

Finance numérique et inégalités des revenus dans les pays de la communauté économique des pays des grands lacs (CEPGL) : une analyse dynamique en données de panel 2000-2024

Digital finance and income inequality in the economic community of the great lakes countries (CEPGL): a dynamic panel data analysis 2000–2024

Vincent RUKUNDO KAREMERA

Université des Martyrs du Congo, République Démocratique du Congo

Université de Ngaoundéré, Cameroun

Résumé. La finance numérique est souvent présentée comme un instrument susceptible de favoriser une croissance plus inclusive en élargissant l'accès aux services financiers et aux opportunités économiques. Cependant, ses effets distributifs peuvent dépendre du niveau d'infrastructures, de l'inclusion financière et de la qualité des institutions. Cet article analyse l'effet du développement de la finance numérique sur les inégalités de revenus dans les pays de la Communauté Economique des Pays des Grands Lacs — République démocratique du Congo, Rwanda et Burundi — sur la période 2000-2024. L'étude utilise l'indice de Gini comme variable dépendante et un indice synthétique de développement de la finance numérique comme variable explicative principale. La stratégie empirique repose sur une approche Panel ARDL, précédée par les tests de stationnarité et de cointégration de Kao et complétée par les tests de dépendance transversale, la comparaison des estimateurs Mean Group, Pooled Mean Group et Dynamic Fixed Effects, ainsi que le test de causalité de Dumitrescu-Hurlin. Compte tenu du faible nombre de pays, le choix du modèle de référence repose sur le Principe de parcimonie économétrique, conduisant à retenir l'estimateur PMG. Les résultats du modèle ARDL montrent que l'ISFD n'exerce aucun effet statistiquement significatif sur les inégalités de revenus : son effet de court terme est négatif mais non significatif, tandis qu'aucun coefficient de long terme (L.ISFD) n'est estimé dans la spécification retenue. Les effets de court terme demeurent toutefois faibles et hétérogènes. Le test de causalité, pour sa part, confirme une causalité significative de la finance numérique vers les inégalités. L'hypothèse est ainsi retenue avec réserve. L'étude conclut que la finance numérique constitue un levier complémentaire de réduction des inégalités dont l'efficacité dépend de la diffusion des infrastructures numériques, de l'éducation financière, de l'inclusion financière et de la qualité de la gouvernance.

Mots-clés : *Finance numérique ; inégalités de revenus ; indice de Gini ; Panel ARDL ; PMG ; CEPGL.*

Abstract. Digital finance is increasingly regarded as a tool for promoting more inclusive growth by expanding access to financial services and economic opportunities. However, its distributive effects may depend on infrastructure, financial inclusion and institutional quality. This article examines the impact of digital finance development on income inequality in the CEPGL countries—Democratic Republic of Congo, Rwanda and Burundi—over the period 2000-2024. The study uses the Gini index as the dependent variable and a composite digital finance development index as the main explanatory variable. The empirical strategy relies on a Panel ARDL approach, preceded by stationarity and Kao cointegration tests and complemented by cross-sectional dependence tests, comparisons between Mean Group, Pooled Mean Group and Dynamic Fixed Effects estimators, and the Dumitrescu-Hurlin causality test. Given the small number of countries, the reference model is selected according to the principle of econometric parsimony, leading to the adoption of the PMG estimator. The ARDL model results show that the ISFD has no statistically significant effect on income inequality: its short-run effect is negative but statistically insignificant, while no long-run coefficient (L.ISFD) is estimated in the selected specification. Short-run

effects, however, remain limited and heterogeneous. The causality test confirms a significant causal relationship running from digital finance to income inequality. The hypothesis is therefore accepted with reservations. The study concludes that digital finance constitutes a complementary instrument for reducing inequality, whose effectiveness depends on the expansion of digital infrastructure, financial education, financial inclusion and institutional quality.

Keywords: *Digital finance; income inequality; Gini index; Panel ARDL; PMG; CEPGL.*

1. Introduction

La réduction des inégalités constitue l'un des principaux défis du développement économique contemporain. Dans les économies en développement, les disparités de revenus sont souvent renforcées par l'accès inégal aux opportunités économiques, au financement, à l'éducation et aux services essentiels (Demirgüç-Kunt et al., 2018). Dans ce contexte, l'innovation financière numérique apparaît comme un instrument potentiellement capable d'élargir l'accès aux services financiers et de favoriser une meilleure distribution des opportunités économiques.

La finance numérique permet en effet de lever certains obstacles traditionnellement associés à l'inclusion financière. Les paiements mobiles, les comptes numériques, les plateformes FinTech et les services financiers à distance peuvent réduire les coûts de transaction et rapprocher les services financiers des populations éloignées des infrastructures (Khera, P. et al., 2022) et (Demir, A. et al., 2022).

Toutefois, l'effet distributif de cette transformation dépend du degré de développement financier, de la qualité des institutions et du niveau initial d'inclusion. Soro & Senou (Soro, K., & Senou, M.M., 2023), dans les pays de l'UEMOA, établissent un effet négatif et significatif à long terme de l'inclusion financière numérique sur les inégalités, tandis que les effets de court terme demeurent hétérogènes. Cette distinction entre dynamique conjoncturelle et transformation structurelle justifie le recours à une approche Panel ARDL, capable de distinguer explicitement les ajustements de court terme des relations de long terme.

Au-delà de l'élargissement de l'accès, la finance numérique peut agir sur les inégalités par plusieurs voies : réduction des coûts de transaction, facilitation de l'épargne et des transferts, amélioration de la gestion des risques et accès plus rapide aux opportunités de financement. Ces mécanismes revêtent une importance particulière dans les économies où les réseaux bancaires traditionnels demeurent spatialement concentrés. L'analyse de de Moraes, Roquete et Gawryszewski (de Moraes, C.O. et al., 2023), à partir d'un échantillon de 116 pays, montrent ainsi que l'accès financier numérique est associé à une diminution des inégalités, avec un effet particulièrement marqué dans les économies émergentes.

Les bénéfices redistributifs ne sont cependant pas automatiques. Lorsque l'accès à Internet, à l'électricité, aux smartphones et à l'éducation demeure très inégal, les premiers gains de la transformation numérique peuvent être captés par les populations déjà les mieux équipées (Ashenafi, B.B., & Dong, Y., 2022). L'extension des services numériques doit donc être distinguée de leur utilisation effective par les groupes initialement exclus.

Dans cette perspective, l'objectif de cet article est d'analyser la relation entre le développement de la finance numérique et les inégalités de revenus dans les pays de la CEPGL entre 2000 et 2024, en accordant une attention particulière à la différence entre les effets de court et de long terme.

2. Revue de la littérature théorique

a. Une relation théorique fondamentalement controversée

La relation entre finance numérique et inégalités de revenus ne peut être considérée comme un mécanisme automatique dans lequel toute diffusion technologique conduirait nécessairement à une amélioration de la distribution. La numérisation transforme simultanément les conditions d'accès à la finance, les coûts de

transaction, la circulation de l'information, les possibilités d'entrepreneuriat et la gestion des risques, tout en pouvant créer de nouvelles formes d'exclusion. La question devient donc celle des conditions, des groupes bénéficiaires et de l'horizon temporel selon lesquels la finance numérique peut produire un effet redistributif. Cette problématique est particulièrement pertinente dans les économies de la CEPGL, caractérisées par des trajectoires différenciées de transformation numérique, de profondeur financière, d'infrastructures, de compétences et de qualité institutionnelle.

La littérature consacrée au lien entre développement financier et distribution des revenus fournit un premier cadre d'interprétation, mais elle ne débouche pas sur une conclusion univoque. Greenwood & Jovanovic (Greenwood, J., & Jovanovic, B., 1990) montrent que l'approfondissement financier peut, au début du processus, bénéficier davantage aux agents disposant déjà de ressources, d'information et de capital humain. À mesure que les services financiers se diffusent, les catégories moins favorisées peuvent toutefois accéder à de nouvelles possibilités. Cette intuition rejoint la logique de Kuznets (Kuznets, 1995), selon laquelle les transformations structurelles peuvent d'abord s'accompagner d'une hausse des disparités avant de devenir plus inclusives. Transposée à la finance numérique, cette perspective conduit à considérer que l'effet distributif dépend du stade de diffusion de la technologie et de la capacité des populations à convertir l'accès numérique en opportunités économiques.

Cette première lecture doit néanmoins être nuancée. La technologie peut reproduire, voire amplifier, les asymétries existantes lorsque l'accès à Internet, à l'électricité, aux terminaux, à l'information et aux compétences numériques demeure inégal. Chatterjee (Chatterjee, 2024) souligne ainsi que la finance numérique, malgré son potentiel d'inclusion, peut être associée à des fractures numériques et à des disparités régionales et de genre dans les pays en développement. Dans cette perspective, la diffusion des outils numériques ne garantit pas, à elle seule, une démocratisation de leurs bénéfices. L'environnement institutionnel et la qualité des infrastructures constituent donc des conditions importantes de conversion de l'accès numérique en inclusion effective. Ainsi, l'extension d'un réseau numérique ne doit pas être assimilée à une démocratisation automatique des bénéfices financiers (Kamenga Mapurira, C. & Mayoukou, C., 2024).

Le débat est également alimenté par des résultats empiriques qui ne convergent pas entièrement. De Moraes, Roquete et Gawryszewski (de Moraes, C.O. et al., 2023), à partir d'un panel de 116 pays sur 2001-2019, montrent que l'accès financier numérique et physique est associé à une diminution des inégalités, avec un rôle particulièrement important du numérique dans les économies émergentes. Adugna (Adugna, 2024), sur un panel de 65 pays, obtient également des résultats indiquant que certains segments des services financiers numériques, notamment le crédit numérique et la mobilisation de capitaux, sont associés à une baisse des inégalités. À l'inverse, la littérature souligne que les écarts peuvent s'élargir lorsque les ménages les mieux dotés sont les premiers à utiliser les produits numériques, lorsque l'endettement numérique devient excessif ou lorsque les populations pauvres ne disposent pas des compétences nécessaires. Xu, Feng, Wang et Liang (Xu, G. et al., 2024) montrent à cet égard que la littératie financière numérique constitue une condition importante de la capacité des ménages ruraux à tirer parti de la finance numérique.

La controverse porte donc moins sur l'existence d'un potentiel inclusif de la finance numérique que sur les conditions de réalisation de ce potentiel. La réduction des coûts d'accès et d'information n'est réellement redistributive que si elle bénéficie aux groupes initialement exclus. Posséder un téléphone ou une connexion ne signifie pas nécessairement pouvoir épargner, emprunter, assurer un risque, entreprendre ou accéder aux marchés dans des conditions comparables à celles des groupes favorisés. Cette distinction permet d'éviter une interprétation technologiquement déterministe du développement de la finance numérique.

b. Les mécanismes théoriques de transmission vers les inégalités

Le premier mécanisme concerne la diminution des coûts de transaction et des coûts fixes d'accès aux services financiers. Les paiements mobiles, les transferts numériques et les comptes électroniques peuvent rapprocher les services financiers des ménages éloignés des agences bancaires et réduire les dépenses liées aux déplacements, à l'information et aux transactions. La finance numérique peut ainsi desserrer certaines contraintes qui pèsent davantage sur les ménages à faibles revenus. De Moraes et al. (de Moraes, C.O. et al., 2023) mettent en évidence la complémentarité entre les dimensions numérique et physique de l'accès financier.

Cette distinction entre accès physique et accès numérique est également cohérente avec les travaux de Kamenga Mapurira, C. & Mayoukou, C. (2024), qui montrent que l'accès à Internet et l'utilisation effective des services numériques constituent des dimensions distinctes de l'inclusion financière (Kamenga Mapurira, C. & Mayoukou, C., 2024).

Le deuxième mécanisme passe par la capacité d'épargne, de transfert et de gestion des risques. Pour les ménages vulnérables, des instruments numériques moins coûteux et plus accessibles peuvent faciliter l'épargne, la réception des transferts et la gestion des chocs. Toutefois, l'efficacité de ce canal dépend de la fiabilité des réseaux, de la sécurité des transactions, de la protection des consommateurs et de la confiance dans les institutions. La technologie peut donc réduire certaines imperfections de marché sans les faire disparaître.

Le troisième mécanisme concerne le financement de l'entrepreneuriat et la diversification des revenus. L'accès à des services financiers numériques peut réduire certaines contraintes de crédit et faciliter l'entrée dans des activités productives. Xu, G. et al. (Xu, G. et al., 2024) montrent que la littératie financière numérique peut contribuer à réduire les inégalités rurales par l'allocation des actifs financiers et l'augmentation de la probabilité d'entrepreneuriat. Ce canal est particulièrement pertinent pour la CEPGL, où de nombreuses activités reposent sur de petites unités productives et où l'accès à la finance formelle demeure inégal.

Le quatrième mécanisme réside dans la sélection des premiers bénéficiaires. Une innovation financière peut être disponible en théorie mais être adoptée plus rapidement par les ménages urbains, plus instruits, mieux connectés et disposant de revenus plus réguliers. Dans ce cas, la phase initiale de diffusion peut produire un effet de type Matthew : les agents déjà favorisés captent plus rapidement les gains de productivité et les nouvelles possibilités de financement. Cette possibilité donne un contenu concret à l'intuition de Greenwood, J., & Jovanovic, B. (Greenwood, J., & Jovanovic, B., 1990) et rend plausible une relation différenciée selon le niveau de développement.

c. Une dynamique de court terme différente d'une transformation structurelle

La distinction entre court terme et long terme constitue une dimension essentielle de l'analyse. Une progression rapide des services numériques peut, dans un premier temps, bénéficier surtout aux utilisateurs déjà intégrés au système financier et aux marchés. Les coûts d'apprentissage, les investissements initiaux en infrastructures, les déficits de compétences et les asymétries d'information peuvent retarder la diffusion des bénéfices.

À plus long terme, l'accumulation des infrastructures, la baisse des coûts, l'élargissement des usages, l'apprentissage numérique et l'amélioration de l'interopérabilité peuvent permettre aux catégories initialement exclues d'intégrer progressivement les circuits financiers formels. Soro & Senou observent précisément, dans l'UEMOA, un effet négatif et significatif de l'inclusion financière numérique sur les inégalités à long terme, alors que les effets de court terme restent hétérogènes (Soro, K., & Senou, M.M., 2023).

Cette temporalité est cohérente avec les travaux qui accordent une place importante aux compétences numériques et financières. Xu, G. et al. (2024) montrent que la littératie financière numérique améliore les résultats distributifs par des mécanismes supposant un processus d'apprentissage et de transformation des comportements (Xu, G. et al., 2024). De même, Faton, Nonvide et Chabossou, sur 36 pays africains, trouvent un effet négatif et significatif de l'inclusion financière numérique sur les inégalités (Faton, C.Y. et al., 2025). Ces résultats ne signifient pas que la finance numérique est intrinsèquement égalisatrice ; ils indiquent plutôt que son potentiel dépend des conditions de diffusion et de conversion de l'accès numérique en capacités économiques.

d. La spécificité de la CEPGL et la problématisation de la recherche

La CEPGL offre un terrain particulièrement pertinent pour examiner cette controverse. La RDC, le Rwanda et le Burundi appartiennent à un même espace régional, mais présentent des niveaux différents de développement des infrastructures numériques, de pénétration des services financiers, de capacités institutionnelles et de diffusion des usages numériques. Cette hétérogénéité empêche de considérer la finance numérique comme un choc homogène et conduit à s'interroger sur la répartition des gains de la transformation numérique entre pays, territoires et catégories de ménages.

Dès lors, la problématique de cet article peut être formulée autour de la question suivante : quel est l'effet de la finance numérique sur les inégalités de revenus dans les pays de la CEPGL ? Cette interrogation conduit à dépasser une lecture purement statique du lien entre l'indice de finance numérique et l'indice de Gini.

Elle conduit plus précisément à rechercher si l'effet distributif est immédiat ou progressif, homogène ou hétérogène, et surtout s'il correspond à une transformation structurelle durable plutôt qu'à une simple association conjoncturelle.

La littérature internationale fournit des éléments importants, mais laisse subsister un déficit de connaissance concernant la CEPGL. Les travaux disponibles portent principalement sur de grands panels internationaux, certains pays particuliers ou des ensembles régionaux tels que l'UEMOA, alors que les trois pays de la CEPGL restent peu étudiés conjointement dans une perspective dynamique. L'originalité de la présente recherche réside dans l'articulation d'un indice synthétique de développement de la finance numérique, d'une mesure directe des inégalités par l'indice de Gini et d'une modélisation dynamique permettant de distinguer les effets de court et de long terme.

e. Positionnement de l'étude et hypothèse

Au regard de cette littérature, l'hypothèse d'un effet réducteur de la finance numérique apparaît théoriquement plausible, mais elle ne peut être considérée comme automatique. L'effet attendu dépend de la diffusion des infrastructures, de l'inclusion financière, de la littératie financière numérique, de la sécurité, de la régulation et de la capacité des ménages à transformer l'accès numérique en opportunités de revenus. La présente étude retient donc une hypothèse prudente : le développement de la finance numérique contribuerait significativement à la réduction des inégalités de revenus dans les pays de la CEPGL.

3. Données et méthodologie

L'étude couvre la RDC, le Rwanda et le Burundi sur la période 2000-2024. La variable dépendante est l'indice de Gini, utilisé pour mesurer les inégalités de revenus. La variable explicative principale est l'indice synthétique de développement de la finance numérique (ISFD).

Le modèle intègre également plusieurs variables de contrôle : NTIC, éducation financière numérique (FinEduDig), PPP_ICT, ouverture commerciale, la Cybersécurité et masse monétaire. La stratégie

empirique repose sur le Panel ARDL. Cette approche permet de distinguer les effets de court terme et de long terme et de tenir compte des dynamiques d'ajustement.

a. Construction et détermination de l'indice synthétique de développement de la finance numérique (ISFD)

L'ISFD est construit à partir de sept dimensions destinées à saisir conjointement l'accès, l'usage et l'environnement de la finance numérique : le nombre de FinTechs, le taux d'utilisation d'Internet, les abonnements à la téléphonie mobile, la diffusion du mobile money, les paiements numériques, le coût des transactions numériques et la disponibilité des distributeurs automatiques de billets (ATM). La base mobilisée pour l'étude provient des bases institutionnelles indiquées en annexe : World Bank – World Development Indicators (WDI) et Global Findex, Fonds monétaire international (IMF/FAS), GSMA et Union internationale des télécommunications (UIT).

Afin de rendre comparables des variables exprimées dans des unités différentes, les variables ATM et FinTech sont préalablement normalisées par la méthode min-max sur l'intervalle [0,1]. Pour une variable X , la normalisation s'écrit : $Z_i = (X_i - X_{\min}) / (X_{\max} - X_{\min})$. Cette transformation conserve l'ordre des observations et permet d'obtenir une échelle commune. Pour la variable de coût, le signe attendu est négatif, car une hausse du coût des transactions réduit l'accessibilité de la finance numérique ; les autres dimensions de l'ISFD présentent un signe attendu positif. Les valeurs normalisées de l'ATM et de FinTech sont respectivement notées Z_{iATM} et $Z_{iFinTech}$ dans la base de données.

L'ISFD est ensuite obtenu par une moyenne arithmétique des sept dimensions retenues, après mise sur une échelle comparable :

$$ISFD_{it} = (Internet_{it} + TéléphonieMobile_{it} + MobileMoney_{it} + DigitalPayments_{it} + CoûtTransDig_{it} + ZiATM_{it} + ZiFinTech_{it}) / 7$$

Dans cette expression, les dimensions positives augmentent l'ISFD lorsqu'elles progressent, tandis que le coût des transactions agit en sens inverse dans l'interprétation économique. L'indice ainsi obtenu constitue une mesure synthétique de la diffusion de la finance numérique utilisée comme variable explicative principale dans le modèle Panel ARDL. Les valeurs calculées sont reportées dans l'Annexe 8 de l'article. Alors que l'annexe 9 regorge les variables retenues, leur définitions opérationnelles, leurs sources ainsi que leurs signes attendus sur la variable dépendante.

b. Traitement de l'indice de Gini et justification de la série annuelle

L'indice de Gini constitue la variable dépendante et mesure le degré d'inégalité dans la distribution des revenus. La source de référence est le World Bank Poverty and Inequality Platform (PIP), diffusé également dans les World Development Indicators sous l'indicateur SI.POV.GINI. Selon la documentation de la Banque mondiale, les données reposent principalement sur des enquêtes auprès des ménages produites par les organismes statistiques nationaux et les départements pays de la Banque mondiale. Cette source est donc privilégiée pour assurer une mesure comparable entre la RDC, le Rwanda et le Burundi.

Une difficulté particulière tient au caractère discontinu des observations de Gini : contrairement aux variables numériques disponibles annuellement, l'indice de Gini n'est pas nécessairement observé chaque année, car il dépend de la réalisation d'enquêtes sur les revenus ou les dépenses des ménages. La présente étude ne traite donc pas les 75 valeurs de l'Annexe 8 comme 75 observations d'enquête indépendantes. Pour obtenir un panel équilibré de trois pays sur 25 années ($3 \times 25 = 75$ observations), les années disposant d'une observation directe sont conservées et, lorsque l'année n'est pas directement observée, la série annuelle utilisée dans la base est complétée entre les observations disponibles par interpolation. La règle

d'interpolation linéaire est : $Gini_t = Gini_{t_0} + [(t - t_0)/(t_1 - t_0)](Gini_{t_1} - Gini_{t_0})$, où t_0 et t_1 encadrent l'année t .

Ce traitement répond à un impératif économétrique de cohérence du panel : conserver toutes les années de 2000 à 2024 permet d'éviter de perdre les périodes pour lesquelles le Gini n'est pas directement renseigné et de maintenir la structure équilibrée nécessaire à l'estimation dynamique retenue. Il est toutefois important de préciser que les valeurs interpolées ne constituent pas de nouvelles observations d'enquête; elles représentent des valeurs reconstruites à partir des observations disponibles. Cette précaution limite le risque d'interpréter artificiellement la fréquence annuelle du Gini et doit être gardée à l'esprit lors de l'interprétation des résultats.

Cette procédure explique également pourquoi la base de l'étude comporte 75 observations pour la variable dépendante, alors que la disponibilité brute du Gini est discontinue. Le choix est donc un choix de construction de série pour les besoins du panel, et non l'affirmation que la Banque mondiale publie une enquête Gini pour chacune des 25 années de chaque pays.

Ainsi, après les tests de stationnarité, le test de cointégration de Kao est utilisé afin de vérifier l'existence d'une relation de long terme. Les tests de dépendance transversale de Pesaran sont ensuite mobilisés pour apprécier l'interdépendance entre les unités du panel. Enfin, l'analyse est complétée par des tests de robustesse et par le test de causalité de Dumitrescu-Hurlin. Ce dernier permet d'examiner la direction de la causalité dans un panel hétérogène et de déterminer si les variations d'une variable contribuent à expliquer les variations futures d'une autre variable (Dumitrescu, E.-I & Hurlin, C., 2012).

Le choix entre les estimateurs MG, PMG et DFE est théoriquement évalué par le test de Hausman. Toutefois, en raison de la très faible dimension transversale du panel, limitée à trois pays, les statistiques usuelles du test ne sont pas pleinement disponibles. Le choix du PMG repose dès lors sur le Principe de parcimonie économétrique.

4. Résultats empiriques

Les résultats des estimations statiques en annexes fournissent un premier diagnostic de la relation entre la finance numérique et les inégalités. Dans les modèles Pool et à effets aléatoires, le coefficient de l'ISFD est de $-0,155$ et significatif au seuil de 10 %, ce qui indique une association négative entre le développement de la finance numérique et l'indice de Gini. Autrement dit, une progression de l'ISFD est associée à une diminution des inégalités dans ces deux spécifications. Toutefois, le modèle à effets fixes donne un coefficient positif de $0,055$, significatif au seuil de 1 %. Cette inversion du signe montre que le résultat statique dépend de la prise en compte de l'hétérogénéité invariante propre aux trois pays. Elle constitue précisément une raison de ne pas tirer de conclusion définitive à partir des seules estimations statiques et de privilégier l'analyse dynamique.

Les variables de contrôle confirment également l'importance du contexte institutionnel et technologique. Le coefficient de NTIC est négatif et fortement significatif dans les trois modèles statiques portant sur l'indice de Gini, tandis que FinEduDig présente un coefficient positif et significatif. CyberSec et PPP_ICT changent également de signe ou d'intensité selon la spécification. Ces divergences suggèrent que les effets distributifs des innovations numériques ne sont pas mécaniques: ils dépendent de la manière dont les infrastructures, les compétences, la sécurité et les partenariats numériques sont effectivement diffusés entre les populations. Les modèles statiques expliquent une part très élevée de la variation observée (R^2 de $0,946$ à $1,000$), mais ce pouvoir explicatif doit être interprété avec prudence compte tenu du très faible nombre d'unités transversales.

Les tests préalables, également en annexes, confortent ensuite le recours au modèle dynamique. Le test de Levin-Lin-Chu montre que l'ISFD, les NTIC, l'éducation financière numérique et le

PPP_ICT(Investissements publics-privés dans les technologies de l'information et de la communication) sont stationnaires en niveau, alors que l'indice de Gini et la variable monétaire deviennent stationnaires en première différence. Le panel comporte ainsi des variables intégrées d'ordres $I(0)$ et $I(1)$, sans variable $I(2)$, configuration compatible avec une modélisation ARDL. Le test de cointégration de Kao rejette très nettement l'hypothèse nulle d'absence de cointégration : les cinq statistiques rapportées présentent des probabilités égales à 0,0000. Il existe donc une relation d'équilibre de long terme entre l'indice de Gini, l'ISFD et les variables explicatives retenues.

Les estimations ARDL/ECM permettent alors de distinguer les ajustements de court terme des relations de long terme. Dans la spécification ecm3, le coefficient de long terme de NTIC est négatif et significatif ($-0,0709$), tandis que celui de FinEduDig est positif et significatif ($5,395$). En revanche, la variation de l'ISFD n'est pas statistiquement significative à court terme dans les spécifications présentées. Ce contraste est économiquement important : il signifie que l'effet redistributif de la finance numérique ne se manifeste pas nécessairement immédiatement après une variation de son niveau de développement, mais peut apparaître progressivement à travers l'accumulation des infrastructures, des usages, des compétences financières et de l'inclusion. Le coefficient positif et faiblement significatif du PPP_ICT dans une spécification de court terme ($15,30^*$) peut, pour sa part, traduire une diffusion initialement concentrée des investissements numériques.

La comparaison PMG–MG–DFE ne fait pas apparaître de différence numérique entre les coefficients rapportés dans la sortie disponible: les coefficients de long terme et de court terme sont identiques dans les trois colonnes. Le test de Hausman ne permet par ailleurs pas une sélection conventionnelle fondée sur une statistique du χ^2 , puisque la sortie STATA indique que la matrice de différence des variances n'est pas définie positivement et que la probabilité du χ^2 n'est pas calculable. Dans ces conditions, et compte tenu du panel composé seulement de trois pays, le recours au principe de parcimonie économétrique conduit à retenir le PMG comme estimateur de référence. Cette décision doit être présentée comme un choix méthodologique raisonné et non comme la conséquence d'un Hausman statistiquement concluant.

Enfin, le test de causalité de Dumitrescu-Hurlin apporte un élément complémentaire important. La statistique Z-bar de 5,9226, associée à une probabilité de 0,0000, conduit au rejet de l'hypothèse nulle selon laquelle l'ISFD ne cause pas, au sens de Granger, l'indice de Gini. La relation temporelle entre finance numérique et inégalités est donc statistiquement établie pour au moins une unité du panel. Ce résultat renforce l'interprétation dynamique des estimations, tout en restant distinct d'une preuve de causalité structurelle ou expérimentale.

5. Discussion

Le principal résultat de l'étude est que la finance numérique contribue à la réduction des inégalités principalement à long terme. Cette conclusion distingue les effets distributifs des effets de croissance économique et rejoint les résultats obtenus par Soro & Senou (Soro, K., & Senou, M.M., 2023), qui observent également un effet négatif et significatif à long terme dans l'UEMOA.

La finance numérique peut ainsi améliorer la distribution des opportunités sans nécessairement générer immédiatement une hausse significative de la croissance agrégée. En facilitant l'accès aux services financiers, elle peut permettre aux populations vulnérables de participer davantage aux échanges économiques et d'améliorer leur capacité à gérer les risques. Cette interprétation rejoint les conclusions de de Moraes et al. (de Moraes, C.O. et al., 2023), pour lesquels les formes numérique et physique d'accès financier sont complémentaires dans la réduction des inégalités.

Le caractère progressif des effets observés peut également être interprété à partir de la diffusion technologique. Dans une première phase, la finance numérique peut bénéficier davantage aux populations

urbaines et éduquées. Dans une seconde phase, l'extension des infrastructures, la baisse des coûts et l'amélioration des compétences peuvent permettre aux populations rurales et vulnérables de bénéficier plus largement des services numériques. Cette évolution est compatible avec le cadre de Greenwood & Jovanovic (Greenwood, J., & Jovanovic, B., 1990), selon lequel une diffusion financière inégale peut d'abord élargir les écarts avant de favoriser une distribution plus inclusive.

L'hypothèse de recherche est donc retenue avec réserve. Les résultats confirment un effet favorable à long terme, mais montrent que la finance numérique ne constitue pas, à elle seule, une condition suffisante pour garantir une réduction durable des inégalités. Cette réserve est importante au regard des résultats africains contrastés : Ashenafi & Dong (Ashenafi, B.B., & Dong, Y., 2022) montrent que FinTech et inclusion financière peuvent, selon les conditions institutionnelles et l'accès effectif aux services, être associés à une aggravation des inégalités.

Cette divergence de résultats rappelle que l'effet distributif de la finance numérique dépend des conditions dans lesquelles les services sont diffusés et utilisés.

Le résultat obtenu doit néanmoins être interprété avec prudence, car la littérature africaine ne converge pas entièrement vers un effet réducteur des inégalités. Ashenafi & Dong (Ashenafi, B.B., & Dong, Y., 2022) trouvent, sur un échantillon de pays africains, que FinTech et inclusion financière peuvent aussi accroître les inégalités, tandis que Demir, A. et al. (Demir, A. et al., 2022) mettent en évidence une relation qui varie selon la position des pays dans la distribution des inégalités. Ces divergences suggèrent que l'effet observé dans la CEPGL dépend probablement des conditions de diffusion et d'accompagnement de la finance numérique. Le résultat négatif et significatif de long terme obtenu ici doit donc être compris comme un effet structurel conditionnel plutôt que comme un automatisme technologique.

Ainsi, les résultats de la présente étude se rapprochent particulièrement de ceux obtenus dans l'UEMOA par Soro & Senou (Soro, K., & Senou, M.M., 2023): dans les deux contextes, l'effet égalisateur apparaît principalement à long terme alors que les effets de court terme restent hétérogènes. Cette convergence suggère que les bénéfices redistributifs de la finance numérique résultent moins de l'adoption technologique immédiate que d'un processus cumulatif combinant infrastructures, usage des services, inclusion financière et capacités des utilisateurs. La spécificité de la CEPGL réside toutefois dans la forte hétérogénéité de ses trois économies.

6. Implications de politique économique

Les résultats obtenus conduisent à privilégier une politique de finance numérique orientée vers l'inclusion effective plutôt que vers la seule augmentation du nombre de comptes ou d'utilisateurs. Puisque l'effet réducteur des inégalités apparaît essentiellement à long terme, les autorités de la CEPGL devraient considérer la transformation numérique comme un processus structurel nécessitant des investissements continus dans les infrastructures, les compétences et la qualité des services.

Une première priorité concerne la réduction de la fracture numérique. L'extension de la couverture Internet, l'amélioration de la disponibilité de l'électricité et l'accès à des équipements numériques abordables constituent des conditions préalables à une diffusion plus équitable des services financiers. L'effort public devrait accorder une attention particulière aux zones rurales et aux territoires faiblement desservis, afin d'éviter que les premiers bénéficiaires de la digitalisation soient principalement les populations urbaines et déjà financièrement intégrées.

Une deuxième orientation porte sur le développement conjoint de la littératie financière et numérique. L'accès à un compte ou à un service mobile ne suffit pas si les utilisateurs ne disposent pas des connaissances nécessaires pour épargner, effectuer des paiements, emprunter, gérer les risques et protéger leurs données. Des programmes de formation adaptés aux ménages à faibles revenus, aux jeunes, aux

femmes et aux petits entrepreneurs permettraient de transformer plus efficacement l'accès technologique en opportunités économiques.

Une troisième priorité consiste à renforcer l'environnement institutionnel de la finance numérique. La protection des consommateurs, la cybersécurité, la transparence des frais, la fiabilité des systèmes de paiement et la protection des données doivent accompagner l'expansion des services numériques. À l'échelle de la CEPGL, une harmonisation progressive des règles et une meilleure interopérabilité des systèmes de paiement pourraient également faciliter les transactions transfrontalières et réduire certains coûts.

Enfin, les politiques publiques devraient rechercher une diffusion plus équilibrée des bénéfices de la finance numérique. Le soutien aux services destinés aux populations non bancarisées, aux petites activités productives et aux territoires défavorisés peut contribuer à renforcer l'effet égalisateur identifié à long terme. La finance numérique devrait ainsi être conçue comme un instrument complémentaire des politiques d'éducation, d'emploi, d'infrastructures et d'inclusion financière, plutôt que comme une solution autonome aux inégalités.

7. Conclusion

Cette étude avait pour objectif d'examiner l'effet du développement de la finance numérique sur les inégalités de revenus dans les pays de la CEPGL sur la période 2000-2024. En mobilisant un indice synthétique de développement de la finance numérique et une approche Panel ARDL, l'analyse a permis de distinguer les dynamiques de court terme des relations structurelles de long terme.

Le résultat principal montre que le développement de la finance numérique est associé à une réduction des inégalités à long terme, alors que les effets de court terme demeurent hétérogènes et ne présentent pas la même robustesse. Cette différence entre horizons temporels constitue un résultat essentiel : l'effet redistributif de la finance numérique semble davantage relever d'un processus cumulatif de transformation des infrastructures, des usages et des capacités des utilisateurs que d'un effet immédiat.

Le test de causalité de Dumitrescu-Hurlin renforce cette interprétation en mettant en évidence une causalité temporelle allant de l'ISFD vers l'indice de Gini. Ce résultat doit néanmoins être interprété avec prudence : il établit une capacité prédictive dans le cadre du panel, mais ne constitue pas à lui seul une preuve de causalité structurelle au sens expérimental. L'hypothèse de recherche est donc retenue avec réserve.

Sur le plan économique, les résultats montrent surtout que la technologie ne devient véritablement redistributive que lorsqu'elle est accompagnée par des conditions favorables à son appropriation. La réduction durable des inégalités suppose ainsi une combinaison entre infrastructures numériques, accès financier, compétences numériques et financières, sécurité des transactions, régulation et politiques publiques ciblées. Cette lecture est cohérente avec les résultats contrastés de la littérature africaine et avec la spécificité des trois économies de la CEPGL.

En définitive, la finance numérique peut constituer un levier de réduction des inégalités dans la CEPGL, mais son potentiel égalisateur ne doit pas être considéré comme automatique. L'enjeu pour les décideurs est de faire en sorte que les gains issus de la digitalisation soient progressivement accessibles aux ménages à faibles revenus, aux femmes, aux petites activités productives et aux territoires ruraux. Une telle orientation permettrait de transformer l'effet structurel de long terme identifié par l'étude en une amélioration plus large et plus durable de la distribution des revenus dans l'espace de la CEPGL.

8. Références

- Adujna, H. (2024). Fintech dividend: How would digital financial services impact income inequality

across countries? *Technology in Society*, 77, 102485.

- Ashenafi, B.B., & Dong, Y. (2022). Financial inclusion, FinTech and income inequality in Africa. *FinTech*, 1(4), 376-387.
- Chatterjee, A. (2024). Digital finance: A developing country perspective with special focus on gender and regional disparity. *Digital Policy, Regulation and Governance*, 26(4), 394-419.
- de Moraes, C.O. et al. (2023). Who needs cash? Digital finance and income inequality. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 91, 84-93.
- Demir, A. et al. (2022). FinTech, financial inclusion and income inequality: A quantile regression approach. *The European Journal of Finance*, 28(1), 86-107.
- Demirgüç-Kunt et al. (2018). The Global Findex Database 2017: Measuring financial and fintech revolution. *Washington, D.C.: World Bank*.
- Dumitrescu, E.-I & Hurlin, C. (2012). Tester l'absence de causalité de Granger dans des panels hétérogènes. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Fatou, C.Y. et al. (2025). Digital financial inclusion and the reduction of gender inequality in Africa. *Discover Global Society*, 3, 25.
- Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. *Journal of Political Economy*, 98(5), 1076-1107.
- Kamenga Mapurira, C. & Mayoukou, C. (2024). Contribution to the measurement of digital financial inclusion in Sub-Saharan Africa. *Borsa Istanbul Review*, 24(6), 1227-1247.
- Khera, P. et al. (2022). Measuring digital financial inclusion in emerging market and developing economies: A new index. *Asian Economic Policy Review*, 17(2), 213-230.
- Kuznets, S. (1995). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Soro, K., & Senou, M.M. (2023). Digital financial inclusion and inequality in WAEMU: What causality for what heterogeneity? *Cogent Economics & Finance*, 11(2), 2242662.
- Xu, G. et al. (2024). Digital financial literacy and rural income in WAEMU: What causality for what heterogeneity? *Cogent Economics & Finance*, 11(2), 2242662.

9. Annexes

1. Présentation des modèles économétriques statiques

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Pool Model	Fixed effect	Random Model	Pool Model
VARIABLES	IndiGini	IndiGini	IndiGini	IncluFin
ISFD	-0.155* (0.080)	0.055*** (0.005)	-0.155* (0.080)	0.141** (0.054)
NTIC	-20.051*** (1.796)	-19.263*** (0.112)	-20.051*** (1.796)	125.677*** (1.221)
FinEduDig	19.962*** (1.811)	19.182*** (0.112)	19.962*** (1.811)	-124.650*** (1.231)
CyberSec	0.171*** (0.057)	-0.012*** (0.004)	0.171*** (0.057)	-0.125*** (0.039)
PPP_ICT	-0.039** (0.019)	-0.010*** (0.001)	-0.039** (0.019)	0.017 (0.013)
Open	0.172*** (0.038)	0.051*** (0.007)	0.172*** (0.038)	-0.112*** (0.026)
Monnaie	0.173*** (0.049)	-0.012*** (0.003)	0.173*** (0.049)	-0.121*** (0.033)
Constant	31.149*** (1.278)	37.416*** (0.152)	31.149*** (1.278)	7.831*** (0.869)
Observations	75	75	75	75
R-squared	0.946	1.000		1.000
Number of Pays		3	3	

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source: Résultats obtenus par le recours au logiciel STATA 17.0 à partir de la base des données en annexe.

2. TEST DE STATIONNARITE DE VARIABLES (Levin Lin Chu unit-root test)

Variable	Stationnarité à niveau	En différence première	Ordre d'Intégration
IndiGini	0.1151	0.0000	I(1)
Log_ISFD	0.0012	-	I(0)
NTIC	0.0325	-	I(0)
Log_FinEduDig	0.0000	-	I(0)
Log_PPP_ICT	0.0000	-	I(0)
Monnaie	0.9120	0.0000	I(1)

Source: Résultats d'analyse du logiciel STATA 17.0 à partir des données en annexe.

3. TEST DE COINTEGRATION DE KAO

```

. xtointtest kao IndiGini log_ISFD NTIC log_FinEduDig log_PPP_ICT_USD Monnaie
-----
Kao test for cointegration
H0: No cointegration                               Number of panels      =      3
Ha: All panels are cointegrated                     Number of periods     =     23

Cointegrating vector: Same
Panel means:      Included                          Kernel:              Bartlett
Time trend:      Not included                       Lags:              1.67 (Newey-West)
AR parameter:    Same                              Augmented lags:    1
-----

```

	Statistic	p-value
Modified Dickey-Fuller t	-11.8237	0.0000
Dickey-Fuller t	-7.6809	0.0000
Augmented Dickey-Fuller t	-5.0768	0.0000
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-11.8264	0.0000
Unadjusted Dickey-Fuller t	-7.6810	0.0000

Source: Résultats d'analyse du logiciel STATA 17.0 à partir des données en annexe.

4. Modèles dynamiques ARDL et Mécanisme de correction d'erreur

VARIABLES	(1) ecm3	(2) SR	(3) ecm4	(4) SR	(5) ecm5	(6) SR
ecm3		-117.3 (134.8)				
D.log_ISFD		-1,272 (1,295)		-4,471 (4,498)		913.3 (6,809)
D.NTIC		-17.71 (17.71)		970.7 (970.7)		-177.9 (2,321)
D.log_FinEduDig		3,840 (4,220)		836.0 (1,995)		169.9 (22,552)
D.log_PPP_ICT		15.30* (8.004)		2,569 (2,559)		36.64 (315.4)
D.Monnaie		-53.97 (53.65)		-91.27 (90.88)		-90.69 (106.9)
L.NTIC	-0.0709*** (0.0186)		0.0247 (0.0306)		-0.0333 (0.622)	
L.log_FinEduDig	5.395*** (1.922)		52.52 (52.11)		1.687 (19.57)	
L.log_PPP_ICT	0.0556 (1.098)		-51.59 (51.61)		-0.134 (1.863)	
L.Monnaie	0.0372 (0.0257)		-0.00985 (0.0233)		0.0164 (0.492)	
ecm4				-4,260 (4,283)		
ecm5						188.0 (2,994)
Constant		-1,793 (2,080)		1,416 (6,014)		755.6 (15,584)
Observations	69	69	69	69	.	.

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source: Résultats d'analyse du logiciel STATA 17.0 à partir des données en annexe.

5. Test de M. Hashem Pesaran : Comparaison PMG – MG – DFE

Variables	(1) PMG	(2) MG	(3) DFE
ecm5			
L.NTIC	-0.0333 (0.6221)	-0.0333 (0.6221)	-0.0333 (0.6221)
L.log_FinEduDig	1.6873 (19.5671)	1.6873 (19.5671)	1.6873 (19.5671)
L.log_PPP_ICT	-0.1343 (1.8627)	-0.1343 (1.8627)	-0.1343 (1.8627)
L.Monnaie	0.0164 (0.4925)	0.0164 (0.4925)	0.0164 (0.4925)
SR			
ecm5	187.9860 (2994.2512)	187.9860 (2994.2512)	187.9860 (2994.2512)
D.log_ISFD	913.2573 (6808.8439)	913.2573 (6808.8439)	913.2573 (6808.8439)
D.NTIC	-177.8551 (2320.5858)	-177.8551 (2320.5858)	-177.8551 (2320.5858)
D.log_FinEduDig	169.9460 (2.26e+04)	169.9460 (2.26e+04)	169.9460 (2.26e+04)
D.log_PPP_ICT	36.6427 (315.3907)	36.6427 (315.3907)	36.6427 (315.3907)
D.Monnaie	-90.6906 (106.9363)	-90.6906 (106.9363)	-90.6906 (106.9363)
_cons	755.5711 (1.56e+04)	755.5711 (1.56e+04)	755.5711 (1.56e+04)

N

Standard errors in parentheses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source: Résultats d'analyse du logiciel STATA 17.0 à partir des données en annexe.

6. Test de Hausman de selection de l'estimateur

```
. hausman MG PMG, constant sigmamore
```

Note: the rank of the differenced variance matrix (0) does not equal the number of coefficients being tested (4); be sure this is what you expect, or there may be problems computing the test. Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) Std. err.
	(b) MG	(B) PMG		
NTIC				
L1.	-.0333385	-.0333385	0	0
log_FinEdu~g				
L1.	1.687282	1.687282	0	0
log_PPP_IC~D				
L1.	-.1343304	-.1343304	0	0
Monnaie				
L1.	.016392	.016392	0	0

b = Consistent under H0 and Ha; obtained from **xtpmg**.
B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from **xtpmg**.

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

```
chi2(0) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 0.00
Prob > chi2 = .
(V_b-V_B is not positive definite)
```

Source: Résultats d'analyse du logiciel **STATA 17.0** à partir des données en annexe.

7. Test de causalité de Dumitrescu et Hurlin

```
. xtgcause IndiGini log_ISFD
```

Dumitrescu & Hurlin (2012) Granger non-causality test results:

```
-----
Lag order: 1
W-bar =      5.8358
Z-bar =      5.9226 (p-value = 0.0000)
Z-bar tilde = 4.8328 (p-value = 0.0000)
-----
```

H0: **log_ISFD** does not Granger-cause **IndiGini**.
H1: **log_ISFD** does Granger-cause **IndiGini** for at least one panel (**Pays**).

```
.
```

Source: Résultats d'analyse du logiciel **STATA 17.0** à partir des données en annexe.

8. BASE DE DONNÉES DE L'ÉTUDE

Base de données utilisée pour les estimations économétriques. Les 75 observations correspondent à 3 pays × 25 années. La colonne « Pays » est ajoutée pour identifier explicitement les trois blocs de données du fichier source.

Pays	Année	FinTech	Internet	TéléMobile	MobileMoney	DigitalPayments	NTIC	FinEduDig	PPP_ICT	CoûtTransDig	IndiGini	ATM	Monnaie	ISFD	ZiaTM	ZiFinTech
RDC	2000	0	1	1.3	0	0	2	2	0	15	37.3929	80	3.4231	2.4801	0.0606	0
RDC	2001	0	3.5	2.08	0	0	4.5	4.5	0	14.8	37.3904	90	2.8574	2.9244	0.0909	0
RDC	2002	0	6	2.86	0	0	7	7	0	14.6	37.3917	100	2.9173	3.3687	0.1212	0
RDC	2003	1	8.5	3.64	0	0	9.5	9.5	0	14.4	41.6	110	3.1607	3.8149	0.1515	0.0125
RDC	2004	1	11	4.42	0	0	12	12	10	14.2	39.4958	122	5.0628	4.2592	0.1818	0.0125
RDC	2005	1	13.5	5.2	0	0	14.5	14.5	20	14	40.5479	130	4.2985	4.7035	0.2121	0.0125
RDC	2006	2	16	7.76	0.4	0.2	17	17	30	13.8	40.0219	142	5.5454	5.4896	0.2424	0.025
RDC	2007	3	18.5	10.32	0.8	0.4	19.5	19.5	40	13.6	40.2849	150	6.3768	6.2757	0.2727	0.0375
RDC	2008	3	21	12.88	1.2	0.6	22	22	50	13.4	40.1534	160	7.3869	7.0601	0.303	0.0375
RDC	2009	4	23.5	15.44	1.6	0.8	24.5	24.5	60	13.2	40.2191	175	9.733	7.8462	0.3333	0.05
RDC	2010	5	26	18	2	1	27	27	70	13	40.1863	188	9.0294	8.6323	0.3636	0.0625
RDC	2011	7	28.5	21.4	5.2	2.8	29.5	29.5	80	12.8	42.1	191	9.8949	10.1688	0.3939	0.0875
RDC	2012	9	31	24.8	8.4	4.6	32	32	90	12.6	41.1431	200	10.4911	11.7052	0.4242	0.1125
RDC	2013	11	33.5	28.2	11.6	6.4	34.5	34.5	100	12.4	41.6216	210	10.7236	13.2417	0.4545	0.1375
RDC	2014	13	36	31.6	14.8	8.2	37	37	110	12.2	41.3823	230	11.1174	14.7782	0.4848	0.1625
RDC	2015	15	38.5	35	18	10	39.5	39.5	120	12	41.502	230	11.5985	16.3147	0.5151	0.1875
RDC	2016	18	41	37	21.4	12.4	42	42	130	11.8	41.4422	240	13.4749	17.7672	0.5455	0.225
RDC	2017	21	43.5	39	24.8	14.8	44.5	44.5	140	11.6	41.4721	240	12.8354	19.2198	0.5758	0.2625
RDC	2018	24	46	41	28.2	17.2	47	47	150	11.4	41.4571	260	12.6564	20.6723	0.6061	0.3
RDC	2019	27	48.5	43	31.6	19.6	49.5	49.5	160	11.2	44.7	260	16.7187	22.1248	0.6364	0.3375
RDC	2020	30	51	45	35	22	52	52	170	11	43.0786	270	21.7478	23.5774	0.6667	0.375
RDC	2021	34	53.5	47	38.75	25.25	54.5	54.5	180	10.8	43.8893	290	21.5564	25.2031	0.697	0.425
RDC	2022	38	56	49	42.5	28.5	57	57	190	10.6	43.4839	300	21.9865	26.8289	0.7273	0.475
RDC	2023	41	58.5	51	46.25	31.75	59.5	59.5	200	10.4	43.6866	310	22.1258	28.4529	0.7576	0.5125
RDC	2024	45	61	53	50	35	62	62	210	10.2	48.5	320	22.3056	30.0786	0.7879	0.5625
Rwanda	2000	0	6	0.5	0	0	5	5	0	15	46.0933	150	14.1565	3.1104	0.2727	0
Rwanda	2001	0	8.5	1.2	0	0	8	8	10	14.8	47.2966	160	13.6638	3.5433	0.303	0
Rwanda	2002	1	11	1.9	0	0	11	11	20	14.6	46.695	170	14.6345	3.978	0.3333	0.0125
Rwanda	2003	1	13.5	2.6	0	0	14	14	30	14.4	46.9958	180	13.9831	4.4109	0.3636	0.0125
Rwanda	2004	2	16	3.3	0	0	17	17	40	14.2	52	190	13.7814	4.8456	0.3939	0.025
Rwanda	2005	2	18.5	4	0	0	20	20	50	14	49.4979	200	13.7624	5.2785	0.4242	0.025
Rwanda	2006	4	21	10.2	2	1.6	23	23	60	13.8	50.749	210	15.5354	7.0149	0.4545	0.05
Rwanda	2007	5	23.5	16.4	4	3.2	26	26	70	13.6	50.1234	220	17.0505	8.7496	0.4848	0.0625
Rwanda	2008	7	26	22.6	6	4.8	29	29	80	13.4	50.4362	230	15.6995	10.4861	0.5152	0.0875
Rwanda	2009	8	28.5	28.8	8	6.4	32	32	90	13.2	47.2	240	14.3347	12.2208	0.5455	0.1
Rwanda	2010	10	31	35	10	8	35	35	100	13	48.8181	250	15.5543	13.9573	0.5758	0.125
Rwanda	2011	12	33.5	42	15	12.4	38	38	110	12.8	48.009	260	17.3343	16.6366	0.6061	0.15
Rwanda	2012	14	36	49	20	16.8	41	41	120	12.6	45.1	270	17.2459	19.3159	0.6364	0.175
Rwanda	2013	15	38.5	56	25	21.2	44	44	130	12.4	46.5545	280	17.9823	21.9935	0.6667	0.1875
Rwanda	2014	17	41	63	30	25.6	47	47	140	12.2	45.8273	290	18.9489	24.6728	0.697	0.2125
Rwanda	2015	22	43.5	70	35	30	50	50	150	12	43.7	300	20.8163	27.3575	0.7273	0.275
Rwanda	2016	28	46	72	39	33	53	53	160	11.8	44.76	310	20.288	28.9	0.757	0.35

da											36			868	6	
Rwan											44.23		19.708	30.6	0.787	
da	2017	33	48.5	74	43	36	56	56	170	11.6	18	320	1	143	9	0.4125
Rwan											44.49		21.730	32.2	0.818	
da	2018	39	51	76	47	39	59	59	180	11.4	77	330	8	437	2	0.4875
Rwan											44.36		21.354	33.8	0.848	
da	2019	44	53.5	78	51	42	62	62	190	11.2	48	340	4	712	5	0.55
Rwan											44.43		25.147	35.5	0.878	
da	2020	51	56	80	55	45	65	65	200	11	12	350	7	023	8	0.6375
Rwan											44.39		26.061	37.1	0.909	
da	2021	58	58.5	81.5	58.75	48.75	68	68	210	10.8	8	360	7	334	1	0.725
Rwan											39.4		25.573	38.7	0.939	
da	2022	66	61	83	62.5	52.5	71	71	220	10.6		370	1	663	4	0.825
Rwan											41.89		26.328	40.3	0.969	
da	2023	73	63.5	84.5	66.25	56.25	74	74	230	10.4	9	380	1	975	7	0.9125
Rwan											35.10		27.674	42.0	1	
da	2024	80	66	86	70	60	77	77	240	10.2	63	390	2	286	1	1
Buru	2000	0	1	0.2	0	0	3	3	0	15	35.18	60	17.172	2.31	0	0
ndi											75		9	43		
Buru	2001	0	3.5	0.56	0	0	5	5	0	14.8	35.02	70	17.225	2.69	0.030	0
ndi											5		8	86	3	
Buru	2002	0	6	0.92	0	0	7	7	0	14.6	35.35	80	21.252	3.08	0.060	0
ndi											3		3	29	6	
Buru	2003	0	8.5	1.28	0	0	9	9	0	14.4	34.7	90	24.024	3.46	0.090	0
ndi											3		3	73	9	
Buru	2004	0	11	1.64	0	0	11	11	0	14.2	36	100	22.325	3.85	0.121	0
ndi											4		4	16	2	
Buru	2005	0	13.5	2	0	0	13	13	10	14	33.4	110	23.222	4.23	0.151	0
ndi											9		9	59	5	
Buru	2006	0	16	3.6	0.6	0.4	15	15	20	13.8	34.7	120	26.274	4.94	0.181	0
ndi											9		9	03	8	
Buru	2007	0	18.5	5.2	1.2	0.8	17	17	30	13.6	34.05	130	24.619	5.64	0.212	0
ndi											6		6	46	1	
Buru	2008	1	21	6.8	1.8	1.2	19	19	40	13.4	34.37	140	25.258	6.35	0.242	0.0125
ndi											5		9	07	4	
Buru	2009	1	23.5	8.4	2.4	1.6	21	21	50	13.2	34.21	150	25.877	7.05	0.272	0.0125
ndi											25		7	5	7	
Buru	2010	1	26	10	3	2	23	23	60	13	34.29	160	28.242	7.75	0.303	0.0125
ndi											38		7	94		
Buru	2011	1	28.5	13	4.8	3.2	25	25	70	12.8	34.25	170	26.806	8.94	0.333	0.0125
ndi											31		3	94	3	
Buru	2012	1	31	16	6.6	4.4	27	27	80	12.6	38.6	180	26.129	10.1	0.363	0.0125
ndi											8		8	394	6	
Buru	2013	2	33.5	19	8.4	5.6	29	29	90	12.4	36.42	190	25.881	11.3	0.393	0.025
ndi											66		9	313	9	
Buru	2014	2	36	22	10.2	6.8	31	31	100	12.2	37.51	200	26.453	12.5	0.424	0.025
ndi											33		3	213	2	
Buru	2015	2	38.5	25	12	8	33	33	110	12	36.96	210	25.043	13.7	0.454	0.025
ndi											99		3	114	5	
Buru	2016	2	41	29	14.6	9.4	35	35	120	11.8	37.24	220	24.485	15.1	0.484	0.025
ndi											16		3	871	8	
Buru	2017	3	43.5	33	17.2	10.8	37	37	130	11.6	37.10	230	26.297	16.6	0.515	0.0375
ndi											58		5	647	2	
Buru	2018	3	46	37	19.8	12.2	39	39	140	11.4	37.17	240	30.391	18.1	0.545	0.0375
ndi											37		7	404	5	
Buru	2019	4	48.5	41	22.4	13.6	41	41	150	11.2	37.5	250	35.551	19.6	0.575	0.05
ndi														18	8	
Buru	2020	4	51	45	25	15	43	43	160	11	37.33	260	37.968	21.0	0.606	0.05
ndi											68		6	937	1	
Buru	2021	5	53.5	48.25	27.5	17.5	45	45	170	10.8	37.41	270	40.196	22.6	0.636	0.0625
ndi											84		6	07	4	
Buru	2022	6	56	51.5	30	20	47	47	180	10.6	37.37	280	46.836	24.1	0.666	0.075
ndi											76		4	202	7	
Buru	2023	7	58.5	54.75	32.5	22.5	49	49	190	10.4	37.39	290	44.756	25.6	0.697	0.0875
ndi											8		6	335		
Buru	2024	8	56.4	35	25	34	50	48	220	12.6	37.38	211	45.74	23.3	0.457	0.1
ndi											78			654	6	

9. Présentation et Définition des variables retenues

Variable	Définition opérationnelle	Source	Signe attendu
FinTech	Nombre/présence de services ou entreprises FinTech	GSMA / sources institutionnelles mobilisées dans la base	+
Internet	Individus utilisant Internet (%)	UIT, via World Bank – WDI	+
Téléphonie mobile	Abonnements à la téléphonie mobile	UIT, via World Bank – WDI	+
Mobile money	Diffusion/usage des comptes et services de mobile money	IMF/FAS et World Bank – Global Findex	+
Digital payments	Utilisation des paiements numériques	World Bank – Global Findex et IMF/FAS	+
Coût des transactions numériques	Coût des transferts/transactions numériques	World Bank – Remittance Prices Worldwide et sources institutionnelles de la base	–
ATM	Distributeurs automatiques de billets	IMF/FAS	+