

Effets du mobile money sur le crédit productif dans la zone UEMOA

Effects of Mobile Money on Productive Credit in the WAEMU Region

DIALLO Aminata Bassirou

Doctorante

Unité de Formation et de Recherche Sciences Economiques et Sociales (UFR SES)
Université Iba Der Thiam de Thiès (UIDT),
Sénégal

THIAM Ibrahima

Enseignant-Chercheur en Economie-Finance

Unité de Formation et de Recherche Sciences Economiques et Sociales (UFR SES)
Université Iba Der Thiam de Thiès (UIDT),
Sénégal

Date de soumission : 29/11/2025

Date d'acceptation : 30/12/2025

Pour citer cet article :

DIALLO. AB. & THIAM. I. (2026) « Effets du mobile money sur le crédit productif dans la zone UEMOA »,
Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 1 » pp : 439- 462.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons
Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cet article analyse l'effet du mobile money sur l'accès au crédit productif dans la zone UEMOA. À partir d'un modèle ARDL en panel couvrant la période 2011-2023, il examine les dynamiques de court et de long terme entre l'utilisation des services de monnaie électronique et les crédits octroyés aux entreprises privées. Les résultats révèlent un effet stimulant à court terme, mais une tendance inverse à long terme, suggérant une fragmentation du système bancaire classique. En revanche, l'inclusion financière et la liquidité bancaire exercent un impact structurant durable, tandis que le coût du crédit et l'indice de développement humain restent non significatifs. L'étude souligne la nécessité d'une régulation proactive et d'infrastructures d'interopérabilité pour transformer le mobile money en véritable levier de financement productif dans l'UEMOA.

Mots clés : Mobile money ; crédit productif ; inclusion financière ; ARDL ; UEMOA.

Abstract

This paper examines the impact of mobile money on access to productive credit in the WAEMU region. Using a panel ARDL model with data from 2011 to 2023, it analyzes short- and long-term dynamics between mobile money usage and credit granted to private enterprises. Results show a positive short-term effect, while in the long run mobile money tends to fragment the traditional banking system and foster substitution toward alternative financing. Conversely, financial inclusion and banking liquidity exert a lasting structural impact, whereas credit cost and the Human Development Index remain insignificant. The study highlights the need for proactive regulation and interoperable infrastructures to transform mobile money into a genuine driver of productive financing in WAEMU.

Keywords: Mobile money; productive credit; financial inclusion; ARDL; WAEMU.

Introduction

Dans les pays en développement, et particulièrement en Afrique de l'Ouest, l'accès au crédit bancaire demeure un défi structurel. Dans la zone UEMOA, la structure des financements reflète une forte sélectivité. En 2023, 87% des crédits ont été accordés à des personnes morales, contre seulement 13% aux personnes physiques. Cette orientation se confirme dans la répartition des crédits aux entreprises, où les Micro-entreprises et Petites et Moyennes Entreprises (MPME) concentrent 49% des ressources mises en place, en recul de deux points par rapport à l'année précédente, tandis que les Grandes Entreprises en captent 51%. Les MPME restent confrontées à des conditions restrictives liées aux garanties, aux revenus stables et aux historiques de remboursement. Cette orientation systémique laisse en marge une large frange de la population active, notamment les travailleurs informels, les femmes et les jeunes entrepreneurs.

Face à ces obstacles, le mobile money s'impose comme une innovation financière majeure. Initialement conçu pour faciliter les paiements, le mobile money évolue rapidement vers des fonctions proches du crédit bancaire, en exploitant les historiques de transactions pour évaluer la solvabilité. Dans certaines zones, les établissements de monnaie électronique (EME), plus proches des populations, deviennent les interlocuteurs privilégiés, parfois au détriment des banques classiques. Lawani et Bah (2024), dans leur étude sur la Guinée, confirment cette préférence croissante pour les EME.

Toutefois, cette évolution soulève une interrogation centrale : **dans quelle mesure le mobile money exerce-t-il un effet significatif sur l'accès au crédit productif dans la zone UEMOA ?** Ce travail vise à mesurer l'effet du mobile money sur le crédit bancaire des entreprises privées du secteur productif dans la zone UEMOA. Deux missions sont mises en place à travers cette analyse : évaluer l'ampleur du phénomène et déterminer s'il constitue un levier ou un frein pour les établissements de crédit.

Pour y parvenir, le travail mobilise un modèle ARDL en panel couvrant la période de 2011 à 2023, afin d'évaluer les dynamiques de court et de long terme entre l'utilisation des services de monnaie électronique et les crédits octroyés aux entreprises privées de l'UEMOA. L'hypothèse de recherche est la suivante :

H₀ : Le mobile money a un effet significatif sur l'accès au crédit des entreprises privées du secteur productif dans la zone UEMOA.

Alors que les microcrédits et les épargnes mobiles se développent sans compte bancaire formel, il devient urgent de questionner les stratégies mises en place par la BCEAO et les États membres

pour renforcer le financement des populations mal desservies. L'exploitation des données de la BCEAO et de la Banque mondiale permettra d'apporter des éléments de réponse à cette problématique.

La suite de l'article s'organise en trois étapes : une revue de la littérature sur le rôle des innovations financières dans le financement productif ; une analyse économétrique des données ; et enfin une présentation et discussion des résultats obtenus.

1. Revue de la littérature

Très peu d'études se sont intéressées directement à la relation directe entre le mobile money et l'accès au crédit bancaire dû aux faibles transactions électronique en ce sens. La majorité des travaux existants abordent ses effets sur l'inclusion financière, ou explorent ses implications macro financières. Dans l'ensemble, les résultats disponibles suggèrent un potentiel encourageant du mobile money pour transformer les services financiers (élargissement des paiements et génération d'informations transactionnelles) sans que son impact sur le crédit formel soit encore clairement établi. Mais la manière dont ces évolutions se traduisent en augmentation ou en rétrécissement du crédit formel reste mal connue. Ce travail vise à combler cette lacune en testant empiriquement la relation mobile money et accès au crédit, tout en décomposant les canaux indirects susceptibles d'expliquer cet effet.

1.1. Analyses théoriques

La littérature économique sur le financement et la croissance mobilise plusieurs cadres théoriques pour expliquer les obstacles à l'accès au crédit, notamment dans les pays en développement. Deux grandes positions structurent cette réflexion. La première considère les innovations financières comme un catalyseur du financement digital dans le secteur formel. La seconde analyse ses limites notamment institutionnelles.

1.1.1. Mobile money et accès au crédit : une analyse théorique

Trois théories classiques permettent d'éclairer le rôle potentiel du mobile money sur le crédit productif.

- **La profondeur financière** (McKinnon et Shaw, 1973) suggère que la libéralisation du secteur financier favorise la mobilisation de l'épargne et l'allocation du crédit. Dans cette logique, le mobile money peut être perçu comme un outil de démocratisation financière, en élargissant l'accès aux services de paiement et d'épargne.
- **L'asymétrie d'information** (Stiglitz et Weiss, 1981) montre que le rationnement du crédit découle du manque d'informations des prêteurs. Le mobile money, en générant

des historiques de transactions, contribue à réduire cette asymétrie et à inclure des profils auparavant exclus du système bancaire.

- **Les coûts de transaction** (Williamson, 1975) expliquent que les banques hésitent à financer les petits acteurs informels en raison du coût élevé de collecte d'information. Le mobile money, en automatisant les flux et en simplifiant les procédures, réduit ces coûts et facilite l'accès au crédit pour les PME et les entrepreneurs individuels.

Ces apports théoriques montrent que le mobile money peut lever des obstacles structurels, mais son rôle reste ambivalent lorsqu'il s'agit de financer durablement les entreprises productives.

1.1.2. Mobile money et accès au crédit : boost ou obstacle ?

Au-delà de ces apports, trois courants théoriques mettent en évidence les tensions liées au développement du mobile money.

- **La désintermédiation bancaire** (Friedman, 1960) suggère que lorsque les services bancaires deviennent rigides, les agents économiques se tournent vers des alternatives plus flexibles. Les établissements de monnaie électronique, opérant souvent en dehors du cadre régulé, peuvent limiter l'interopérabilité et compliquer la consolidation des risques.
- **L'exclusion financière numérique** (Kempson et al., 2000 ; Zins et Weill, 2016) rappelle que l'accès au crédit peut être entravé par des barrières structurelles ou technologiques, notamment dans les zones rurales ou pour les populations vulnérables.
- **L'économie institutionnelle** (North, 1990) insiste sur le rôle des règles formelles et informelles dans le développement économique. Le mobile money, en brouillant les frontières entre banques, fintechs et opérateurs télécoms, défie les cadres classiques et oblige à repenser l'équilibre institutionnel.

Ainsi, le mobile money agit comme catalyseur d'inclusion mais aussi comme facteur de tension systémique. Son impact sur l'accès au crédit dépend du cadre réglementaire, de la qualité des infrastructures et du niveau d'intégration entre banques et fintechs. Cette ambivalence justifie une analyse empirique approfondie pour identifier les conditions d'un impact réellement inclusif.

1.2. Analyses empiriques

Les travaux empiriques sur le mobile money et l'accès au crédit se répartissent en deux grands axes. Le premier met en évidence son potentiel comme levier d'inclusion et de financement bancaire, tandis que le second souligne ses limites institutionnelles et son effet de substitution vis-à-vis du système financier classique.

D'une part, plusieurs études confirment son rôle structurant dans l'élargissement de l'accès aux services financiers. Jack et Suri (2014), à travers l'expérience de M-Pesa au Kenya, montrent que les utilisateurs de portefeuilles mobiles disposent d'une meilleure résilience face aux chocs économiques. Batista et Vicente (2020) observent que l'usage des portefeuilles électroniques en zones rurales mozambicaines favorise l'épargne et l'investissement. Dans la zone UEMOA, Coulibaly et Sirpe (2023) mettent en évidence la complémentarité entre services financiers informels et formels, tandis que Timite et Skalli (2023) ainsi que Bi et Cherkaoui (2021) confirment la corrélation positive entre monnaie électronique et inclusion financière. Enfin, Trinnou (2023) et Mawejje et Lakuma (2019) montrent que le mobile money modifie les comportements de liquidité et les canaux de transmission monétaire, avec des effets positifs modérés sur le crédit au secteur privé.

D'autre part, un ensemble d'études souligne les limites institutionnelles et les risques associés. Rietsch (2024) note que les microcrédits numériques sont souvent octroyés à des taux élevés, posant des questions d'équité. Claessens et al. (2018) observent une concentration des crédits numériques dans des zones à faible concurrence bancaire. Branzoli et Supino (2020) et Berg et al. (2020) insistent sur les enjeux de protection des données et de transparence liés au scoring numérique. Ndirangu et Nyamongo (2015) et N'dri et Kakinaka (2020) confirment l'effet de substitution vis-à-vis des services financiers formels, tandis que Klapper et Singer (2017) et Lawani et Bah (2024) mettent en évidence les risques de surendettement et de fraude. Ces travaux suggèrent que le mobile money agit à la fois comme levier d'inclusion financière et facteur de substitution bancaire, redéfinissant les contours du financement dans les économies africaines. Cette ambivalence justifie l'approche retenue dans cette recherche, qui vise à mesurer ses effets différenciés à court et à long terme dans la zone UEMOA.

Tableau 1 : Cadre conceptuel : effets positifs et négatifs du mobile money sur le crédit productif dans l'UEMOA

Canal	Théories mobilisées	Effet attendu	Implication pour l'UEMOA
Canal positif (inclusion financière)	-Profondeur financière (McKinnon & Shaw, 1973) -Asymétrie d'information (Stiglitz & Weiss, 1981) -Coûts de transaction (Williamson, 1975)	Le mobile money élargit l'accès aux services financiers, réduit les asymétries d'information et facilite l'accès au crédit pour les PME et les entrepreneurs.	Stimulation du crédit productif à court terme, inclusion accrue des acteurs informels.

Canal négatif (substitution bancaire)	-Désintermédiation bancaire (Friedman, 1960) -Exclusion financière numérique (Kempson et al., 2000 ; Zins & Weill, 2016) - Économie institutionnelle (North, 1990)	Le mobile money peut fragmenter le système bancaire, limiter l'interopérabilité et créer des risques de surendettement ou d'exclusion numérique.	Effet ambivalent à long terme, dépendant du cadre institutionnel et réglementaire.
--	--	--	--

Source : Auteur

2. Méthodologie

Notre démarche s'inspire du travail de Trinnou (2023) qui a analysé "L'impact du mobile money sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA". L'auteur travaille avec un modèle Vectoriel AutoRégressif Structurel (SVAR) qui se rapproche du modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) que nous choisissons d'appliquer à nos analyses.

Le cadre théorique retenu pour examiner les effets du mobile money sur l'accès au crédit est un modèle de panel autorégressif à retards échelonnés. Ce modèle est choisi pour son flexibilité dans la modélisation des séries temporelles contenant des variables intégrées d'ordre différent (I(0) et I(1)), évitant ainsi les contraintes des méthodes classiques de cointégration telles que celles de Johansen et Engle-Granger. L'approche ARDL permet d'évaluer les retombées immédiates des variations économiques tout en capturant leur influence persistante sur le financement du secteur privé.

Compte tenu des disparités économiques entre les pays membres, du développement progressif des services financiers et des mutations structurelles du système bancaire, une analyse rigoureuse des dynamiques de court et de long terme est essentielle. Contrairement à l'analyse SVAR effectué par Trinnou (2023) qui est axé aux réponses des chocs tel l'inflation et effectué sur une courte période, notre approche se concentre plus sur les effets structurels à long terme que les réponses. Face aux modèles de régression simple comme celle à effet fixe ou aléatoire qui sont statiques, l'ARDL prend en compte le financement au secteur privé des années passées afin de pouvoir mesurer ses effets sur l'année actuelle.

La forme générique s'écrit comme suit :

$$Y_{it} = \beta_0 + \dots + \beta_n X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avec Y_{it} la variable à expliquer; $\beta_0 \dots \beta_n$, les variables explicatives; et ε une variable quantitative de valeur moyenne nulle indépendante de $\beta_0 \dots \beta_n$ représentant une somme

d'erreurs aléatoires et multifactorielles (erreurs de mesures, effets non prévisibles, variables omises, etc.)

2.1. Spécification du modèle

Notre recherche sur des déterminants macroéconomiques du lien entre mobile money et crédit au secteur privé dans la zone UEMOA est appréhendé dans ce papier par les crédits des entreprises privées du secteur productif. Nous adoptons les méthodes économétriques de test de limites ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) en panel, développées par Pesaran et al.(2001), pour examiner la relation de cointégration à long terme pour le crédit privé du secteur productif. Notre choix d'approche est plausible car il permet un mélange de processus I(1) et I(0) à travers le test de racine unitaire de Levin et al. (2002). L'approche ARDL permet un nombre suffisant de retards pour capturer le processus de génération des données dans un cadre de modélisation général à spécifique. Pour parvenir à cela, le test de cointégration de Pedroni (1999, 2004) qui permet de prendre en compte l'hétérogénéité interindividuelle au sein du panel, est effectué après celui de stationnarité. Et pour finir, le modèle ARDL a été estimé selon l'approche de Pesaran et al. (2001), en combinant les effets à court terme et la dynamique d'ajustement vers l'équilibre à travers le mécanisme de correction d'erreur (ECM) dérivé directement de l'équation ARDL.

Le modèle de base s'écrit sous la forme :

$$Y_{it} = \beta_0 i + \beta_1 X_{it} + \beta_j X_{it} + \dots + \beta_n X_{it} + \varepsilon_{it}$$

avec Y_{it} la valeur de la variable dépendante pour l'individu i à la période t , $\beta_0 i$ représente l'effet fixe ou aléatoire spécifique à l'individu i , β un vecteur de coefficients qui indiquent l'effet des variables explicatives, X_{it} le vecteur de variables explicatives pour l'individu i à la période t et ε_{it} le terme d'erreur pour l'individu i à la période t .

En y intégrant nos variables de départ, le modèle se réécrit comme suit :

$$LCESPP_{it} = \beta_0 i + \beta_1 LTUME_{it} + \beta_2 LIFF_{it} + \beta_3 LIDH_{it} + \beta_4 LTINC_{it} + \beta_5 LM2_{it} + \varepsilon_{it}$$

Ainsi, nous estimons le modèle ARDL comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta LCESPP_{it} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_{1i} \Delta LCESPP_{it-i} + \\ & \sum_{i=1}^q \alpha_{2i} \Delta LTUME_{it-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{3i} \Delta LIFF_{it-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{4i} \Delta LIDH_{it-i} + \\ & \sum_{i=1}^q \alpha_{5i} \Delta LTINC_{it-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{6i} \Delta LM2_{it-i} + b_1 LCESPP_{it-1} + b_2 LTUME_{it-1} + \\ & b_3 LIFF_{it-1} + b_4 LIDH_{it-1} + b_5 LTINC_{it-1} + b_6 LM2_{it-1} + \theta \mu_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Avec, α_0 la constante, Δ l'opérateur de différence première, $\alpha_1i \dots \alpha_6i$ les effets à court terme, $b_1 \dots b_6$ les dynamiques à long terme, ε_{it} le terme d'erreur, et L l'opérateur de logarithme, et θ_{it} le terme de correction d'erreur.

Afin de renforcer la robustesse des résultats, nous avons retenu le modèle PMG (Pooled Mean Group) comme l'estimateur de l'ARDL en panel. Ce choix repose sur l'hypothèse d'une homogénéité des relations de long terme entre les pays de l'UEMOA, cohérente avec la convergence institutionnelle et réglementaire impulsée par la BCEAO, tout en permettant une hétérogénéité des dynamiques de court terme reflétant les spécificités nationales. Le PMG permet ainsi de combiner des effets structurels convergents à long terme et des ajustements différenciés par pays à court terme. Cette spécification, proposée par Pesaran et al. (1999, 2001), est particulièrement adaptée aux panels hétérogènes et constitue une extension naturelle de l'ARDL en panel.

2.2. Source de données et description des variables

2.2.1. Sources de données

Les données sont extraites d'une part des rapports sur les services financiers numériques, sur la situation de l'inclusion financière de la BCEAO partant de l'année 2011 à 2023. Les données de la BCEAO ont concerné la variable dépendante et la variable d'intérêt. S'agissant des variables de contrôle, nous avons obtenu les données sur la base de données de la banque mondiale, le world development indicator (WDI) de 2011 à 2023.

2.2.2. Description des variables

L'analyse des données consiste à estimer un modèle dans lequel le crédit au secteur privé est expliqué entre autres facteurs par l'indicateur du « Mobile Money ». Ce dernier est capté dans le cadre de ce travail par le taux d'utilisation des services de monnaies électroniques (**TUME**) Quant aux variables de contrôles, nous avons l'indice de développement humain (**IDH**), la masse monétaire (**M2**), le taux d'intérêt nominal des crédits (**TINC**) et l'indice d'inclusion financière (**IFF**).

- Variable dépendante

La variable endogène est appréhendée par la mise en place des crédits octroyés aux entreprises privées du secteur productif. L'indicateur représente les financements accordés par les établissements de crédit aux entreprises privées opérant dans des secteurs à valeur ajoutée. Il mesure la dynamique conjoncturelle du financement de l'économie réelle. Il est proche de l'indicateur de mesure de la profondeur financière (crédit intérieur au secteur privé rapporté au PIB) mais reste plus précis pour évaluer les effets du mobile money qui est récent dans le secteur

du financement. Cette variable a été traitée par (Mawejje et Lakuma, 2019) pour traiter la relation entre le mobile money et la politique monétaire ougandaise.

- Variables d'intérêts

La variable d'intérêt est un des indicateurs issus du calcul d'indice de l'inclusion financière. Elle a été étudiée par Timite et Skalli (2023) et Bi et Cherkaoui (2021) pour déterminer l'impact du mobile money sur l'inclusion financière accompagné d'autres variables. D'autres éléments déterminants comme le volume et la valeur des transactions ont été choisis par plusieurs chercheurs traitant les effets du mobile money sur la politique monétaire (Mawejje et Lakuma, 2019 ; Trinnou, 2023). La valeur des transactions est pertinente car elle permet de capter les flux et d'anticiper sur la capacité de l'utilisateur à rembourser les prêts. Cependant, nous avons très peu de données sur cette variable, ce qui nous a poussé à retenir le **taux d'utilisation des services de monnaie électronique (TUME)**. Ce choix se justifie non seulement par la disponibilité des données, mais aussi par la capacité du TUME à refléter directement l'adoption et l'usage des services de monnaie électronique par les agents économiques. Contrairement aux variables de volume ou de valeur des transactions, sensibles aux effets de concentration ou aux biais de reporting, le TUME traduit le degré de pénétration du mobile money dans la population et constitue ainsi un indicateur pertinent pour analyser l'accès au crédit productif, car il capture la diffusion de l'innovation financière plutôt que la seule intensité des flux.

- Variables de contrôle

L'inclusion financière (IFF) est intéressante pour nous car cela permet de voir si la majorité des bancarisés notamment les PME/PMI ont facilement accès au crédit. Ce dernier a été l'objet d'étude de plusieurs auteurs étudiant l'effet de la technologie mobile sur l'inclusion financière constituant la variable à expliquer. Nous pouvons citer Sezard et Andre (2020), Bi et Cherkaoui (2021), Timite et Skalli (2023). L'indice d'inclusion financière est mesuré à la BCEAO par les trois dimensions d'accès, d'utilisation et de qualité. Il s'agit d'une valeur unique, comprise entre 0 et 1, qui traduit respectivement une situation d'exclusion totale et une inclusion financière aboutie. Il est obtenu, à partir d'une moyenne pondérée des différents indicateurs des dimensions.

Une autre variable déterminante c'est le **taux d'intérêt** avec lequel les banques accordent les crédits. Dans le cadre de l'UEMOA, il est nommé le **taux d'intérêt nominal des crédits (TINC)**. Certaines études utilisent ce taux (Mawejje et Lakuma, 2019) et d'autres (Sézard et Andre, 2020 ; Trinnou, 2023) choisissent l'inflation comme déterminant de l'accès au financement. Les deux sont intéressants et pertinents mais d'un point de vue analytique, le

TINC nous semble plus stratégique. Ce choix s'explique par la capacité du TINC à intégrer, de manière implicite, une série d'ajustements liés aux anticipations inflationnistes des prêteurs, aux primes de risque, et aux conditions générales de liquidité sur le marché monétaire. L'intégration de l'inflation en même temps peut créer une possible redondance ou engendrer un biais de multi colinéarité nuisible à l'interprétation des résultats. De même que choisir seulement l'inflation peut orienter sur le risque de durcissement des conditions d'accès aux crédits mais le taux est plus révélateur car les banquiers se base d'une certaine manière de ce choc afin de fixer le TINC.

La masse monétaire qui désigne la quantité de circulation de monnaie dans une économie à une période donnée est représentée ici par la M2. Ce dernier renferme la monnaie fiduciaire et les dépôts à vue (M1) ainsi que les dépôts à terme. Dans le milieu bancaire, il peut être assimilé aux dépôts et crédits bancaires. La M2 peut refléter les conditions du marché du crédit comme le TINC. Si l'on s'en tient à la théorie quantitative de la monnaie, une demande excessive de monnaie, surtout avec les coûts de transactions réduits avec le mobile money et son adoption facile, peut induire à l'inflation d'où une politique monétaire restrictive. Cette variable a été utilisée par plusieurs auteurs notamment Mawejje et Lakuma (2019) et Trinnou (2023).

La littérature intègre dans les travaux liés à l'accès au financement ou à la politique monétaire et même l'inclusion financière, des variables mesurant la richesse de la zone étudié, d'un pays ou par habitant et des déterminants sociodémographiques (Sézard et Andre, 2020 ; Jack et Suri, 2014 ; Zins et Weill, 2016 ; Ozili, 2018 ; Batista et Vincente, 2020 ; Ussif, 2025). Beaucoup d'auteurs ont travaillé sur le revenu national brut qui mesure le niveau de vie par habitant qui peut renfermer les transferts reçus de l'étranger ainsi que les revenus, entres autres, le PIB par habitant (Sézard et Andre, 2020 ; Trinnou, 2023) concernant les créations de richesses intérieur incluant celles produites par les entreprises étrangères. Notre démarche de choisir une variable incluant le bien-être social (santé, éducation) et financier. L'indice de développement humain est un indicateur composite mis au point par le Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD) pour mesurer le niveau moyen de développement humain d'un pays. Il ne se limite pas à la richesse économique, mais cherche à capturer trois dimensions fondamentales du bien-être (santé, éducation et revenu).

3. Résultats et discussions

3.1. Statistique descriptive

L'analyse descriptive met en évidence des disparités importantes entre les variables étudiées. La variable dépendante (CESPP) enregistre une moyenne relativement élevée aux environs de

1 013 milliards de FCFA, s'accompagne d'un écart-type élevé, révélant une forte hétérogénéité entre pays et périodes. Cela suggère que certains pays ou périodes concentrent des montants nettement plus élevés, qui peut être un lien avec la taille de leur économie ou la maturité de leur système bancaire comme la Côte d'Ivoire ou le Sénégal. Quant au taux d'utilisation des services de monnaie électronique (TUME), il affiche une modeste moyenne (12,9%) mais une distribution hautement asymétrique ($skewness = 2,27$), montrant une adoption non homogène dans l'espace UEMOA. Certains pays comme le Niger qui affiche un TUME de 23.17% en 2023 contre une adoption presque totale au niveau du Sénégal (98,6%) ou en Côte d'Ivoire (99,92%). Contrairement à ces deux indicateurs, le taux d'intérêt nominal du crédit (TINC) présente une distribution relativement centrée et stable (écart-type faible et Jarque-Bera non significatif), ce qui renforce sa pertinence comme indicateur consolidé du coût du crédit dans la région. L'Indice de Développement Humain (IDH) tourne autour de 0,47, positionnant l'échantillon dans une zone de développement humain intermédiaire, tandis que la masse monétaire (M2/PIB) révèle un niveau de profondeur financière structurellement limité (moyenne de 41,6%). Ce constat est cohérent avec le taux de bancarisation encore limité dans certains pays de l'UEMOA (Guinée, 15,2% et Niger, 8,5%). Ces premiers résultats confirment la coexistence de contraintes structurelles et conjoncturelles dans l'accès au crédit, ce qui justifie une analyse plus approfondie par des méthodes économétriques.

Tableau 2 : Disparité des indicateurs d'accès au financement

	CESPP	TUME	IFF	IDH	TINC	M2
MOYENNE	1013,21	0,13	0,39	0,47	0,08	0,42
MEDIANE	654,20	0,01	0,37	0,48	0,08	0,42
MAXIMUM	5515,20	1,00	0,66	0,58	0,11	0,70
MINIMUM	10,25	0,00	0,14	0,34	0,06	0,17
ECART-TYPE	1089,47	0,33	0,17	0,06	0,01	0,15
SKEWNESS	1,72	2,27	0,20	0,32	0,08	-0,01
KURTOSIS	5,84	6,14	1,59	2,17	2,30	1,97
JARQUE-BERA	86,35	131,87	9,35	4,74	2,26	4,61
PROBABILITY	0,00	0,00	0,01	0,09	0,32	0,10
SUM	105374,20	13,42	40,78	48,88	8,24	43,33
SUM SQ. DEV.	122000000,00	11,27	2,83	0,31	0,02	2,21
OBSERVATIONS	104	104	104	104	104	104

Source : auteur

3.2. Estimation

Le modèle d'estimation choisi est le modèle autorégressif à retards échelonnés. Nous allons d'abord effectuer le test de racine unitaire de Levin, Lin et Chiu pour s'assurer de la stationnarité

des variables. Le niveau de stationnarité à niveau ou à différence va orienter les tests sur celui de la cointégration. Celui-ci sera déterminant pour voir la pertinence de l'ARDL.

- Test de Stationnarité

Tableau 3 : Test de racine unitaire de Levin, Lin & Chu

Test de racine unitaire de Levin, Lin & Chu					
	A niveau		Différence première		Conclusion
Variables	Statistique	Probabilité	Statistique	Probabilité	
LCESPP	-2,97	0,0015			I0
LTUME	0,52	0,6968	-18,33	0,0000	I1
LIDH	-1,97	0,0245			I0
LIFF	-3,95	0,0000			I0
LTINC	-3,47	0,0003			I0
LM2	-3,31	0,0005			I0

Note : I0 et I1 signifient que la variable est intégrée d'ordre 0 et 1 respectivement.

A la sortie des résultats, toutes les variables sont stationnaires à l'exception de la variable représentant le mobile money (TUME) qui l'est en différence première. Ceci est un premier piste de réflexion vers la modélisation ARDL. Mais nous allons voir d'abord l'intégration des variables pour pouvoir appuyer ce modèle.

- Test de cointégration résiduel de Pedroni

Hypothèse nulle: Pas de relation de cointégration entre les variables

Hypothèse alternative: Existence d'une relation de cointégration entre les variables

L'objectif du test est de vérifier si les variables évoluent ensemble à long terme.

Tableau 4 : Test de cointégration résiduel de Pedroni

Test de cointégration de Pedroni	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	-1,34	0,9096	-1,73	0,9578
Panel rho-Statistic	2,59	0,9951	2,44	0,9926
Panel PP-Statistic	-1,52	0,0638	-3,86	0,0001
Panel ADF-Statistic	-0,78	0,2167	-2,13	0,0166

Source : auteur

D'après les résultats du test, nous pouvons rejeter H0 car nous avons des probabilités inférieures à 5% au niveau de PP-Statistic et ADF-Statistic. Ceci confirme qu'il y a au moins une relation stable à long terme entre les variables. Les deux tests sur les quatre sont les plus robustes et suggèrent que les résidus du modèle sont stationnaires, malgré la non-stationnarité potentielle des séries individuelles, ce qui valide l'existence d'une relation de long terme entre les variables étudiées. En revanche, les autres statistiques du test (notamment le panel v-statistic et le panel rho-statistic) apparaissent non significatives. Toutefois, cette divergence est courante dans les

panels hétérogènes, et ne remet pas en cause la conclusion principale dès lors qu'au moins deux tests robustes convergent vers le rejet de l'hypothèse nulle.

Ces résultats confortent l'hypothèse d'un mécanisme structurel de co-mouvement entre les variables, et justifient économiquement l'estimation d'un modèle à correction d'erreur, permettant de distinguer les effets de court terme des ajustements vers l'équilibre de long terme, notamment l'ARDL.

- Estimation ARDL

Tableau 5 : Résultat d'estimation des coefficients

Variable	Coefficient	Prob.	
Long terme			
LTUME	-0,1590***	0,000	
LIFF	1,4502***	0,000	
LIDH	-0,8620	0,162	
LTINC	-0,1900	0,611	
LM2	0,2489***	0,028	
Court terme			
COINTEQ01	-0,773***	0,042	
D(LTUME)	0,1284***	0,039	
D(LIFF)	-0,8959***	0,041	
D(LIDH)	0,7961	0,781	
D(LTINC)	-1, 12618	0,421	
D(LM2)	-0,2777	0,601	
C	4,7990**	0,072	
Mean dependent var	0,0987	S.D. dependent var	0,262
S.E. of regression	0,2027	Akaike info criterion	0,490
Sum squared resid	1,7680	Schwarz criterion	1,061
Log likelihood	86,4565	Hannan-Quinn criter.	0,139

Source : auteur

Les résultats montrent une significativité importante à long terme de l'usage des services de monnaie électronique et l'inclusion financière mais qui le sont moins en court terme. La masse monétaire n'agit sur le crédit privé qu'à long terme. Par contre, l'usage du mobile money agit négativement sur le crédit privé productif à long terme (significatif à 1%) mais positivement à court terme à hauteur de 5%. Le tableau ci-dessus montre également que le coefficient d'ajustement ou force de rappel est statistiquement significatif car il est négatif, compris entre zéro et un et au niveau de 5%. Il est significativement différent de zéro, confirmant ainsi l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur. Ce modèle est donc validé. Ainsi on arrive à ajuster 77% du déséquilibre entre le niveau souhaité et réel des crédits des entreprises privées du secteur productif, ce qui suggère une bonne vitesse d'ajustement dans le processus de sa

relation avec les paiements mobile. Ainsi à court terme une augmentation de 5% de l'utilisation des services de mobile money entraîne une hausse du crédit au secteur privé de 13%.

Afin de renforcer la robustesse des résultats, nous avons également mobilisé le modèle PMG (Pooled Mean Group), proposé par Pesaran et al. (1999, 2001), qui permet de distinguer les effets de long terme homogènes et les dynamiques de court terme hétérogènes. Les résultats sont présentés dans le tableau suivant.

Tableau 5 : Résultats estimation PMG

	Benin	Burkina Faso	Cote d'Ivoire	Guinée Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo
COINTEQ01	-1.01***	-0.09**	-0,13***	-0,95***	-0,49***	-0,43*	-3,16***	0,07*
D(LTUME)	0.25***	0,03***	0,12***	0,01***	0,04***	0,08***	0,5***	0,002***
D(LIFF)	-1.76***	0,25	-0,07	-0,17**	0,08	-1,26	-3,3***	-0,94**
D(LIDH)	7.65	-7,86	10,19	11,17	1,01	-3,9	-9,34**	-2,53
D(LTINC)	5.53*	-2,78	-3,7***	-1,92	-2,4	-1,36	3,9**	-6,27*
D(LM2)	0.15	0,44	0,35***	-3,73***	-0,61	1,07	0,27***	0,54**
C	5.74	0,57	0,83**	3,62**	3,16	2,38	22,37	-0,27

*Note : significativité : 1% (***) , 5% (**) et 10% (*)*

Une analyse plus approfondie met en évidence les disparités entre les pays de l'UEMOA. Dans les économies où l'adoption du mobile money est très élevée, comme le Sénégal ou la Côte d'Ivoire, l'effet positif à court terme apparaît plus marqué (0.5) et (0.12). À l'inverse, dans les pays où la bancarisation reste faible, tels que le Niger (0.08), le Togo (0.002) ou la Guinée-Bissau (0.01), l'impact demeure limité. Cette diversité de trajectoires nationales contribue à expliquer pourquoi, au niveau agrégé, l'effet de long terme ressort négatif, traduisant dans certains contextes une tendance à la substitution du mobile money aux circuits bancaires traditionnels. L'inclusion financière agit négativement dans plusieurs pays, notamment au Sénégal (-3.3), Bénin (-1.76) et Togo (-0.94), tandis que la masse monétaire est significative et positive en Côte d'Ivoire (0.35), Sénégal (0.27) et Togo (0.54), mais fortement négative en Guinée-Bissau (-3.73). Le taux d'intérêt nominal freine le crédit en Côte d'Ivoire (-3.7) et Togo (-6.27), mais le stimule au Sénégal (3.9) et Bénin (5.53), alors que l'indice de développement humain n'est significatif que pour le Sénégal (-9.34). Ces disparités confirment l'existence d'un mécanisme d'ajustement robuste dans la majorité des pays, tout en révélant une forte hétérogénéité intra-UEMOA dans les effets des variables explicatives.

- Discussion des résultats

Les résultats issus des modèles ARDL et PMG révèlent une ambivalence structurante du mobile money dans son rapport au crédit productif au sein de l'UEMOA. À court terme, son utilisation agit comme un catalyseur de liquidité : en permettant des décaissements rapides et des

financements de proximité, il répond aux besoins immédiats des MPME, des petits agriculteurs et des acteurs informels. Cette dynamique, confirmée par Trinnou (2023) et Mawedji et Lakuma (2019), est portée par l'essor des partenariats entre banques, fintechs et opérateurs de réseaux mobiles, qui ont favorisé l'émergence de microcrédits digitaux de maturité courte. Elle traduit une capacité d'inclusion transactionnelle qui fluidifie la circulation monétaire et soutient la résilience des entreprises face aux contraintes de trésorerie. Cependant, cette logique inclusive se transforme progressivement en un mécanisme de substitution bancaire à long terme. Les entreprises exclues du crédit classique faute de garanties se tournent vers des plateformes fintech qui offrent des microcrédits sans exigences particulières. Si cette orientation élargit l'accès au financement, elle fragilise en même temps les circuits bancaires traditionnels, accentue la segmentation du marché et expose les ménages et petites entreprises à des risques de surendettement. N'dri et Kakinaka (2020) soulignent le caractère conditionnel de cet effet, qui profite surtout aux individus déjà bancarisés, tandis que Klapper et Singer (2017) alertent sur les risques d'abus. Lawani et Bah (2024) confirment l'incapacité des plateformes à catalyser des financements structurés, leurs crédits restant de faible montant et à échéance courte.

Dans ce contexte, l'inclusion financière apparaît comme le véritable moteur structurel du financement productif. Elle élargit l'accès aux services financiers et renforce la profondeur du système, même si son expansion rapide peut générer des frictions de court terme. Les travaux de N'dri et Kakinaka (2020) montrent que les individus bancarisés ont davantage accès aux crédits digitaux grâce à l'interopérabilité entre opérateurs mobiles, fintechs, microfinances et banques. La masse monétaire joue également un rôle positif en consolidant la capacité de financement et en améliorant la transmission monétaire, comme l'ont montré Mawedji et Lakuma (2019) et Trinnou (2023), même si certains contextes révèlent des inefficacités persistantes liées à une mauvaise allocation des ressources. À l'inverse, le taux d'intérêt nominal et l'indice de développement humain apparaissent globalement secondaires dans l'accès au crédit productif, reflétant la spécificité du contexte UEMOA où les critères de garantie et de solvabilité priment sur le coût du crédit ou les conditions sociales. En somme, les résultats montrent la dualité du mobile money, catalyseur de liquidité à court terme mais facteur de substitution bancaire à long terme. Cette ambivalence dépasse les effets microéconomiques sur les MPME et soulève des enjeux macroéconomiques. Elle interroge la stabilité financière, car une part croissante du crédit échappe aux banques et donc aux mécanismes de supervision classiques. Elle questionne également la cohérence institutionnelle, en appelant à une régulation proactive capable d'encadrer les fintechs et de renforcer l'interopérabilité régionale.

L'expérience de la CEMAC (Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale) illustre un rôle similaire mais encadré par des règles prudentielles renforcées, tandis que dans la SADC (Southern African Development Community) et l'EAC (East African Community), l'intégration plus avancée avec les banques, comme au Kenya avec M-Pesa, atténue les effets négatifs de long terme. L'UEMOA s'inscrit ainsi dans un paysage africain où les défis sont communs mais les réponses varient selon la maturité des systèmes financiers et la force des régulations.

Conclusion

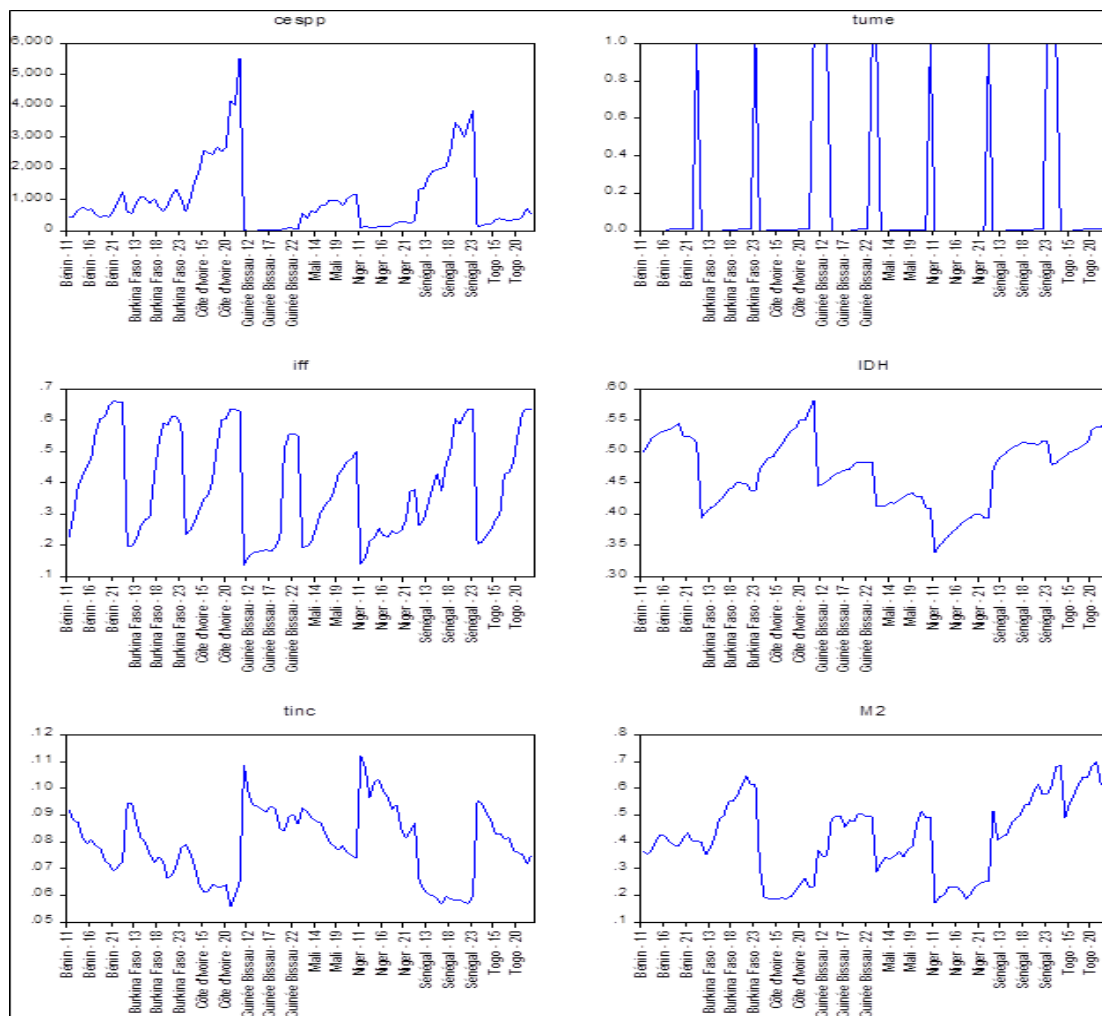
Cette étude met en évidence que le mobile money agit comme un levier d'inclusion financière à court terme, en facilitant l'accès au crédit productif pour les MPME. Toutefois, son expansion à long terme fragmente le système bancaire, en favorisant une substitution vers des financements alternatifs moins régulés. Dans ce contexte, l'inclusion financière et la liquidité bancaire apparaissent comme les véritables moteurs du crédit productif, alors que le coût du crédit et le bien-être restent secondaires. Ces résultats impliquent pour :

- La BCEAO et les banques commerciales : l'intégration des données de mobile money dans le scoring, tandis que les fintechs devraient être encadrées sur les conditions de prêt.
- Les MPME, l'éducation financière et la maîtrise des outils numériques, notamment en milieu rural, constituent un enjeu majeur afin de transformer l'usage du mobile money en financements productifs durables.
- Les pays à faible bancarisation comme la Guinée et le Niger, le défis concerne l'élargissement du réseau d'agents et la régulation des microcrédits digitaux pour éviter les risques de surendettement. Quant aux pays à fort taux (Côte d'Ivoire, Sénégal), il s'agirait de renforcer d'avantage l'interopérabilité comme l'exemple de PI-SPI afin de compter sur un système financier solide.

Après l'usage du PMG (Pool Mean Group), une extension vers le PSTR (Panel Smooth Transition Regression) permettrait de mieux saisir les effets non linéaires et conditionnels du mobile money, en distinguant les régimes de forte et faible bancarisation au sein de l'UEMOA.

ANNEXES

Annexe 1 : Evolution des variables



Annexe 2 : Résultats du test de cointégration par pays

Pedroni Residual Cointegration Test

Series: CESPP TUME IFF IDH TINC M2

Date: 06/05/25 Time: 03:05

Sample: 2011 2023

Included observations: 104

Cross-sections included: 8

Null Hypothesis: No cointegration

Trend assumption: No deterministic trend

Use d.f. corrected Dickey-Fuller residual variances

Automatic lag length selection based on MSIC with a max lag of 1

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

**Alternative hypothesis: common
 AR coefs. (within-dimension)**

			Weighted	
	Statistic	Prob.	Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	-1,3385	0,9096	-1,7255	0,9578
Panel rho-Statistic	2,58566	0,9951	2,435142	0,9926
Panel PP-Statistic	-1,52329	0,0638	-3,85921	0,0001
Panel ADF-Statistic	-0,78336	0,2167	-2,1297	0,0166

**Alternative hypothesis: individual
 AR coefs. (between-dimension)**

	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	3,636698	0,9999
Group PP-Statistic	-6,82084	0,0000
Group ADF-Statistic	-1,4997	0,0668

Cross section specific results

Phillips-Peron results (non-parametric)

Cross ID	AR(1)	Variance	HAC	Bandwidth	Obs
Bénin	0,112	17345,83	14572,66	3	12
Burkina Faso	-0,077	16092,01	10785,92	3	12
Côte d'Ivoire	0,126	44007,44	36915,66	4	12
Guinée Bissau	-0,5	40,60226	4,714224	11	12
Mali	-0,371	3839,644	4063,642	1	12
Niger	0,108	1216,955	971,5494	4	12
Sénégal	-0,252	24767,15	4757,751	8	12
Togo	0,153	4080,164	2955,91	3	12

**Augmented Dickey-Fuller results
 (parametric)**

Cross ID	AR(1)	Variance	Lag	Max lag	Obs
Bénin	0,112	18922,72	0	1	12
Burkina Faso	-0,077	17554,92	0	1	12
Côte d'Ivoire	0,126	48008,11	0	1	12
Guinée Bissau	-0,5	44,29337	0	1	12
Mali	-0,371	4188,702	0	1	12
Niger	0,108	1327,587	0	1	12
Sénégal	-0,252	27018,71	0	1	12
Togo	0,153	4451,088	0	1	12

Annexe 3 : Résultats d'estimation des coefficients (ARDL)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
Long terme				
LTUME	-0,159021	0,017034	-9,335653	0,000
LIFF	1,450289	0,041101	35,28557	0,000
LIDH	-0,862045	0,60651	-1,421321	0,162
LTINC	-0,19006	0,370935	-0,512379	0,611
LM2	0,24887	0,1097	2,268639	0,028
Court terme				
COINTEQ01	-0,772975	0,368353	-2,098462	0,042
D(LTUME)	0,128396	0,060179	2,133559	0,039
D(LIFF)	-0,895855	0,425194	-2,106934	0,041
D(LIDH)	0,796115	2,846107	0,279721	0,781
D(LTINC)	-1,126178	1,387098	-0,811895	0,421
D(LM2)	-0,277663	0,526935	-0,526941	0,601
C	4,79904	2,601915	1,844426	0,072
Mean dependent var	0,098781	S.D. dependent var		0,262
S.E. of regression	0,202775	Akaike info criterion		-0,490
Sum squared resid	1,768053	Schwarz criterion		1,061
Log likelihood	86,45657	Hannan-Quinn criter.		0,139

Annexe 4 : Résultats d'estimation des coefficients (PMG)

Benin				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
COINTEQ01	-1,00977	0,038606	-26,15536	0,0001
D(LTUME)	0,24648	0,003333	73,95838	0,00000
D(LIFF)	-1,75784	0,252291	-6,967526	0,0061
D(LIDH)	7,647448	7,868426	0,971916	0,4028
D(LTINC)	5,531439	1,818399	3,041928	0,0558
D(LM2)	0,147567	0,736594	0,200337	0,854
C	5,741207	2,527293	2,271683	0,1078

Burkina Faso				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
COINTEQ01	-0,08931	0,018726	-4,76931	0,0175
D(LTUME)	0,025763	0,003054	8,437036	0,0035
D(LIFF)	0,249716	0,372719	0,669985	0,5508
D(LIDH)	-7,8627	25,76952	-0,30512	0,7802
D(LTINC)	-2,77863	1,86378	-1,49086	0,2328
D(LM2)	0,437932	0,938125	0,466816	0,6724
C	0,565062	0,6948	0,813274	0,4756

Cote d'Ivoire

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
COINTEQ01	-0,12746	0,003205	-39,7635	0
D(LTUME)	0,118077	0,000244	484,884	0
D(LIFF)	-0,07185	0,048139	-1,49262	0,2324
D(LIDH)	10,18859	7,362082	1,383928	0,2604
D(LTINC)	-3,70227	0,15632	-23,6839	0,0002
D(LM2)	-0,34951	0,012693	-27,5365	0,0001
C	0,827041	0,183803	4,499614	0,0205

Niger

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
COINTEQ01	-0,43132	0,179942	-2,39702	0,0961
D(LTUME)	0,082881	0,006094	13,59957	0,0009
D(LIFF)	-1,26414	0,777293	-1,62633	0,2024
D(LIDH)	-3,90394	118,2451	-0,03302	0,9757
D(LTINC)	-1,36384	6,356703	-0,21455	0,8439
D(LM2)	1,073657	1,328492	0,808177	0,4781
C	2,379046	5,267934	0,451609	0,6822

Guinée Bissau

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
COINTEQ01	-0,94642	0,01392	-67,99257	0
D(LTUME)	0,014344	0,000765	18,75555	0,0003
D(LIFF)	-0,1666	0,034187	-4,873018	0,0165
D(LIDH)	11,16545	250,9202	0,044498	0,9673
D(LTINC)	-1,92129	4,352957	-0,441376	0,6888
D(LM2)	-3,73374	0,46762	-7,984555	0,0041
C	3,620187	1,089591	3,32252	0,045

Mali

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
COINTEQ01	-0,48799	0,059812	-8,15871	0,0039
D(LTUME)	0,036514	0,000245	149,0456	0
D(LIFF)	0,083218	1,235966	0,067331	0,9506
D(LIDH)	1,006159	30,74915	0,032722	0,976
D(LTINC)	-2,40448	23,12373	-0,10398	0,9237
D(LM2)	-0,60827	0,958088	-0,63487	0,5706
C	3,159792	3,307418	0,955365	0,4099

Sénégal

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
COINTEQ01	-3,16374	0,102263	-30,9372	0,0001
D(LTUME)	0,50092	0,008323	60,18454	0
D(LIFF)	-3,29619	0,173948	-18,9493	0,0003
D(LIDH)	-9,34059	2,54177	-3,67484	0,0349
D(LTINC)	3,900383	0,81015	4,814394	0,0171
D(LM2)	0,268446	0,030498	8,802169	0,0031
C	22,37353	10,45378	2,140234	0,1218

Togo

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
COINTEQ01	0,072215	0,025841	2,794582	0,0682
D(LTUME)	0,002192	0,000293	7,486957	0,0049
D(LIFF)	-0,94316	0,239184	-3,94322	0,0291
D(LIDH)	-2,5315	25,57165	-0,099	0,9274
D(LTINC)	-6,27073	2,432745	-2,57764	0,0819
D(LM2)	0,542611	0,145776	3,722217	0,0338
C	-0,27355	0,830394	-0,32942	0,7635

Références bibliographiques

- Batista, C., & Vicente, P. C. (2020).** Adopting mobile money: Evidence from an experiment in rural Africa. *AEA Papers and Proceedings*, 110, 594–598. <https://doi.org/10.1257/pandp.20201086>
- BCEAO. (2019a).** Rapport annuel 2019 de la BCEAO.
- BCEAO. (2019b).** Rapport annuel sur les services financiers numériques dans l'UEMOA – 2019.
- Berg, T., Burg, V., Gombović, A., & Puri, M. (2020).** On the rise of FinTechs: Credit scoring using digital footprints. *The Review of Financial Studies*, 33(7), 2845–2897. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz099>
- Bi, K. G. C. K., & Cherkaoui, M. (2021).** Monnaie électronique et inclusion financière: Essai d'analyse dans les pays de l'UEMOA. *Alternatives Managériales Economiques*, 3(4), 622–639. <https://doi.org/10.48374/IMIST.PRSM/AME-V3I4.28928>
- Branzoli, N., & Supino, I. (2020).** FinTech credit: A critical review of empirical research literature. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3612726>
- Commission Bancaire UEMOA. (2023).** Rapport annuel 2023 de la Commission Bancaire de l'UMOA.
- Claessens, S., Frost, J., Turner, G., & Zhu, F. (2018).** Fintech credit markets around the world: Size, drivers and policy issues. *BIS Quarterly Review*, September, 29–49.
- Coulibaly, M., & Sirpe, G. (2023).** Financial dualism: An analysis of the effects of informal finance on formal finance in WAEMU countries. *African Development Review*, 35(3), 282–294. <https://doi.org/10.1111/1467-8268.12712>
- Goldsmith, R. W. (1969).** *Financial structure and development*. Yale University Press.
- Jack, W., & Suri, T. (2014).** Risk sharing and transactions costs: Evidence from Kenya's mobile money revolution. *American Economic Review*, 104(1), 183–223. <https://doi.org/10.1257/aer.104.1.183>
- King, R. G., & Levine, R. (1993a).** Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717–737. <https://doi.org/10.2307/2118406>
- King, R. G., & Levine, R. (1993b).** Finance, entrepreneurship and growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 513–542. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90028-E](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90028-E)
- Klapper, L., & Singer, D. (2017).** The opportunities and challenges of digitizing government-to-person payments. *The World Bank Research Observer*, 32(2), 211–226.

- Kouakou, T. G.-O. (2020).** Complémentarité banque-microfinance et intermédiation financière dans l'UEMOA. *Revue d'économie du développement*, 28(3), 5–35. <https://doi.org/10.3917/edd.343.0005>
- Lawani, A., & Bah, A. O. K. (2024).** Analyse de l'impact de mobile money sur les services bancaires guinéens. *Revue Française d'Économie et de Gestion*, 5(11). <https://www.revuefreg.fr/index.php/home/article/view/1845>
- Levine, R. (1997).** Financial development and economic growth: Views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2), 688–726.
- Levine, R. (2005).** Finance and growth: Theory and evidence. In P. Aghion & S. N. Durlauf (Eds.), *Handbook of Economic Growth* (Vol. 1, pp. 865–934). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0684\(05\)01012-9](https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01012-9)
- Mawejje, J., & Lakuma, P. (2019).** Macroeconomic effects of mobile money: Evidence from Uganda. *Financial Innovation*, 5(1), 23. <https://doi.org/10.1186/s40854-019-0141-5>
- McKinnon, R. I. (2010).** Money and capital in economic development. Brookings Institution Press.
- Ndirangu, L., & Nyamongo, E. M. (2015).** Financial innovations and their implications for monetary policy in Kenya. *Journal of African Economies*, 24(suppl_1), i46–i71. <https://doi.org/10.1093/jae/eju029>
- N'dri, L. M., & Kakinaka, M. (2020).** Financial inclusion, mobile money, and individual welfare: The case of Burkina Faso. *Telecommunications Policy*, 44(3), 101926. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2020.101926>
- North, D. C. (1990).** Institutions, institutional change and economic performance. Cambridge University Press.
- Pedroni, P. (1999).** Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653–670.
- Pedroni, P. (2004).** Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Department of Economics Working Paper, Williams College.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001).** Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Rietsch, C. (2024).** Les monnaies numériques et l'avenir de la microfinance. *Revue d'économie financière*, 156(4), 47–76. <https://doi.org/10.3917/ecofi.156.0047>
- Shaw, E. S. (1973).** Financial deepening in economic development. Oxford University Press.

Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, 71(3), 393–410.

Timite, K. B., & Skalli, L. (2023). Le mobile money, levier d'inclusion financière dans les pays de l'UEMOA. *Alternatives Managériales Economiques*, 5(1), 417–435.
<https://doi.org/10.48374/IMIST.PRSM/ame-v5i1.37699>

Trinnou, G. M. (2023). Impact du mobile money sur l'efficacité de la politique monétaire: Cas de l'UEMOA. *Document d'Étude et de Recherche du COFEB*, 3(2023).
<https://cofeb.bceao.int/rapport-et-publication/der-ndeg32023-impact-du-mobile-money-sur-lefficacite-de-la-politique>

Williamson, O. E. (1975). *Markets and hierarchies: Analysis and antitrust implications*. Free Press.