Newman (1993) et Galor et Zeira (1993), postule que le développement financier a un effet linéaire et négatif sur les inégalités de revenus. Les auteurs montrent que les imperfections sur le marché du crédit influencent le choix entre un emploi rémunéré et l'auto emploi, impactant les inégalités. Cette hypothèse est corroborée par plusieurs études, notamment celles de Shahbaz et Islam (2011) au Pakistan, Meniago et Asongu (2018) en Afrique, et Naceur et Zhang (2019).

En revanche, l'inequality-widening, introduite par Rajan et Zingales (2003), suggère que le développement financier bénéficie principalement aux riches. En effet, les études comme celles de Sehrawat et Giri (2015) en Inde, Jauch et Watzka (2016) et De Haan et Sturm (2017), montrent que le développement financier peut accroître les inégalités de revenus. Clark et al. (2006) avancent que dans des institutions de faible qualité, le développement financier peut augmenter le volume de financement sans élargir le profil des emprunteurs, excluant ainsi les populations pauvres.

Par ailleurs, la courbe de Kuznets Financière représentée par les travaux de Greenwood et Jovanovic (1990), soutiennent que la relation entre développement financier et inégalités de revenus peut être représentée par une courbe en U inversé. Les inégalités augmentent initialement avec le développement financier, puis ralentissent et diminuent lorsque le secteur financier atteint sa maturité. Ils soulignent le rôle de l'investissement et du capital humain comme catalyseurs de la réduction des inégalités.

1.2 Revue empirique

La littérature empirique sur la relation entre le développement financier et la croissance économique a connu un essor considérable. Goldsmith (1969) qui a étudié l'évolution financière en longue période (1861-1963) de 35 économies principalement industrialisées à l'aide d'une approche descriptive. L'auteur a montré que le développement de ces économies s'est accompagné d'une hausse tendancielle du rapport des actifs financiers au capital réel (appelé FIR ou financial inter-relation ratio) et, en termes de flux, du rapport des émissions d'actifs financiers au produit intérieur brut.

King et Levine (1993a) ont surmonté certaines des limites de l'étude de Goldsmith (1969). Ils utilisent des régressions économétriques en coupe transversale, tout en contrôlant les effets des différentes variables pour tester leur hypothèse le lien entre le développement financier et la croissance sur un échantillon de 77 pays en développement sur la période 1960- 1989, en mettant en lumière les canaux de l'accumulation du capital et de la productivité globale des facteurs. Quatre indicateurs de développement financier ont été utilisés : l'agrégat monétaire M2 rapporté au PIB, les actifs des banques commerciales divisés par le total des actifs des banques commerciales et de la banque centrale, la part des crédits au secteur privé dans le total des crédits intérieurs et la part des crédits au secteur privé dans le PIB. Ils utilisent également quatre indicateurs de performance économique : le taux de croissance du PIB par tête réel, le taux de croissance du stock de capital, le taux de croissance

de la productivité globale des facteurs (calculé en supposant l'élasticité du capital par rapport au produit égale à 0,3) et le taux d'investissement. King et Levine montrent que chaque indicateur de développement financier est corrélé positivement à chacun des indicateurs de performance économique à un seuil de significativité de 1%.

Aussi, Rioja et Valen (2004) analysent l'impact différencié du développement financier sur la croissance économique en fonction du niveau de revenu des pays. Ils utilisent une analyse économétrique en panel dynamique (GMM) sur un échantillon de pays à revenu faible, intermédiaire et élevé pour la période allant de 1960 à 1995. Ils trouvent que dans les pays à faible revenu, le développement financier stimule la croissance principalement via une augmentation de l'accumulation du capital. En d'autres termes, l'accès au financement dans ces pays permet aux entreprises d'investir davantage dans le capital physique, ce qui est le principal moteur de croissance. En revanche, dans les pays à revenu élevé, le développement financier agit davantage en améliorant la productivité du capital. Cela signifie que les systèmes financiers bien développés aident à allouer les ressources de manière plus efficace, augmentant ainsi le rendement du capital investi et favorisant l'innovation et la productivité.

Beck et Levine (2004) démontrent, à l'aide de modèles économétriques de panel et de la méthode GMM, que des marchés financiers développés sont essentiels à la croissance économique durable. L'étude utilise des données de 40 pays sur une longue période, allant de 1976 à 1998. Ils mesurent le développement financier à travers des indicateurs tels que la capitalisation boursière (taille) et la valeur des transactions boursières (liquidité), qu'ils mettent en relation avec la croissance économique, mesurée par le taux de croissance du PIB. Leurs résultats montrent que le développement des marchés boursiers est positivement et significativement associé à la croissance économique, même après avoir contrôlé d'autres facteurs.

Bekaert et al. (2005) examinent l'impact de la libéralisation des marchés boursiers sur la croissance économique dans différents pays. Ils appliquent des techniques de régression sur données de panel sur un échantillon de 32 pays ayant entrepris des réformes de libéralisation des marchés boursiers sur une période allant de 1980 à 1999. Ils utilisent des indicateurs tels que le degré d'ouverture des marchés financiers aux investisseurs étrangers, ainsi que divers indicateurs de performance économique, tels que le taux de croissance du PIB. Les résultats montrent que les pays ayant libéralisé leurs marchés boursiers connaissent des taux de croissance économique significativement plus élevés par rapport à ceux qui n'ont pas effectué de telles réformes. Ils concluent que la libéralisation favorise l'afflux d'investissements étrangers, améliore l'efficacité des marchés et stimule l'activité économique.

Clarke et al. (2006) examinent la relation entre le développement financier et les inégalités de revenus sur un échantillon de 83 pays allant de la période de 1960 à 1995. Ils testent à la fois des modèles linéaires et non linéaires pour explorer la relation entre le développement financier et les inégalités de revenus. Ils constatent que les inégalités de revenus sont plus faibles dans les pays où les marchés financiers sont bien développés et que le développement des intermédiaires financiers (comme les banques) contribue à la réduction des inégalités, à condition que

richesse ou d'opportunités entre différents groupes au sein d'une société ou entre des pays se creusent.

l'économie continue à développer ces institutions. Leur étude apporte une perspective importante en suggérant que le développement financier peut jouer un rôle crucial dans la réduction des inégalités, mais cela dépend de la manière dont le secteur financier est structuré et évolue.

Mookerjee et Kalipioni (2010) et Law et al. (2014), soutiennent l'idée que le développement financier contribue à réduire les inégalités de revenus, conformément aux théories de Galor et Zeira (1993) et de Newman et Banerjee (1993). Ces études s'appuient sur des analyses transversales, où les auteurs analysent les variations entre plusieurs pays à un moment donné. Leurs travaux appuient l'hypothèse selon laquelle le développement financier peut réduire les inégalités de revenus. Ils observent que les pays ayant un secteur financier bien développé tendent à avoir des niveaux d'inégalité plus faibles.

Shahbaz et Islam (2011), en s'appuyant sur un modèle autorégressif (ARDL) trouvent l'absence d'une relation entre le développement financier et les inégalités de revenus au Pakistan au cours de la période 1971-2005. Par contre, dans une étude ultérieure adoptant la même approche, Shahbaz et al. (2015) montrent l'existence d'une relation non linéaire entre le développement financier et les inégalités de revenus en Iran sur la période 1965 à 2011.

Les travaux de Tiwari et al. (2013), à travers l'approche ARDL, ont montré que le développement financier creuse les inégalités de revenus entre les zones rurales et urbaines à long terme. Law et al. (2014) a étudié cette association pour un total de 81 pays au cours de la période 1985- 2010. En utilisant l'approche de cointégration à seuil, les résultats de l'étude indiquent que la relation entre développement financier et inégalités de revenus est significativement modérée par la qualité institutionnelle à l'aide des canaux de transmission habituelle du développement financier tels que l'investissement et le capital humain.

Dans l'étude de Chen et Kinkyo (2016), l'analyse porte sur la relation non linéaire entre le développement financier et les inégalités de revenus, à la fois à long terme et à court terme. Ils utilisent des méthodes économétriques adaptées à la dynamique non linéaire (modèles de cointégration ou d'erreur de correction) sur un échantillon de 88 pays couvrant la période 1961-2012. Les résultats montrent qu'à long terme le développement financier a un effet réducteur sur les inégalités de revenus, alors qu'il tend à augmenter les inégalités de revenus à court terme.

Jauch et Watzka (2016) ont analysé une relation similaire dans 138 pays développés et en développement sur la période 1960-2008. En considérant le crédit privé en pourcentage PIB pour mesurer le développement financier et en utilisant une estimation des doubles moindres carrés (2SLS) à effet fixe, les auteurs parviennent à montrer que le développement financier exerce un effet positif sur les inégalités de revenus.

De plus, Sept et Coskun (2016) ont étudié cette relation à partir d'un échantillon composé de 45 économies

émergentes sur la période 1987-2011 et en utilisant la méthode des Moments Généralisés (GMM), trouvent que le développement financier a un impact majeur sur les inégalités de revenus dans les économies émergentes à faible revenu.

Parc et Shin (2017) ont analysé la relation entre ces deux variables dans 162 pays sur la période 1960-2011. En adoptant une approche de modélisation groupée et en panel, les auteurs concluent que le développement financier contribue à réduire les inégalités de revenus jusqu'à un certain niveau, mais à mesure que le développement financier progresse, il contribue à une plus grande inégalité. En abondant le même sens, Azam et Raza (2018) étudient l'influence du développement financier sur les inégalités de revenus à travers un modèle à effets fixes sur un échantillon de pays en développement durant la période de 1990 à 2016. Ils parviennent à établir l'existence d'une courbe de Kuznets financière, indiquant que la relation entre le développement financier et les inégalités de revenus est non linéaire. Cela signifie qu'à un certain niveau de développement financier, les inégalités peuvent d'abord augmenter avant de diminuer à mesure que le développement financier se renforce davantage, suggérant que les bénéfices du développement financier peuvent ne pas être uniformément répartis à tous les niveaux de développement économique.

De toutes ces études évoquées dans la littérature aucune n'a mentionné du point de vue macroéconomique le rôle que peut jouer l'investissement direct étranger, l'épargne, l'aide publique au développement et le transfert des fonds des migrants dans la relation entre le développement financier et les inégalités de revenus. Cependant, comme contribution à la littérature existante, cet essai utilise l'investissement direct étranger, l'épargne, l'aide publique au développement et le transfert des fonds des migrants comme canaux de transmissions par lesquels le développement financier agit sur les inégalités de revenus.

2. Méthodologie

Notre modèle économétrique d'analyse repose sur la méthode de panel dynamique qui incorpore un ou plusieurs retards de la variable dépendante inégalité de revenus (INEQ).

En effet, dans le but d'examiner l'effet du développement financier sur la croissance et les inégalités de revenus entre pays de la zone franc, nous nous inspirons des travaux de Chen et Kinkyo (2016). Cet article nous permettra à travers un modèle ARDL, d'estimer l'effet du développement financier sur les inégalités de revenus.

Selon Pesaran et al. (1999), la régression dynamique sur des panels hétérogènes peut être intégrée dans un modèle de correction d'erreur en utilisant la technique ARDL (p, q) à décalage distribué autorégressif. Cette approche est illustrée, entre autres, par Loayza et Ranciere, (2006) et se présente ainsi :

$$\Delta(y)_{it} = \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varphi_i((y_{i,t-1}) - (\beta_0^i + \beta_1^i (X_{i,t-1}))) + e_{it} \quad (1)$$

Où y représente le PIB par habitant, X est un ensemble de variables explicatives incluant les indicateurs de développement financier. Les coefficients associés aux variables dépendantes et indépendantes décalées représentent les effets à court terme, tandis que les

coefficients β capturent les effets à long terme. e_{it} le coefficient de vitesse d'ajustement vers l'équilibre à long terme. Les indices i et t désignent respectivement le pays et le temps.

2.1. Données et source

Les données de notre échantillon concernent

essentiellement les pays de la zone franc Afrique sur la période 2006-2019, à l'exception de la Guinée-Equatoriale, de la Centrafrique et du Tchad dont les séries comportent de nombreuses données manquantes. Les données utilisées proviennent essentiellement de la base World Development Indicators (WDI) mise à jour en 2019.

Tableau 1 : Définition des variables et sources.

Variables	Définition	Sources de données
$INEQ_{i,t}^6$	Écart de revenus entre les pays à l'année t	Auteur
APD_PIB	Aide publique au développement	WDI
DE_EXP	Dette extérieure	WDI
PIBhbt	Produit intérieur brut par habitant	WDI
CredPriv	Crédit intérieur fourni au secteur privé	WDI
M3tcPib	Masse monétaire	WDI
TFM_PIB	Les transferts de fonds des migrants	WDI
EpIB	Épargne intérieure brute	WDI
IDE_PIB	Investissement direct étranger	WDI

Source : auteur

2.2. Méthode d'estimation

L'équation (1) peut être estimée à l'aide de trois estimateurs différents : le modèle de groupe moyen (MG) de Pesaran et Smith (1995), l'estimateur de groupe moyen groupé (PMG) développé par Pesaran et al. (1999) et l'estimateur dynamique à effets fixes (DFE). Les trois estimateurs considèrent l'équilibre à long terme et l'hétérogénéité du processus d'ajustement dynamique et sont calculés par maximum de vraisemblance (Demetriades et Law, 2006). Pesaran et Smith (1995), Pesaran (1997) et Pesaran et Shin (1999) présentent le modèle de décalage distribué autorégressif (ARDL) sous forme de correction d'erreur comme un test de cointégration relativement nouveau. Cependant, l'accent est mis ici sur la nécessité de disposer

D'estimations cohérentes et efficaces des paramètres dans une relation à long terme. Selon Johansen (1995), Philipps et Hansen (1990), les relations à long terme n'existent que dans le contexte de la cointégration de variables ayant le même ordre d'intégration. Néanmoins, Pesaran et Shin (1999) affirment que l'ARDL en panel peut être utilisée même avec des variables avec un ordre d'intégration différent, que les variables étudiées soient I (0) ou I (1). En outre, les effets à court et à long terme peuvent être estimés simultanément à partir d'un ensemble de données présentant de grandes dimensions transversales et

⁶ Cet indicateur s'interprète comme le gap de revenu entre le pays i de l'échantillon, et la Côte-d'Ivoire étant le pays qui a enregistré les PIB par tête le plus élevé de l'Union sur toute la période 2006-2019.

$$INEQ_{it} = \ln \left(\frac{Y_{i,t}}{Y_{CIV,t}} \right)$$

temporelles. Enfin, le modèle ARDL, en particulier PMG et MG, fournit des coefficients cohérents malgré la présence possible d'endogénéité, car il inclut des décalages de variables dépendantes et indépendantes (Pesaran et al, 1999). Pour mieux comprendre les caractéristiques clés des trois différents estimateurs du panel dynamique, nous présentons les hypothèses relatives à chaque estimateur.

a) Modèle de moyenne de groupe agrégée (PMG)

La principale caractéristique de PMG est qu'elle autorise les coefficients à court terme, y compris les intersections, la vitesse d'ajustement aux valeurs d'équilibre à long terme et la variance des erreurs d'être hétérogènes pays par pays, tandis que les coefficients de pente à long terme sont limités pour être homogènes d'un pays à l'autre. Ceci est particulièrement utile lorsqu'il y a des raisons de penser que la relation d'équilibre à long terme entre les variables est similaire d'un pays à l'autre ou, au moins, d'un sous-ensemble d'entre elles. L'ajustement à court terme est autorisé à être spécifique à chaque pays, en raison de l'impact très différent de la vulnérabilité aux crises financières et aux chocs externes, des politiques de stabilisation, de la politique monétaire, etc. Cependant, la validité, la cohérence et l'efficacité de cette méthodologie sont soumises à plusieurs exigences. Premièrement, l'existence d'une relation à long terme entre les variables d'intérêt nécessite que le coefficient du terme de correction d'erreur soit négatif et ne soit pas inférieur à -2.

Deuxièmement, une hypothèse importante pour la cohérence du modèle ARDL est que le résidu résultant du modèle de correction d'erreur ne soit pas corrélé en série et que les variables explicatives peuvent être traitées comme étant exogènes. Ces conditions peuvent être

Remplie en incluant les retards ARDL (p, q) pour les variables dépendantes (p) et indépendantes (q) sous forme de correction d'erreur. Eberhardt et Teal (2011) soutiennent que

le traitement de l'hétérogénéité est essentiel pour comprendre le processus de croissance. Par conséquent, le non-respect de ces conditions produira une estimation incohérente dans PMG.

b) Estimateur de moyenne de groupe (MG)

La deuxième technique (MG) introduite par Pesaran et Smith (1995) consiste à estimer des régressions distinctes pour chaque pays et à calculer les coefficients en tant que moyennes non pondérées des coefficients estimés pour chaque pays. Cela n'impose aucune restriction. Cela permet à tous les coefficients de varier et d'être hétérogènes à court et à long terme. Cependant, la condition nécessaire pour la cohérence et la validité de cette approche est de disposer d'une dimension suffisamment grande de la série chronologique des données.

La dimension transnationale devrait également être importante (pour inclure environ 20 à 30 pays). De plus, pour les petits N, les estimateurs moyens (MG) de cette approche sont assez sensibles aux valeurs aberrantes et aux permutations de petits modèles (voir Favara, 2003).

c) Modèle à effets fixes dynamiques (DFE)

Enfin, l'estimateur dynamique à effets fixes (DFE) est très similaire à l'estimateur PMG et impose des restrictions sur le coefficient de pente et les variances d'erreur égales dans tous les pays à long terme. Le modèle DFE limite en outre le coefficient de vitesse de réglage et le coefficient de rendement à court terme. Cependant, le modèle comporte des interceptions spécifiques à chaque pays. DFE dispose

d'une option de cluster pour estimer la corrélation intragroupe avec l'erreur type (Blackburne et Frank, 2007). Néanmoins, Baltagi et al. (2000) soulignent que ce modèle est soumis à un biais d'équation simultané en raison de l'endogénéité entre le terme d'erreur et la variable dépendante retardée dans le cas d'échantillon de petite taille.

En résumé, notre panel comprend 11 pays sur une période de 13 ans, ce qui signifie que le nombre d'années est supérieur au nombre d'unités de l'échantillon croisé. Les variables peuvent ne pas être stationnaires, mais de type I (1), et le modèle est probablement dynamique. Dans ce contexte, l'utilisation d'un modèle ARDL en panel, tel que proposé par Pesaran et Smith (1995) et Pesaran et al. (1999), est plus appropriée. Selon ces auteurs, l'avantage par rapport aux autres méthodes dynamiques en panel, comme les effets fixes, les variables instrumentales ou les

estimateurs GMM proposés par Anderson et Hsiao (1981, 1982), Arellano (1989), Arellano et Bover (1995), est que ces méthodes peuvent générer des estimations incohérentes de la moyenne des paramètres, à moins que les coefficients ne soient identiques entre les pays.

Par conséquent, la méthode d'estimation ARDL est plus appropriée pour cette étude de panel, qui comprend 11 pays et 13 périodes temporelles. En raison des avantages qu'elle offre, nous avons opté pour la méthode d'estimation ARDL proposée par Pesaran et Smith (1995) et Pesaran et al. (1999).

3. Résultats et interprétations

3.1. Statistiques descriptives

Le tableau 2 résume les propriétés statistiques des variables utilisées.

Le tableau 2 : résumé des propriétés statistiques des variables utilisées.

Variable	Obs	Mean	Std. Dev	Min	Max
INEQ	154	1,003221	1,230797	0,2400119	6,037357
PIBhbt	154	1,337512	2,948126	-10,84078	8,499803
CredPriv	154	15,39309	6,718785	2,01042	30,41711
M3tcPib	154	25,68941	8,126607	9,384471	49,40396
APD_PIB	154	56,24294	29,71857	8,632687	296,3327
IDE_PIB	154	3,751988	5,605649	-10,21474	37,32298
EpIB	154	19,18534	17,08871	-9,533006	62,53645
TFM_PIB	154	3,257652	3,177829	0,0705319	10,79154

Source : Auteur à partir du logiciel Statal 17

Les résultats du tableau 2 présentent une synthèse des principales statistiques descriptives des variables du modèle. On constate qu'en moyenne le crédit au secteur privé fourni par les institutions financières s'établit à 15,39% du PIB pour l'ensemble des pays de la zone franc Afrique. Ce qui traduit un niveau de développement financier assez faible dans les pays de la zone franc Afrique.

L'octroi de crédit au secteur privé par les banques le plus faible a été enregistré en République du Congo en 2006 (2,01%) et le plus important au Togo en 2016 (30,42%).

L'écart-type de cette même variable est estimé à 6,72% et s'éloigne de la moyenne traduisant ainsi une volatilité du crédit accordé au privé par les banques entre les pays de la zone franc Afrique sur la période entre 2006 à 2019.

Sur l'échantillon étudié, le taux de croissance du PIB moyen par habitant est de 1,337512%. L'écart-type de cette même variable s'établit à 2,948126% et s'éloigne de la moyenne traduisant ainsi une forte variabilité entre les pays, mettant en évidence la trajectoire instable des économies des pays de la zone franc Afrique sur la période entre 2006 à 2019, marquées par de nombreuses crises. Le taux de croissance du PIB moyen par habitant le plus faible a été enregistré en République du Congo en 2016 (-10,84078%) et le plus important en Côte d'Ivoire en 2013 (8,499803%).

On note néanmoins une dispersion de l'écart-type autour de la moyenne plus ou moins élevée des inégalités de revenus. Le Niger a enregistré le ratio des inégalités de revenus le plus faible (0,24) par rapport à la Côte d'Ivoire entre 2006 à 2019. Cependant, le Sénégal a enregistré le ratio le plus élevé. Autrement dit, les inégalités de revenus (6,04) entre le Sénégal et la Côte d'Ivoire restent les moins prononcées

de la zone sur la période 2006 à 2019.

En moyenne l'aide publique au développement représente 56,24% du PIB dans les pays de la zone franc Afrique. Ainsi sa valeur la plus importante est de 296,33% et a été enregistrée par la République du Congo en 2010 et sa valeur minimale s'élève à 8,63% et a été enregistré par la Côte d'Ivoire en 2007.

La masse monétaire annuelle moyenne dans les pays de la zone franc est de 25,69% du PIB sur la période de 2006 à 2019. Ainsi, sa valeur la plus élevée (49,40%) a été enregistrée par la Guinée-Bissau en 2015. Par contre, sa valeur minimale est de 9,38% et est enregistré par le Niger en 2006.

Les transferts de fonds des migrants dans les pays de la zone franc s'élèvent en moyenne à de 3,26% du PIB. Ainsi, sa valeur la plus élevée est de 10,79% et a été enregistrée par le Sénégal en 2019 et sa valeur minimale est de 0,07% et celle-ci est enregistrée par la République du Congo en 2016.

On note également qu'en moyenne le flux d'IDE s'élève à 3,75% du PIB dans les pays de la zone franc Afrique. En effet sa valeur la plus importante s'élève à 37,32% et a été enregistrée par le Congo en 2017. Par contre, sa valeur minimale est établie à -10,21% et est enregistrée par le même pays en 2019.

En moyenne l'épargne intérieure sur l'ensemble des pays de la zone franc Afrique est de 19,18% sur la période 006 à 2019. Ainsi, sa valeur maximale s'élève de 62,53% et est enregistrée par la République du Congo en 2012. En revanche, sa valeur minimale est de -9,53% en 2010 et est enregistrée par la Guinée-Bissau.

3.2. Corrélation entre les variables

Tableau 3 : Matrice de corrélation.

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
(1) PIBhbt	1.00							
(2) CredPriv	0.14 *	1.00						
(3) M3tcPib	0.15 *	0.66***	1.00					
(4) EpIB	-0.14 *	-0.32***	-0.26***	1.00				
(5) TFM_PIB	0.07	0.54***	0.59***	-0.59***	1.00			
(6) IDE_PIB	-0.23***	-0.20***	-0.15*	0.43***	-0.20***	1.00		
(7) APD_PIB	0.22***	-0.06	0.06	-0.10	0.21***	-0.05	1.00	
(8) DE_EXP	0.08	0.31***	0.23***	-0.01	-0.06	-0.10	-0.03	1.00

Source : Auteurs à partir du logiciel Stata 17, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

La matrice de corrélation révèle l'existence d'une relation positive et significative entre le taux de croissance du PIB par habitant et le développement financier. En effet, elle renseigne aussi que les variables TFM_PIB et M3tcPib sont fortement corrélées à la variable CredPriv. Par ailleurs, la variable TFM_PIB est aussi à la fois fortement corrélée aux variables EpIB et M3tcPib. Toutefois, la forte corrélation entre ces différentes variables explicatives laisse présager l'existence d'une multi-colinéarité entre celles-ci.

3.3. Test de racine unitaire

Les résultats du tableau 4 montrent que les variables sont, soit stationnaires en niveau, soit en différence première. Cependant, lorsque toutes les variables sont considérées en différence première, elles apparaissent stationnaires. Les

résultats des tests de racine unitaire montrent qu'aucune des variables n'est intégrée d'un ordre supérieur à 1. Par conséquent, Pesaran et al., (2001) montrent qu'à cette condition, il y a existence d'une relation de long terme entre les variables. Le test de racine unitaire nous apprend que deux de nos variables sont stationnaires en niveau (*PIBhbt*, *APD_PIB*). Par contre, les autres variables sont stationnaires en différence première. Dans l'approche ARDL en panel, un test de racine unitaire est appliqué pour exclure la possibilité de variables I (2). Aucune des variables n'est d'ordre I (2). Le Panel

ARDL semble donc être une technique plus appropriée pour l'estimation dans les circonstances actuelles.

Tableau 4 : Stationnarité des variables.

	Levin, Lin & Chu		Augmented Dickey-Fuller		Breitung		Résultats
	Level	1st diff	Level	1st diff	Level	1st diff	
PIBhbt	-8.993***	-4.8307 ***	10.4769***	9.7721 ***	-4.852***	-5.3544***	I(0)
INEQ	-0.2909	-5.0452***	-1.4188	4.5200***	-0.2668	-3.3508***	I(1)
CredPriv	-4.170***	-3.8788***	1.1358	4.1236***	3.0782	-3.8343***	I(1)
M3tcPib	-0.6301	-7.1234***	-1.3963	12.8724***	2.6006	-3.8189***	I(1)
EpIB	-2.176***	-4.7861***	1.3807*	5.9499***	0.5975	-5.9506***	I(1)
TFM_PIB	-2.291***	-6.2134***	1.7727**	10.0811***	0.0221	-5.3226***	I(1)
IDE_PIB	-1.1621	-2.4941***	1.7183**	5.6711***	-2.721***	-6.0366***	I(1)
APD_PIB	-5.608***	-7.2891***	7.9300***	10.678***	-3.222***	-7.761***	I(0)

Source : Auteurs à partir du logiciel Statal 17, 2024 (***), (**) et (*) indiquent respectivement la significativité des variables au seuil de 1%, 5% et 10%.

Cependant, étant donné que notre variable endogène (*PIBhbt*, *INEQ*) et la variable d'intérêt (*CredPriv*) sont toutes deux intégrées d'ordre 1, cela suggère qu'il pourrait exister une relation à long terme entre la croissance économique ou les inégalités de revenus et le développement financier. Par conséquent, le test de cointégration de Pedroni (1999)⁷ nous aidera à identifier cette relation structurelle.

3.4. Interprétation des résultats

Les résultats du tableau 5 révèlent que le coefficient des erreurs est négatif et significatif. De plus, toutes les valeurs absolues de ces coefficients sont inférieures à 2. Nous pouvons alors estimer la relation de long terme entre les variables.

a) Effet direct du développement financier sur la croissance économique

Les résultats des estimateurs PMG, MG et DFE pour la

relation entre développement financier et croissance économique sont présentés dans le tableau (5). Ce tableau présente les résultats récapitulatifs des estimations de la méthode (PMG), (MG) et (DFE) ainsi que le test Hausman H pour mesurer l'efficacité comparative et la cohérence entre eux.

Les résultats indiquent que la mesure du développement financier est statistiquement significative et négative à long terme et aucun impact significatif à court terme sur la croissance économique selon l'estimateur PMG, alors que l'estimateur DFE suggère un coefficient positif et non significatif à long terme et à court terme. Le modèle MG, quant à lui, suggère un impact négatif et non significatif du développement financier sur la croissance à long terme. Le test de Hausman examine la validité de la restriction d'homogénéité à long terme entre pays, et donc l'efficacité de l'estimateur PMG par rapport aux autres estimateurs. Comme prévu, le test de Hausman accepte l'hypothèse nulle de la restriction d'homogénéité des régresseurs à long terme, ce qui indique que le PMG est un estimateur plus efficace que MG.

Alors que, le coefficient du développement financier est de (-0,09774), l'aide publique au développement est de (0,02624), l'épargne intérieure brute est de (0,32074) et les

⁷ Les tests utilisés constituent un ensemble mis en œuvre par Pedroni (1999) et suivent asymptotiquement une loi normale. Ils ne précisent pas le nombre de relations de cointégration, mais testent si des variables intégrées d'ordre un, admettent une relation de long terme ou non.

transferts de fonds des migrants (-1,0534), selon les résultats du système PMG à long terme, seul les investissements directs étrangers ont un impact positif et significatif sur la croissance à court terme. Par conséquent, le développement financier, les transferts de fonds des migrants ont un effet négatif sur la croissance des pays de la zone franc Afrique. Bien que les variables relatives à l'aide publique au développement, l'épargne intérieure brute et les investissements directs étrangers sont statistiquement significatives et positives dans les estimations DFE et PMG, elles apparaissent de manière non significative dans les estimations MG.

Le terme Correction d'erreur correspond au résidu retardé issu de l'équation d'équilibre de long terme. Son coefficient estimé est négatif et largement significatif, confirmant ainsi l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur. Ce coefficient, qui exprime le degré avec lequel la variable développement financier sera rappelée vers la cible de long terme, est estimé à -0,8225 pour notre modèle PMG, traduisant ainsi un ajustement à la cible de long terme relativement rapide.

Les résultats des estimations de court terme montrent que le taux de croissance du PIB par habitant dépend positivement des investissements directs étrangers. Ils demeurent le seul facteur important à court terme. Cette variable présente un coefficient élevé (0,49157) et très significatif au seuil de 1%. Plus précisément, les résultats montrent qu'une augmentation de 1% des investissements directs étrangers dans les pays de la zone franc Afrique augmente le taux de croissance du PIB par habitant de près de cinq points de base en pourcentage à court terme.

L'analyse de ce tableau indique que le développement financier traduit par les crédits accordés au secteur privé par les institutions financières explique significativement le niveau du taux de croissance des pays de la zone franc Afrique. A long terme, le coefficient est négatif. Par conséquent, le développement financier diminue la croissance du PIB dans les pays de la zone franc Afrique. Plus précisément, les résultats montrent qu'une

augmentation de 1% du crédit accordé par les institutions financières au secteur privé dans les pays de la zone franc Afrique diminue le taux de croissance du PIB par habitant d'un point de base en pourcentage à long terme. Ce résultat montre que la sphère financière est loin d'impacter positivement la croissance économique, et les innovations financières demeurent faibles et ne permettent pas de donner un coup de relance aux jeunes entrepreneurs en termes de financement des projets, chose qui freine le niveau de l'investissement, et par conséquent, la croissance économique dans les pays de la zone Franc Afrique.

Le fait que le crédit au secteur privé soit associé négativement à la croissance réelle par tête pourrait s'expliquer par le fait que le secteur privé ne bénéficie pas de crédits nécessaires pour financer le cycle d'exploitation. Ceci est pertinent dans la mesure où c'est le secteur privé qui crée la richesse (Toussaint, 2006). L'effet immédiat ne peut se traduire que par une faiblesse de la croissance économique.

Par ailleurs à long terme, les résultats concluent à un effet positif de l'épargne intérieure brute et de l'aide publique au développement sur le taux de croissance par habitant dans les pays de la zone franc Afrique. En effet, les résultats indiquent un coefficient positif et significatif de ces variables à long terme. Par exemple, une augmentation de 1% de l'épargne intérieure brute accroît le taux de croissance du PIB par habitant de plus de trois points de base en pourcentage. Ces résultats s'expliquent par le fait que les effets positifs de l'épargne intérieure brute et de l'aide publique au développement nécessitent un temps nécessaire pour affecter le niveau du PIB par habitant des pays de la zone franc Afrique. Aussi l'épargne intérieure brute constitue une source de financement pour les investissements domestiques et permet aux entreprises et aux gouvernements d'investir dans des projets productifs. Une épargne intérieure élevée réduit la dépendance d'un pays vis-à-vis des capitaux étrangers et les risques associés aux flux de capitaux volatils et à la dette extérieure.

Tableau 5 : Résultats d'Estimation.

Variables	PMG		MG		DFE	
	CT	LT	CT	LT	CT	LT
ECT	-0,82250*** (-0,15499)	-	-1,16473** (-0,57424)	-	-1,0901*** (-0,09121)	-
CredPriv	0,27546 (-0,21281)	-0,09774** (-0,03992)	1,17918 (-1,21618)	-0,0653 (-0,48057)	0,11158 (-0,14895)	0,06521 (-0,06181)
APD_PIB	-0,00675 (-0,01885)	0,02624*** (-0,00898)	-0,00499 (-0,04905)	-0,0026 (-0,04663)	-0,01322 (-0,00883)	0,03013*** (-0,01058)
EpIB	0,09473 (-0,13693)	0,32074*** (-0,04805)	-0,03406 (-0,33811)	0,44710* (-0,25292)	0,02897 (-0,07214)	0,2106*** (-0,05646)
TFM_PIB	1,00963 (-1,60396)	-1,0534*** (-0,19318)	-21,44346 (-13,06623)	10,26426 (-17,0617)	-0,26174 (-0,37093)	-0,19044 (-0,32918)
IDE_PIB	0,49157*** (-0,22182)	0,00648 (-0,02657)	-1,39648 (-1,18225)	0,56088 (-0,63023)	0,06195 (-0,05849)	-0,10553 (-0,07580)
Constante	-2,81342 (-3,34625)		5,69032 (-14,9728)		-4,84936*** (-1,858993)	
Observations	143		143		143	
Test de Hausman	DFE vs PMG: 0,0000		MG vs DFE : 0,7580		MG vs PMG : 0,8577	

Source : Auteurs à partir du logiciel Stata 17 (***), (**) et (*) indiquent respectivement la significativité des variables au seuil de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèses représentent les t-statistiques

a) Effet direct du développement financier sur les inégalités de revenus

Comme le montrent nos résultats, les paramètres estimés

sont plus ou moins meilleurs et conformes à la littérature économique. La variable INEQ mesurant les inégalités de revenus est corrélée négativement et de façon significative

avec la variable développement financier (CredPriv) au seuil de 5%. Ce résultat confirme une de nos hypothèses de départ selon laquelle, le développement financier exerce un effet négatif sur les écarts de revenus entre pays. Autrement dit, le développement financier réduit les inégalités de revenus entre le reste des pays de la zone Franc Afrique et la Côte d'Ivoire à long terme. Ainsi, une variation de 1% du développement financier réduit les écarts de revenus entre pays de la zone Franc Afrique et la Côte d'Ivoire de 0,08%.

Ces résultats montrent bien que le développement financier joue un rôle crucial dans la réduction des écarts de revenus. Cependant, l'ampleur de l'impact du développement financier sur l'indicateur d'écart de revenus diffère d'une zone à une autre. Pour la zone UEMOA, les résultats montrent que le coefficient du développement financier est significatif avec un signe négatif uniquement à long terme, donc un niveau du développement financier important dans cette zone peut entraîner une croissance économique faible et amener un écart important du PIB par tête par rapport à celui de la Côte d'Ivoire contrairement à la zone CEMAC où le coefficient est non significatif avec un signe négatif. Ce résultat est conforme aux travaux de Aghion et Bolton (1993 ; 1997) ; Galor et Zeira (1993) ; Banerjee et Newman (1993). En effet, dans leurs modèles respectifs, tous ces auteurs ont conclu que les inégalités de revenus sont à l'origine de l'asymétrie de l'information du crédit et que

celle-ci réduit à son tour l'accès au crédit.

Concernant l'épargne intérieure, il est affecté d'un coefficient positif et significatif à court terme pour toutes les zones. A court terme, une augmentation d'épargne intérieure de 1%, accroît les écarts de revenus de 0,02% entre les pays Franc Afrique et la Côte d'Ivoire ; de 0,0023% entre les pays de l'UEMOA et la Côte d'Ivoire et de 0,06% entre les pays de la zone CEMAC et la Côte d'Ivoire. Cependant, aucune zone particulière n'est affectée par cette variable à long terme en dehors de la zone Franc Afrique où elle est significativement positive avec un coefficient de 0,07%.

Par ailleurs, la variable transferts de fonds captés par l'indicateur TFM_PIB réduit les écarts de revenus uniquement à court terme entre les pays de la zone UEMOA et la Côte d'Ivoire de 0,0056%. De même, la comparaison des résultats pour les différentes zones, montre que la variable investissement direct étranger explique l'écart de revenus avec la Côte d'Ivoire uniquement dans la Zone CEMAC à court terme avec un coefficient significativement

Négatif de 0,0147%. Ce résultat est conforté par les travaux de Easterly (2002) qui montrent que les inégalités de revenus ont un impact négatif non négligeable sur les facteurs importants qui déterminent les performances économiques notamment l'investissement.

Tableau 6 : Résultats d'Estimation.

VARIABLES	ZONE FRANC		UEMOA		CEMAC	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Estimation à long terme						
CredPriv	-0,0808**	0,0362	-0,014***	0,0041	-0,5781	0,8181
APD_PIB	0,00019	0,0049	-0,0004	0,0007	-0,0306	0,0406
EpIB	0,0747**	0,0305	0,0005	0,0031	-0,0229	0,2465
TFM_PIB	0,0708	0,1543	0,0026	0,0126	12,8083	20,7885
IDE_PIB	-0,0062	0,0354	0,0048	0,0059	0,1217	0,2049
Estimation à court terme						
Correction d'erreur	-0,151***	0,0544	-0,248***	0,0639	-0,0924	0,1157
Δ CredPriv	0,0050	0,0095	0,0022	0,0015	0,0618	0,0418
Δ APD_PIB	-0,0003	0,0005	0,00005	0,00014	-0,0004	0,0012
Δ EpIB	0,0199***	0,0047	0,0023***	0,0008	0,0623***	0,0180
Δ TFM_PIB	-0,0140	0,0235	-0,0056 *	0,0033	-0,823	0,6645
Δ IDE_PIB	-0,0028	0,0038	-0,0006	0,0012	-0,0147 *	0,0079
Constante	0,0661	0,1251	0,1802***	0,0409	0,4431	0,7808
Observations	143	143	112	112	42	42

Source : Auteurs à partir du logiciel Stata 17 (***), (**) et (*) indiquent respectivement la significativité des variables au seuil de 1%, 5% et 10%.

Conclusion et implications de politique économique

Cet essai analyse l'effet du développement financier sur la croissance et les inégalités de revenus entre le reste des pays de la zone Franc et la Côte d'Ivoire, à l'aide de la méthode ARDL sur un panel dynamique. L'analyse est réalisée à partir d'un échantillon composé de onze (11) pays de la zone Franc Afrique exception faite à la Guinée Équatoriale, au Tchad et à la République centrafricaine et la période d'étude s'étend de 2006 à 2019, et l'essentiel des données ont été recueillies à partir de la base de données de la Banque Mondiale.

En nous appuyant sur les travaux de Branko Milanovic (2017) pour l'étude de la relation entre le développement financier et les inégalités de revenus, nous avons défini un indicateur d'inégalités qui mesure la distance à la frontière comme étant le rapport du PIB par tête d'un pays donné sur

celui de la Côte d'Ivoire, celle-ci étant le pays "leader" de la zone Franc Afrique en termes de niveau de PIB par tête. Une hausse de cet indicateur traduit une baisse (convergence) des inégalités de revenus.

L'usage d'un modèle de panel ARDL avec une estimation DFE, nous a permis de mettre en exergue un certain nombre de résultats dont les principaux indiquent que le développement financier influence l'écart de revenus entre le reste des pays de la zone Franc Afrique et la Côte d'Ivoire. Pour l'échantillon global des pays en développement retenu, le développement financier n'a aucun effet sur les inégalités de revenus entre le reste des pays de la zone Franc et la Côte d'Ivoire à court terme. En revanche, à long terme, il diminue les inégalités de revenus entre le reste des pays de la zone Franc et la Côte d'Ivoire. Toutefois, nos résultats montrent que par le canal de

l'épargne intérieure brute et des transferts de fonds des migrants, le développement financier exerce un effet sur la croissance dans les pays de zone Franc Afrique. Ainsi, toute politique gouvernementale visant à réduire les inégalités de revenus doit privilégier aussi bien l'épargne intérieure comme mode financement mais également faciliter les transferts des fonds des migrants vers les investissements productifs.

Cela revient à dire que le secteur financier doit promouvoir des investissements qui visent l'accumulation du capital entre les pays de la zone Franc Afrique. Ces politiques pourront permettre d'agir directement sur les inégalités de revenus d'une part et d'autre part, d'influencer indirectement sur les autres formes d'inégalités sociales.

References

1. Aghion P., Howitt P., Mayer-Foulkes D., 2004, The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence, NBER Working Paper, 10358.
2. Anderson, T. W., Hsiao, C., 1982, Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of Econometrics*, 18,1, 47-82.
3. Arellano, M., Bover, O., 1995, Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models, *Journal of Econometrics*, 68, 1, 29-52.
4. Azam, M., Raza, S. A., 2018, Financial development and income inequality in Pakistan: Evidence from a nonlinear approach. *Journal of Economic Policy Reform*, 21,3, 218-233.
5. Baltagi, B. H., 2000, *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*, New York, JAI.
6. Banerjee, A., Newman, A., 1993, Occupational Choice and the Process of Development", *Journal of Political Economy*, vol. 101, pp. 274-298.
7. Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R., 2004, Finance, Inequality and Poverty: Cross-Country Evidence, World Bank Policy Research Working Paper, 3338.
8. Bekaert, G., Harvey, C. R., Lundblad, C., 2005, Does Financial Liberalization Spur Growth? *Journal of Financial Economics*, 77,1, 3-55.
9. Blackburne, E. F., Frank, M. W., 2007, Estimation of nonstationary heterogeneous panels. *Stata Journal*, 7,2, 197-208.
10. Brei, M., Pazarbasioglu, C., Vandenbussche, J., 2018, Financial Development and Economic Growth: A Critical Survey. *Journal of Economic Surveys*, 32, 1, 175-197.
11. Chen, W., Kinkyo, T., 2016, Financial development and income inequality: Long-run relationship and short-run heterogeneity. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52,3, 733-742.
12. Clark, G. L., B. B. M. G. L. M., D. L. M., 2006, Financial Development and Economic Growth: A Review. *The International Journal of Banking, Accounting and Finance*, 1,1, 1-25.
13. Easterly, W., 2002, Can Foreign Aid Buy Growth? *The Journal of Economic Perspectives*, 17,3, 23-48.
14. Eberhardt, M., Teal, F., 2011, Econometrics for grumpy economists: A personal view of the challenges of empirical research in developing countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 73,2, 285-313.
15. Favara, G., 2003, An Empirical Reassessment of the Relationship Between Finance and Growth. Humboldt University Berlin, Department of Economics, Discussion Paper No. 2003-26.
16. Galor, O., Zeira, J., 1993, Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, 60, 1, 35-52.
17. Goldsmith, R., 1969, *Financial Structure and Development*. New Haven: Yale University Press., 47-56.
18. Greenwood, J., Jovanovic, B., 1990, Financial Development, Growth and the Distribution of Income. *Journal of Political Economy*, 98, 5, 1076-1107
19. Gurley, J. G., Shaw, E. S., 1960, *La monnaie dans une théorie des actifs financiers*, Traduit par le centre de traductions économiques de perpignan. Edition Cujas, 1974.
20. Jauch, S., Watzka, S., 2016, The Impact of Financial Development on Economic Growth: Evidence from a Panel of Developed Countries. *International Review of Financial Analysis*, 46, 218-228.
21. Johansen, S., 1995, *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press.
22. King, R., Levine, R., 1993a, Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-738.
23. Lakner, C., Milanovic, B., 2016, *Global Inequality Trends: 1820-2013*. World Bank Policy Research Working Paper, No. 7845.
24. Law, S. H., Habibullah, M. S., 2009, The Impact of Financial Development on Economic Growth: A Comparative Study of Malaysia and Thailand. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 30, 2, 35-50.
25. Law, S. H., Azman-Saini, W. N. W., Ibrahim, M. H., 2014, Institutional quality thresholds and the finance-growth nexus. *Journal of Banking & Finance*, 44, 282-294.
26. Levine, R., 1997, Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature*, 35, 2, 688-726.
27. Levine, R. et Zervos S., 1998, Stock Markets, Banks, and Economic Growth, *American Economic Review*, 88, 3, 537-558.
28. Loayza, N., Rancière, R., 2006, Financial development, volatility, and growth. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38, 4, 933-954.
29. MacKinnon R. I., 1973, *Money and capital in economic development*. Brookings Institution Press.
30. Meniago, C., Asongu, S. A., 2018, The Effect of Financial Development on Economic Growth: Evidence from the African Continent. *African Development Review*, 30, 1, 62-75.
31. Mookerjee, R., Kalipioni, P., 2010, Availability of financial services and income inequality: The evidence from many countries. *Emerging Markets Review*, 11, 4, 404-408
32. Naceur, S. B., Zhang, Z., 2019, Financial Development and Economic Growth: New Evidence from the Arab World. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 58, 1-18.
33. Parc, J., Shin, W., 2017, Do institutional quality and financial development mitigate the effect of income inequality on economic growth? *Review of Development Economics*, 21, 4, 878-895.

34. Pesaran, M. H., Smith, R., 1995, Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 68, 1, 79-113.
35. Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. P., 1999, Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American statistical Association*, 94, 446, 621-634.
36. Rajan, R., Zingales, L., 2003, The Great Reversals : the Politics of Financial Development in the 20th Century. *Journal of Financial Economics*, 69, 5–50.
37. Rioja, Valen, 2004, Does one size fit all ? A reexamination of the finance and growth relationship. *Journal of Development Economics*, 74, 2, 429-447.
38. Robinson, J., 1959, *The Accumulation of Capital*. London Press (Macmillan)
39. Schumpeter, A. J., 1911, *The Theory of Economic Development*. Harvard University Press.
40. Schumpeter, A. J., 1912, *The Theory of Economic Development*. Duncker & Humblot.
41. Sehrawat, M., Giri, A. K., 2015, Financial Development and Economic Growth: Evidence from the BRICS Countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5, 1, 146-152.
42. Sept, T., Coskun, Y., 2016, Financial development and income inequality in Turkey: An empirical investigation. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6, 2, 492-497.
43. Shahbaz, M., Islam, F. M., 2011, Financial Development and Economic Growth: New Evidence from Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 50, 4, 383-393.
44. Shahbaz, M., Khan, M. A., Ahmed, K., 2013, The relationship between financial development and economic growth: Evidence from Pakistan. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3, 1, 103-117.
45. Shaw, S., 1973, Financial Deepening in Economic Development. *Economic and Development Cultural Change*, 15, 3.
46. Tiwari, A. K., Shahbaz, M., Islam, F., 2013, Does financial development increase rural–urban income inequality? Cointegration analysis in the case of India. *International Journal of Social Economics*, 40, 2, 151-168.
47. Toussaint, E., 2006, *L'Afrique face à ses créanciers : L'odieux héritage des dettes publiques*. Éditions La Découverte.