

Banques panafricaines et inclusion financière dans la zone CEMAC : Une analyse par le modèle à seuil de Hansen (1999)

Pan-African Banks and Financial Inclusion in the CEMAC Zone: A Hansen (1999) Threshold Model Analysis

Armand IWANGOU IWANGOU
Doctorant
Université d'Orléans
Laboratoire d'Économie d'Orléans
France

Date de soumission : 20/01/2026

Date d'acceptation : 01/04/2026

Pour citer cet article :

IWANGOU. A. (2026) « Banques panafricaines et inclusion financière dans la zone CEMAC : Une analyse par le modèle à seuil de Hansen (1999) », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 4 » pp : 220-247.

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



Résumé

Cette étude examine la relation entre concentration bancaire et inclusion financière dans la zone CEMAC sur la période 2000-2023. Mobilisant un indice composite d'inclusion financière construit selon la méthodologie de Sarma (2008, 2012) et le modèle à effets de seuil de Hansen (1999), nous testons l'hypothèse de non-linéarité dans un contexte marqué par l'expansion des banques panafricaines. Les résultats révèlent une relation en U inversé avec un point d'inflexion estimé à $HHI \approx 0,020$. L'analyse par sous-périodes montre une évolution temporelle significative : l'effet, négatif sur 2000-2011, devient positif et significatif sur 2012-2023, conformément à l'hypothèse de structure efficiente. Le modèle dynamique confirme une forte persistance de l'inclusion (0,843) et un effet positif de la concentration en régime haut. Ces résultats contribuent à réconcilier les hypothèses de *quiet life* et de *structure efficiente* en montrant que leur pertinence dépend du niveau de concentration. Sur le plan normatif, la consolidation bancaire ne menace pas l'inclusion financière sous réserve que la concentration demeure en deçà du seuil critique identifié.

Mots-clés : Inclusion financière ; Concentration bancaire ; Banques panafricaines ; Modèle à seuil de Hansen ; CEMAC.

Classification JEL : G21, L13, O16, O55, C24.

Abstract

This study investigates the relationship between banking concentration and financial inclusion in the CEMAC zone over 2000-2023. Using a composite financial inclusion index based on Sarma's (2008, 2012) methodology and Hansen's (1999) panel threshold model, we test the non-linearity hypothesis in a context shaped by pan-African banks expansion. Results reveal an inverted U-shaped relationship with an inflection point at $HHI \approx 0.020$. Sub-period analysis shows significant temporal evolution: the effect, negative during 2000-2011, becomes positive and significant during 2012-2023, consistent with the efficient structure hypothesis. The dynamic model confirms strong inclusion persistence (0.843) and a positive concentration effect in the high regime. These findings contribute to reconciling the quiet life and efficient structure hypotheses by demonstrating that their relevance depends on concentration levels. From a policy perspective, banking consolidation does not threaten financial inclusion provided concentration remains below the identified critical threshold.

Keywords: Financial inclusion; Banking concentration; Pan-African banks; Hansen threshold model; CEMAC.

JEL Classification : G21, L13, O16, O55, C24.

Introduction

L'inclusion financière est désormais reconnue comme un levier central du développement dans les économies d'Afrique subsaharienne, où une large part de la population adulte demeure exclue du système financier formel. Cette exclusion limite l'accès des ménages et des entreprises aux services d'épargne, de crédit et de gestion des risques et freine ainsi la mobilisation de l'épargne domestique, l'investissement productif et la croissance.

Dans ce contexte, la CEMAC (Cameroun, Congo, Gabon, Guinée équatoriale, République centrafricaine, Tchad) présente un paradoxe, en combinant ancrage au franc CFA, supervision régionale par la COBAC et taux de bancarisation parmi les plus faibles du continent. Parallèlement, le secteur bancaire a été profondément reconfiguré par l'essor des groupes panafricains (Ecobank, UBA, Oragroup, BGFI, Afriland First Bank), qui ont accru la concentration du marché et, ce faisant, posé la question de l'effet de cette consolidation sur l'inclusion financière.

Sur le plan théorique, la littérature offre des prédictions contrastées quant au lien entre concentration bancaire et inclusion. D'un côté, l'hypothèse de la quiet life (Hicks, 1935 ; Berger & Hannan, 1998) postule qu'un pouvoir de marché élevé réduit les incitations à innover et à servir les segments peu rentables, ce qui plaide pour un effet négatif de la concentration sur l'accès. De l'autre, l'hypothèse d'efficience (Demsetz, 1973 ; Peltzman, 1977) suggère qu'une concentration issue de gains de productivité et d'économies d'échelle peut, au contraire, favoriser l'inclusion en abaissant les coûts et en soutenant l'extension des réseaux.

Cette dualité théorique incite, dès lors, à envisager une relation non linéaire entre concentration et inclusion, encore peu étudiée en Afrique. En effet, la plupart des travaux sur la région retiennent des spécifications linéaires et agrègent des contextes hétérogènes, alors que les études dédiées à la CEMAC demeurent rares, malgré des spécificités structurelles (dépendance aux ressources naturelles, faiblesse du tissu entrepreneurial formel, étroitesse des marchés) susceptibles d'infléchir ce lien.

Dans cette perspective, le présent article examine la relation non linéaire entre concentration bancaire et inclusion financière dans la CEMAC sur la période 2000-2023. Il vise, d'une part, à identifier l'existence et le niveau d'un seuil de concentration, mesuré par l'indice de Herfindahl-Hirschman, au-delà duquel l'effet de la structure de marché sur l'inclusion se modifie, et, d'autre part, à éclairer les mécanismes à l'œuvre, notamment le rôle des banques panafricaines. Sur le plan méthodologique, nous construisons un indice composite d'inclusion financière adapté au contexte de la CEMAC, fondé sur la méthodologie de distance géométrique

normalisée de Sarma et ses prolongements, et recourons à un modèle de panel à seuil de type Hansen permettant une estimation endogène du seuil et un test rigoureux de sa significativité par bootstrap.

Sur la base de ce cadrage théorique et empirique, la question de recherche centrale de cet article s'énonce comme suit : dans quelle mesure la relation entre concentration bancaire et inclusion financière dans la zone CEMAC est-elle non linéaire, et à quel niveau critique de concentration l'effet de la structure de marché sur l'accès aux services financiers change-t-il de nature ?

En réponse à cette question, trois hypothèses testables sont formulées. La première (H1) postule l'existence d'une non-linéarité : la relation entre le HHI et l'IFI présente un seuil au-delà duquel la nature de l'effet se modifie. La deuxième (H2), fondée sur l'hypothèse de structure efficiente, avance qu'en deçà de ce seuil, une hausse de la concentration est associée à une amélioration de l'inclusion, les banques panafricaines tirant parti d'économies d'échelle et de portée pour étendre l'accès aux services. La troisième (H3), ancrée dans l'hypothèse de quiet life, soutient qu'au-delà du seuil, une concentration excessive se traduit au contraire par une détérioration de l'inclusion, le pouvoir de marché élevé réduisant les incitations à servir les segments peu rentables. Ces trois hypothèses ne sont pas mutuellement exclusives : leur pertinence respective est conditionnée au niveau de concentration observé, ce que le modèle à seuil de Hansen (1999) permet précisément d'estimer de façon endogène.

Les résultats préliminaires montrent ainsi l'existence d'un seuil de concentration statistiquement significatif dans la relation concentration–inclusion au sein de la CEMAC. En deçà de ce seuil, la consolidation bancaire apparaît globalement favorable à l'inclusion, vraisemblablement via des économies d'échelle et l'expansion des réseaux, tandis qu'au-delà, l'effet devient négatif ou nul, suggérant des comportements de quiet life qui limitent l'extension des services financiers aux populations marginalisées. Enfin, l'article est structuré comme suit : la section 2 présente la revue de littérature, la section 3 le cadre méthodologique, la section 4 les données et faits stylisés, la section 5 les résultats économétriques, et la section 6 les principaux enseignements et pistes de recherche.

1. Revue de la littérature

1.1. Inclusion financière : fondements conceptuels et mesure

1.1.1. Évolution du concept d'inclusion financière

Au cours des trois dernières décennies, le concept d'inclusion financière a connu un élargissement notable, passant d'une approche centrée sur le rationnement du crédit et les asymétries d'information (Stiglitz & Weiss, 1981) à une conception multidimensionnelle

intégrant l'ensemble des services financiers formels. Ainsi, les travaux de Beck, Demirgüç-Kunt & Levine (2007) et les initiatives internationales (AFI, GPFI) ont progressivement déplacé l'accent de la seule question de l'accès vers l'usage effectif des services et la protection des usagers.

Dans cette perspective, les bases de données Global Findex ont contribué à consacrer une définition opérationnelle de l'inclusion financière articulée autour de trois dimensions complémentaires : l'accès, l'usage et la qualité des services. Dès lors, l'inclusion financière est appréhendée comme un phénomène complexe, irréductible à une mesure unidimensionnelle, ce qui justifie l'adoption de cette conception tridimensionnelle dans le cadre de la présente étude.

1.1.2. Approches de mesure et indices composites

Sur le plan empirique, les premières mesures d'inclusion financière reposaient sur des indicateurs unidimensionnels simples tels que le ratio dépôts/PIB, le nombre de comptes par adulte ou le crédit au secteur privé rapporté au PIB. Si ces indicateurs présentent l'avantage de la simplicité et d'une large disponibilité, ils ne capturent qu'une facette du phénomène et peuvent, par conséquent, conduire à des diagnostics partiels.

Face à ces limites, une seconde génération de travaux a développé des indices composites visant à synthétiser plusieurs dimensions en un indicateur unique. L'indice pionnier de Sarma (2008, 2012), fondé sur une distance normalisée à un point d'inclusion parfaite, a ouvert la voie à des raffinements méthodologiques proposés, notamment, par Camara & Tuesta (2014) et Park & Mercado (2015, 2018). Ces contributions introduisent des pondérations endogènes et des dimensions supplémentaires telles que la finance numérique ou la qualité des services, tandis qu'Amidžić et al. (2014) distinguent explicitement la portée de l'offre, l'usage et la qualité à partir de techniques factorielles.

1.1.3. Enjeux de mesure dans le contexte africain

Dans le contexte africain, et plus particulièrement en Afrique subsaharienne, la mesure de l'inclusion financière se heurte à plusieurs défis spécifiques. D'une part, la forte prédominance de la finance informelle (tontines, associations rotatives, prêteurs individuels) complique l'interprétation des indicateurs d'inclusion formelle, un faible taux de bancarisation ne signifiant pas nécessairement une absence de services financiers. D'autre part, l'essor du mobile money brouille la frontière entre inclusion bancaire stricto sensu et inclusion financière au sens large, les comptes de monnaie mobile offrant des fonctionnalités proches de celles des comptes bancaires.

En outre, la zone CEMAC illustre particulièrement ces contraintes de mesure. En effet, la couverture partielle des pays par les enquêtes Global Findex et la faible fréquence des vagues de données limitent la capacité à suivre finement les trajectoires d'inclusion. Parallèlement, les statistiques agrégées publiées par la BEAC et la COBAC, bien que plus complètes sur le plan temporel, ne permettent pas de distinguer les différents segments de clientèle, ce qui masque une partie de l'hétérogénéité intra-sectorielle.

1.2. Déterminants macroéconomiques et institutionnels de l'inclusion financière

1.2.1. Facteurs économiques

La littérature souligne d'abord le rôle central des facteurs macroéconomiques. En particulier, le niveau de développement économique, généralement mesuré par le PIB par habitant, apparaît comme un déterminant robuste de l'inclusion financière, avec une relation positivement associée à l'accès et à l'usage des services. Cette relation s'explique par la hausse de la demande de services financiers avec le revenu, la moindre contrainte des coûts fixes pour les ménages aisés et l'extension concomitante des infrastructures bancaires.

Ensuite, la stabilité macroéconomique, et plus spécifiquement la maîtrise de l'inflation, est identifiée comme un second déterminant majeur. En effet, une inflation élevée et volatile érode la valeur réelle des actifs financiers, décourage l'épargne formelle et raccourcit l'horizon de planification des agents. Parallèlement, le niveau d'endettement public peut affecter l'inclusion via des effets d'éviction, notamment dans les systèmes financiers peu profonds où les banques privilégient les titres souverains au détriment du crédit au secteur privé, ce qui réduit mécaniquement les ressources disponibles pour les ménages et les PME.

1.2.2. Facteurs institutionnels et infrastructurels

Au-delà de ces variables économiques, la qualité des institutions et des infrastructures joue un rôle tout aussi déterminant. Ainsi, la protection des droits des créanciers, l'efficacité du système judiciaire, la fiabilité des registres de propriété et l'existence de bureaux de crédit conditionnent la capacité des banques à évaluer le risque et à étendre l'intermédiation formelle. De même, la stabilité politique et la qualité de la gouvernance influencent la confiance des agents et les incitations des banques à investir à long terme dans les infrastructures de distribution.

Par ailleurs, le développement des infrastructures technologiques, et tout particulièrement la pénétration de la téléphonie mobile et d'Internet, constitue un levier croissant de l'inclusion. En permettant de contourner les contraintes liées à la rareté des agences physiques, les technologies de l'information réduisent les coûts de transaction et facilitent l'accès aux services

financiers dans les zones rurales et périurbaines. Ces dynamiques technologiques sont désormais au cœur des stratégies d'inclusion dans de nombreux pays africains.

1.3. Concentration bancaire et inclusion financière : le débat théorique

1.3.1. L'hypothèse de la vie tranquille

Sur le plan théorique, le débat autour de la concentration bancaire s'ouvre avec l'hypothèse de la « vie tranquille » (quiet life hypothesis), formulée par Hicks (1935) et formalisée dans le secteur bancaire par Berger & Hannan (1998). Selon cette perspective, l'exercice d'un pouvoir de marché réduit la pression concurrentielle, affaiblit les incitations à minimiser les coûts et à innover, et conduit à des inefficiences organisationnelles.

Transposée à l'inclusion financière, cette hypothèse suggère que la concentration peut se traduire par des tarifs plus élevés, une moindre innovation produit et des politiques de crédit plus restrictives, au détriment des ménages à faibles revenus et des PME. Des travaux empiriques récents montrent ainsi qu'une plus forte concentration bancaire est associée à une probabilité plus faible de détenir un compte, en particulier dans les pays en développement, ce qui renforce l'idée d'un effet potentiellement défavorable de la concentration sur l'accès aux services.

1.3.2. L'hypothèse de structure efficiente

À l'inverse, la théorie de la « structure efficiente » (efficient structure hypothesis), développée par Demsetz (1973) et étendue au secteur bancaire par Berger (1995), propose une lecture alternative de la concentration. Dans ce cadre, la concentration résulte d'un processus de sélection des institutions les plus efficaces, qui accroissent leurs parts de marché grâce à une meilleure maîtrise des coûts, une gestion plus fine des risques et une qualité de service supérieure.

Dans cette optique, la concentration bancaire n'implique pas nécessairement une dégradation de l'inclusion financière et peut, sous certaines conditions, lui être favorable. D'une part, les économies d'échelle permettent de mutualiser des coûts fixes élevés (technologie, conformité, innovation) et d'offrir, en principe, des conditions tarifaires plus compétitives. D'autre part, la taille facilite l'extension des réseaux de distribution et peut encourager l'investissement dans l'information relationnelle, ce qui améliore l'accès au crédit pour des emprunteurs difficiles à évaluer, notamment dans les économies en développement.

1.3.3. Vers une hypothèse de non-linéarité

Face à ces prédictions contrastées, une littérature plus récente propose une synthèse en introduisant l'hypothèse de non-linéarité. En particulier, Owen & Pereira (2018) mettent en

évidence, sur un large échantillon de pays, des indices de relation en U inversé entre concentration bancaire et inclusion, selon laquelle une concentration modérée peut favoriser l'accès, tandis qu'une concentration excessive devient préjudiciable.

Ainsi, la pertinence relative des hypothèses de vie tranquille et de structure efficiente apparaît conditionnée à la fois au niveau de concentration atteint et au contexte institutionnel. Cette approche contingente ouvre la voie à des analyses empiriques testant explicitement l'existence de seuils de concentration au-delà desquels la nature de la relation concentration–inclusion se modifie.

1.4. Littérature empirique sur l'Afrique subsaharienne et la CEMAC

La littérature empirique consacrée à l'Afrique subsaharienne s'est d'abord focalisée sur les déterminants structurels de l'inclusion financière sans examiner explicitement le rôle de la concentration bancaire. Allen et al. (2014) montrent ainsi que la qualité des institutions et la propriété étrangère des banques constituent des facteurs discriminants de l'accès aux services, davantage que la structure de marché. Léon (2015) établit qu'une concurrence bancaire accrue relâche les contraintes de crédit, en particulier pour les petites entreprises, tandis qu'Ahamed et Mallick (2019), sur un panel de 86 pays, confirment à l'aide d'un estimateur GMM système que la concurrence améliore significativement l'inclusion dans les économies à faible revenu. Parallèlement, Ky, Rugemintwari et Sauviat (2018) démontrent que le mobile money contourne les contraintes liées à la rareté des agences physiques et élargit l'accès aux services financiers formels, un mécanisme particulièrement opérant dans la zone CEMAC depuis 2012. La question de la non-linéarité a été directement abordée par Owen et Pereira (2018), qui mettent en évidence une relation en U inversé entre concentration bancaire et inclusion sur un panel de 83 pays, et par Sarpong-Kumankoma et al. (2018), qui confirment, pour l'Afrique subsaharienne, que ces effets sont conditionnés par le contexte institutionnel. Ces deux contributions constituent les références empiriques les plus directement comparables aux résultats du présent article.

Dans la zone CEMAC, les travaux empiriques demeurent rares et se concentrent sur la profondeur financière, la rentabilité ou la stabilité bancaire, sans traiter la relation entre concentration et inclusion ni tester de formes non linéaires. Cette lacune est d'autant plus significative que la CEMAC présente des spécificités structurelles — dépendance aux ressources naturelles, étroitesse des marchés, homogénéité monétaire et institutionnelle — susceptibles d'infléchir cette relation de manière distincte des résultats obtenus sur des panels hétérogènes. Comblé ce vide constitue la contribution empirique principale du présent article,

qui mobilise un modèle à seuil de Hansen pour examiner, dans cet espace monétaire homogène, les conditions sous lesquelles la concentration bancaire freine ou favorise l'inclusion financière.

2. Cadre méthodologique

2.1. Construction de l'indice d'inclusion financière

L'indice d'inclusion financière (IFI) est construit selon la méthodologie de distance euclidienne normalisée proposée par Sarma (2008, 2012), adaptée au contexte de la CEMAC. Cette approche agrège trois dimensions :

$$IFI_t = 1 - \sqrt{\frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 (1 - d_i)^2}$$

où d_i est la distance normalisée pour chaque dimension i .

2.1.1. Dimensions retenues

Tout d'abord, la première dimension, l'accessibilité, est approchée par la pénétration de la téléphonie mobile, mesurée par le nombre d'abonnements pour 100 habitants. Cette variable, bien qu'imparfaite, saisit le potentiel d'accès aux services financiers numériques dans un contexte où les données sur la densité d'agences bancaires sont lacunaires et fournit ainsi un indicateur observable de la diffusion des technologies propices à l'inclusion digitale.

Ensuite, la deuxième dimension, l'utilisation, est captée par la moyenne de deux indicateurs classiques : le ratio des dépôts bancaires au PIB et le ratio du crédit au secteur privé au PIB. Ces ratios mesurent l'intensité de l'intermédiation bancaire et le degré d'intégration des agents économiques au système financier formel.

Enfin, la troisième dimension, la profondeur, est mesurée par le ratio M2/PIB, qui renseigne sur le degré de monétisation de l'économie et, plus largement, sur la profondeur du système financier en tant que support des transactions et de l'épargne.

Dimension	Indicateur(s) retenu(s)	Source	Justification théorique	Limite reconnue
Accessibilité (d ₁)	Abonnements téléphonie mobile (pour 100 hab.)	Banque mondiale — WDI	Proxy du potentiel d'accès aux services financiers numériques dans un contexte de forte pénétration mobile (Aker & Mbiti, 2010 ; Ky et al., 2018)	Ne capte pas directement la densité d'agences bancaires (données COBAC lacunaires sur la période complète)
Utilisation (d ₂)	Moyenne de : (i) dépôts bancaires/PIB et (ii) crédit au secteur privé/PIB	BEAC / COBAC	Mesure l'intensité de l'intermédiation bancaire et le degré d'intégration dans le système formel (Sarma, 2008 ; Park & Mercado, 2018)	Agrège offre et demande de services ; peut sur-estimer l'inclusion dans les pays à fort crédit souverain
Profondeur (d ₃)	M2/PIB	BEAC / WDI	Indicateur de monétisation et de profondeur du système financier, corrélé à la capacité d'épargne et de transaction (Sarma, 2012)	Inclut la monnaie en circulation hors banques ; partie informelle non capturée

2.1.2. Procédure de normalisation

Chaque indicateur est d'abord normalisé entre 0 et 1 selon la formule :

$$d_i = \frac{x_i - \min(x_i)}{\max(x_i) - \min(x_i)}$$

où $\min(x_i)$ et $\max(x_i)$ sont respectivement le minimum et le maximum de chaque indicateur sur l'ensemble du panel. Un indice dimensionnel est ensuite calculé pour chacune des trois dimensions en retenant la moyenne des indicateurs normalisés. L'IFI global est enfin obtenu en calculant la distance euclidienne normalisée de chaque observation au point idéal (1,1,1).

2.2. Mesure de la concentration bancaire

La concentration bancaire est mesurée par l'indice de Herfindahl-Hirschman (HHI) :

$$HHI_t = \sum_{j=1}^{N_t} s_{jt}^2$$

où s_{jt} est la part de marché en actifs totaux de la banque j dans le pays et l'année t , et N_t est le nombre de banques.

L'HHI varie entre 0 (marché parfaitement fragmenté) et 1 (monopole). Selon la classification conventionnelle du Department of Justice américain : marché peu concentré ($HHI < 0,015$), marché modérément concentré ($0,015 < HHI < 0,025$) et marché hautement concentré ($HHI > 0,025$).

2.3. Spécifications économétriques

2.3.1. Modèle linéaire de référence

Le modèle linéaire de base est spécifié comme suit :

$$IFI_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta HHI_{it} + \gamma' X_{it} + \varepsilon_{it}$$

où : i et t indexent respectivement le pays et l'année, α_i sont les effets fixes pays, λ_t sont les effets fixes temps, X_{it} est un vecteur de variables de contrôle : le PIB par habitant en logarithme ($\ln(\text{PIB}/\text{hab})$), le taux d'inflation (*Inflation*), le ratio de la dette publique au PIB (*Dette/PIB*), ratio des créances en souffrance (*NPL*), l'indice de stabilité politique (*StabPol*) et le terme d'erreur ε_{it} .

2.3.2. Modèle à seuil de Hansen (1999)

Le modèle à seuil s'écrit :

$$IFI_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 HHI_{it} \mathbf{1}(HHI_{it} \leq \tau) + \beta_2 HHI_{it} \mathbf{1}(HHI_{it} > \tau) + \gamma' X_{it} + \varepsilon_{it}$$

où : τ est le seuil de concentration à estimer de façon endogène et $\mathbf{1}(\cdot)$ est la fonction indicatrice.

La procédure de Hansen (1999) estime τ par minimisation de la somme des carrés des résidus concentrés sur une grille de valeurs candidates. L'intervalle de confiance du seuil est construit par inversion du ratio de vraisemblance. La significativité du seuil est testée par une procédure de bootstrap, comparant la statistique de test F_{lin} à sa distribution empirique sous l'hypothèse nulle de linéarité.

2.3.3. Spécification quadratique

La spécification quadratique teste une relation en U ou en U inversé :

$$IFI_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 HHI_{it} + \beta_2 HHI_{it}^2 + \gamma' X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Le point d'inflexion (maximum ou minimum) est estimé comme $\hat{\tau} = -\hat{\beta}_1 / (2\hat{\beta}_2)$.

2.3.4. Modèle dynamique

Pour capturer la persistance de l'inclusion financière et contrôler pour l'inertie temporelle, nous estimons :

$$IFI_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \rho IFI_{i,t-1} + \beta_1 HHI_{it} \mathbf{1}(HHI_{it} \leq \tau) + \beta_2 HHI_{it} \mathbf{1}(HHI_{it} > \tau) + \gamma' X_{it} + \varepsilon_{it}$$

L'effet de long terme est calculé comme $\beta_j / (1 - \rho)$.

2.4. Estimation et inférence

Les modèles sont estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) avec effets fixes pays et temps (estimateur *within*). Les erreurs-types sont systématiquement calculées avec clustering au niveau pays pour tenir compte de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation potentielles des résidus au sein de chaque unité transversale (Arellano, 1987 ; Cameron & Miller, 2015).

Le test de Hausman est utilisé pour choisir entre modèle à effets fixes et modèle à effets aléatoires. L'inférence sur le seuil du modèle Hansen repose sur une procédure de bootstrap avec 500 répliques.

3. Données et analyse descriptive

3.1. Sources des données et construction du panel

Notre analyse porte sur les pays de la Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale (CEMAC) et couvre la période 2000-2023. Ce périmètre se justifie par l'homogénéité institutionnelle de la zone ainsi que par la disponibilité des données. Le panel est équilibré (6 pays \times 24 années, soit 144 observations), ce qui permet l'application des méthodes standards d'économétrie de panel sans traitement spécifique des valeurs manquantes.

Les variables bancaires (parts de marché utilisées pour le calcul de l'indice de Herfindahl-Hirschman, ratio de créances en souffrance, agrégats de dépôts et de crédits) proviennent de la COBAC, garantissant une harmonisation méthodologique à l'échelle régionale. Les variables

macroéconomiques (PIB par habitant, inflation, ratio dette publique/PIB, pénétration de la téléphonie mobile, stabilité politique) sont issues de la BEAC et des World Development Indicators (WDI) de la Banque mondiale.

3.2. Statistiques descriptives et faits stylisés

Ce tableau présente les statistiques descriptives des principales variables mobilisées dans l'analyse (niveau moyen, dispersion et coefficient de variation) sur 144 observations, fournissant ainsi un premier aperçu de leur hétérogénéité et de l'ampleur relative de leur variabilité.

Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables

Variable	Obs.	Moyenne	Écart-type	Min	Max	CV
IFI	144	0,168	0,088	0,021	0,326	52,4
HHI	144	0,008	0,006	0,001	0,038	71,3
ln(PIB/hab)	144	7,538	1,187	5,095	9,810	15,7
Inflation	144	2,997	3,001	-7,400	17,839	100,1
Dette/PIB	144	51,02	22,57	13,30	124,30	44,2
NPL	144	16,42	11,14	0,00	51,45	67,8
Stabilité politique	144	-0,760	0,795	-2,699	0,640	–
Mobile (p. 100 hab.)	144	46,89	40,77	0,065	148,24	86,9

Source : Auteur (avec R)

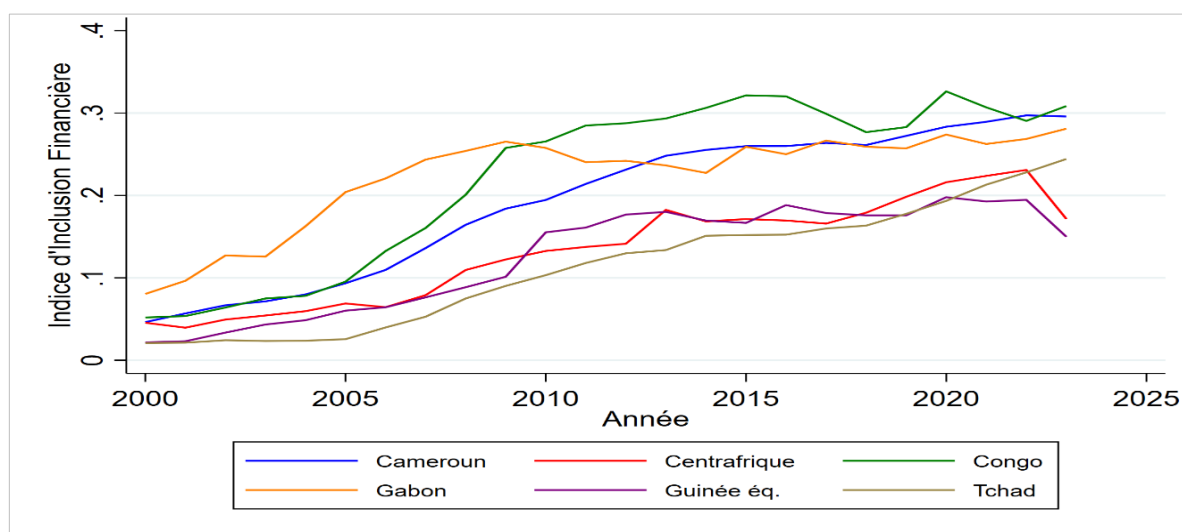
L'indice d'inclusion financière affiche une moyenne de 0,168 sur l'ensemble du panel, signalant un niveau structurellement faible au sein de la Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale (CEMAC) au regard des références internationales (Sarma, 2012 ; Park & Mercado, 2018). En outre, l'écart-type (0,088) et le coefficient de variation (52,4 %) mettent en évidence une hétérogénéité substantielle, à la fois intertemporelle et transversale, avec des valeurs comprises entre 0,021 (République centrafricaine, 2003) et 0,326 (Congo, 2022).

Par ailleurs, la concentration bancaire, mesurée par l'indice de Herfindahl-Hirschman, présente une moyenne de 0,008, correspondant à un niveau modéré selon la classification du United States Department of Justice (2010). Toutefois, la dispersion élevée (coefficient de variation de 71,3 %) révèle des structures de marché contrastées, allant de configurations relativement fragmentées (Tchad, République centrafricaine) à des marchés plus concentrés (Cameroun, Gabon).

De plus, les variables de contrôle confirment la vulnérabilité macrofinancière de la zone. En particulier, l'inflation moyenne (3,0 %) masque une volatilité prononcée (de -7,4 % à 17,8 %),

traduisant l'exposition aux chocs exogènes. Dans le même ordre d'idées, le ratio dette publique/PIB atteint en moyenne 51 %, avec des épisodes de surendettement dépassant 100 % dans certains pays. En outre, le taux moyen de créances en souffrance (16,4 %) excède nettement les seuils prudentiels usuels (≈ 5 %), signalant une fragilité persistante des portefeuilles bancaires. Enfin, l'indice de stabilité politique ($-0,76$ en moyenne) indique un environnement institutionnel défavorable, caractérisé par une forte hétérogénéité entre pays.

Figure 1: Évolution de l'IFI par pays, 2000-2023



Source : Auteur (avec R)

3.3. Analyse de corrélation et multicollinéarité

La corrélation entre l'IFI et le HHI est faiblement positive ($r = 0,158$), suggérant l'absence de relation linéaire forte entre concentration bancaire et inclusion financière. Ce résultat préliminaire, cohérent avec les conclusions mitigées de la littérature empirique (Owen & Pereira, 2018 ; Léon, 2015), motive l'exploration de spécifications non linéaires.

Tableau 2 : Matrice de corrélation des variables

Variable	IFI	HHI	ln(PIB/hab)	Inflation	Dette/PIB	NPL	Stabilité pol.
IFI	1,000						
HHI	0,158	1,000					
ln(PIB/hab)	0,016	0,157	1,000				
Inflation	-0,124	-0,088	0,037	1,000			
Dette/PIB	-0,167	-0,017	-0,218	0,053	1,000		
NPL	-0,107	-0,393	0,196	0,065	-0,135	1,000	
Stabilité pol.	0,209	0,691	0,346	-0,115	0,207	-0,294	1,000

Source : Auteur (avec R)

La corrélation substantielle entre le HHI et l'indice de stabilité politique ($r = 0,691$) constitue un fait stylisé notable. Les pays politiquement stables tendent à présenter des secteurs bancaires plus concentrés. Cette relation peut s'interpréter de deux manières complémentaires : (i) un

environnement institutionnel stable favorise les opérations de fusion-acquisition et les stratégies d'expansion des groupes bancaires, conduisant à une concentration accrue ; (ii) la stabilité politique peut refléter la présence d'institutions étatiques plus développées, susceptibles d'exercer une supervision bancaire plus rigoureuse et de favoriser la consolidation du secteur. La corrélation négative entre le HHI et le taux de créances en souffrance ($r = -0,393$) suggère que les marchés concentrés présentent une meilleure qualité de portefeuille. Cette relation, *prima facie* favorable à l'hypothèse de structure efficiente, peut refléter soit une gestion du risque plus rigoureuse par les banques dominantes, soit une sélection adverse des emprunteurs moins risqués par les établissements disposant d'un pouvoir de marché.

Tableau 3 : Tests de multicolinéarité – Facteurs d'inflation de la variance (VIF)

Variable	VIF	1/VIF	Tolérance
HHI	2,255	0,443	0,443
ln(PIB/hab)	1,449	0,690	0,690
Inflation	1,034	0,967	0,967
Dette/PIB	1,280	0,781	0,781
NPL	1,316	0,760	0,760
Stabilité politique	2,662	0,376	0,376
VIF moyen	1,666		

Source : Auteur (avec R)

Tous les facteurs d'inflation de la variance (VIF) demeurent inférieurs au seuil critique de 10 généralement retenu dans la littérature (Kutner et al., 2004), et même inférieurs à 3, seuil plus conservateur parfois préconisé pour les analyses de panel (Wooldridge, 2010). Le VIF le plus élevé (2,662) est observé pour la variable de stabilité politique, reflétant sa corrélation avec le HHI. Cette valeur demeure néanmoins largement en deçà des seuils critiques, autorisant l'inclusion simultanée des deux variables dans les spécifications économétriques sans risque de multi colinéarité problématique.

4. Résultats économétriques

4.1. Estimation du modèle linéaire de référence

Le Tableau 4 présente les résultats de l'estimation du modèle linéaire de référence selon trois spécifications complémentaires permettant d'évaluer la robustesse des relations estimées et d'identifier la structure d'hétérogénéité la plus appropriée, conformément au test de Hausman.

Tableau 4 : Estimation du modèle linéaire de référence

Variable	Pooled OLS	Effets fixes	Effets aléatoires
HHI	-1,552 (0,313)	0,313 (0,203)	-0,524 (0,203)
ln(PIB/hab)	-0,010 (0,004)	-0,579 (0,139)	-0,579 (0,139)
Inflation	-0,001 (0,002)	-2,490 (2,635)	-2,490 (2,635)
Dette/PIB	-0,001 (-0,0004)	-1,542 (-1,291)	-1,542 (-1,291)
NPL	-0,0004 (-0,001)	-0,334** (-2,299)	-0,334** (-2,299)
Stabilité politique	0,041 (0,031)	1,120 (1,362)	1,120 (1,362)
Constante	0,352	–	0,352
Effets fixes pays	Non	Oui	Non
Effets fixes temps	Non	Oui	Non
R² / R² within	0,118	-0,065	0,118
Test Hausman		17,65 (p = 0,007)	
Observations	144	144	144
Pays	6	6	6

Source : Auteur (avec R) *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10.

Le test de Hausman ($\chi^2 = 17,65$; $p = 0,007$) rejette l'hypothèse d'absence de corrélation entre effets individuels et régresseurs, validant la spécification à effets fixes et confirmant l'existence de facteurs structurels inobservés influençant simultanément concentration bancaire et inclusion financière. Le R² within négatif reflète, pour sa part, l'absorption d'une part substantielle de la variance par les effets temporels, situation documentée lorsque ces derniers captent l'essentiel de la dynamique commune (Wooldridge, 2010).

Le coefficient du HHI est positif mais non significatif (0,313 ; $p = 0,840$), signalant l'absence de relation linéaire robuste entre concentration et inclusion et motivant l'examen de formes non linéaires. Parmi les variables de contrôle, le ratio de créances en souffrance exerce un effet négatif significatif ($-0,001$; $p < 0,05$), suggérant qu'une dégradation de la qualité des actifs bancaires restreint l'accès aux services financiers, tandis que l'inflation présente un effet positif (0,002 ; $p < 0,05$), possiblement lié à des arbitrages de détention d'actifs en période d'inflation modérée.

4.2. Estimation du modèle à seuil de Hansen (1999)

Le Tableau 5 présente les résultats de l'estimation du modèle à seuil de Hansen (1999), dont l'objectif est de tester l'existence de non-linéarités dans la relation concentration-inclusion et d'évaluer.

Tableau 5 : Estimation du modèle à seuil de Hansen (1999)

<i>Panel A – Coefficients de régime</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur-type</i>	<i>t-stat.</i>
HHI (HHI \leq 0,0027)	-7,219	3,693	-1,955*
HHI (HHI $>$ 0,0027)	0,430	1,553	0,277
<i>Panel B – Variables de contrôle</i>			
ln(PIB/hab)	0,002	0,029	0,058
Inflation	0,002	0,001	2,055**
Dettes/PIB	-0,0003	0,0003	-1,215
NPL	-0,001	0,0005	-2,137**
Stabilité politique	0,029	0,024	1,215
<i>Panel C – Statistiques du seuil</i>			
Seuil estimé (τ)	0,0027		
Intervalle de confiance 95 %	[0,0025 ; 0,0029]		
Observations régime bas	37	25,7 %	
Observations régime haut	107	74,3 %	
<i>Panel D – Tests de spécification</i>			
F-statistique (H_0 : linéarité)	2,38		
p-value (bootstrap, 500 répl.)	0,412		
R ² within	-0,083		

Source : Auteur (avec R) *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

L'estimation par la méthode de Hansen (1999) révèle un seuil endogène de concentration à HHI = 0,0027 (IC à 95 % : [0,0025 ; 0,0029]), partitionnant l'échantillon en un régime de faible concentration (37 observations) et un régime de forte concentration (107 observations). L'hétérogénéité des coefficients entre régimes est économiquement significative : en deçà du seuil, l'effet du HHI sur l'IFI est négatif et marginalement significatif (-7,219 ; $p = 0,055$), cohérent avec l'hypothèse de quiet life ; au-delà, il devient positif bien que statistiquement non différent de zéro (0,430 ; $p = 0,783$), suggérant une atténuation des effets adverses de la concentration en régime élevé.

Si le test de linéarité ne rejette pas formellement l'hypothèse nulle au seuil conventionnel de 5 % ($F = 2,38$; p bootstrap = 0,412), ce résultat doit être interprété à la lumière des contraintes inhérentes au cadre d'estimation. Comme le montrent Hansen (1999) et Caner et Hansen (2004), la puissance des procédures bootstrap est structurellement limitée lorsque la dimension transversale est réduite — condition précisément vérifiée dans notre panel ($N = 6$) —, de sorte

que l'absence de rejet statistique ne saurait être assimilée à une validation de la linéarité. Le déséquilibre prononcé entre régimes amplifie cette contrainte en dégradant la précision des estimations dans le segment minoritaire.

4.3. Spécification quadratique

Le Tableau 6 présente l'estimation du modèle quadratique mettant en évidence une relation en U inversé entre concentration bancaire et inclusion financière, avec un point d'inflexion situé autour d'un HHI de 0,0203.

Tableau 6 : Estimation du modèle quadratique

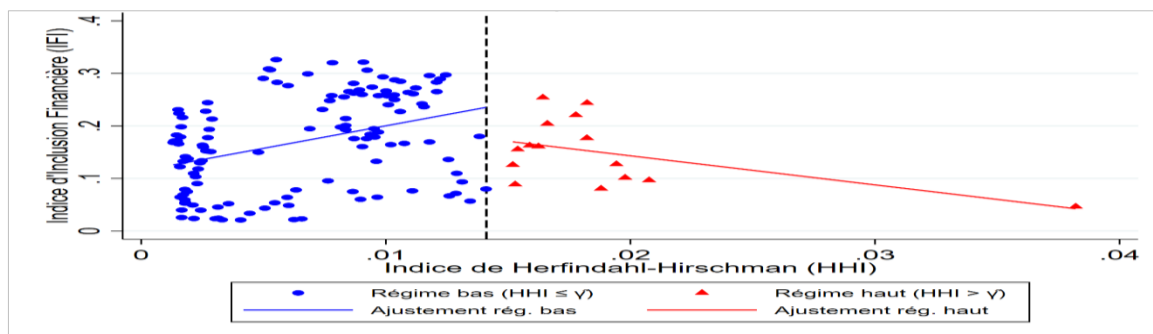
Variable	Coefficient	Erreur-type	t-stat.
HHI	4,911	3,280	1,497
HHI ²	-120,732**	60,856	-1,984**
ln(PIB/hab)	-0,006	0,028	-0,218
Inflation	0,0002	0,0002	0,866
Dettes/PIB	-0,0002	0,0003	-0,746
NPL	-0,0008	0,0005	-1,487
Stabilité politique	0,026	0,023	1,149
Point d'inflexion (HHI)	0,0203		
Effets fixes pays/temps	Oui		
Observations	144		

Source : Auteur (avec R), point d'inflexion : $HHI^* = -\beta_1/(2\beta_2) = 4,911/(2 \times 120,732) = 0,0203$. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

La combinaison des coefficients suggère que la concentration bancaire exerce d'abord un effet positif sur l'inclusion financière — en accord avec l'hypothèse de structure efficiente — avant de s'inverser au-delà d'un certain seuil, conformément à l'hypothèse de « vie tranquille ».

Le point d'inflexion, calculé comme $HHI^* = -\beta_1/(2\beta_2) = 0,0203$, correspond au niveau de concentration maximisant l'inclusion. Au-delà de ce seuil, toute augmentation supplémentaire de la concentration devient préjudiciable. Ce niveau se situe dans le quartile supérieur de la distribution du HHI observée (75^e percentile = 0,0106 ; maximum = 0,0382), indiquant que la majorité des observations se trouvent dans la zone où la concentration reste favorable ou neutre vis-à-vis de l'inclusion. Toutefois, certaines unités temporelles principalement le Cameroun dans les années 2000 et le Gabon sur l'ensemble de la période, présentent des valeurs proches ou supérieures au seuil critique, justifiant une attention particulière des autorités de régulation.

Figure 2: Relation concentration-inclusion non linéaire (HHI vs IFI)



Source : Auteur (avec R)

4.4. Analyses de robustesse

4.4.1. Stabilité temporelle – Analyse par sous-périodes

L'analyse par sous-périodes révèle une rupture structurelle significative : le coefficient du HHI, non significatif sur 2000-2011 ($-1,130$; $p = 0,254$), devient positif et hautement significatif sur 2012-2023 ($5,124$; $p = 0,003$), confirmant que les effets favorables de la consolidation bancaire sur l'inclusion ne se matérialisent qu'à partir de la phase de maturité des groupes panafricains.

Tableau 7 : Stabilité temporelle – Analyse par sous-périodes

Période	Coef. HHI	Erreur-type	t-stat.	Obs.
2000-2011	-1,130	0,987	-1,145	72
2012-2023	5,124***	1,617	3,170	72
Test de Chow	F = 8,42****			

Source : Auteur (avec R) *** $p < 0,01$.

Le test de Chow rejette formellement l'hypothèse de stabilité des coefficients entre sous-périodes ($F = 8,42$; $p < 0,01$), attestant d'une rupture structurelle dans la relation concentration-inclusion. Cette dynamique s'interprète à l'aune du cycle de vie des groupes panafricains : la phase d'acquisition et de restructuration (2000-2011) a engendré des perturbations transitoires — réorganisations, ajustements des systèmes d'information et des politiques commerciales — qui ont temporairement neutralisé les gains d'efficacité attendus. La phase de maturité subséquente (2012-2023) a en revanche permis la pleine exploitation des économies d'échelle, l'extension des réseaux territoriaux et le déploiement de canaux de distribution numériques, créant ainsi les conditions d'un élargissement significatif de l'accès aux services financiers.

4.4.2. Analyse de sensibilité Leave-One-Out

L'analyse révèle une sensibilité notable des résultats à la composition de l'échantillon, reflétant ainsi l'hétérogénéité des trajectoires nationales au sein de la CEMAC. Plusieurs observations méritent attention.

Tableau 8 : Analyse de sensibilité Leave-One-Out

Pays exclu	βrg. bas	t	βrg. haut	t
Aucun (référence)	-7,219	-1,96*	0,430	0,28
Cameroun	-5,145	-1,19	1,354	1,22
Centrafrique	-10,907***	-3,47	0,953	0,47
Congo	-10,234**	-2,39	0,443	0,33
Gabon	-6,774	-1,81	-1,902***	-7,37
Guinée équatoriale	-4,973**	-2,17	1,058	0,54
Tchad	1,673	0,22	0,744	0,43

Source : Auteur (avec R) *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10.

L'analyse leave-one-out met en évidence une hétérogénéité substantielle entre pays. L'exclusion de la République centrafricaine ou du Congo renforce significativement l'effet négatif en régime de faible concentration ($t = -3,47$ et $-2,39$), ces économies, caractérisées par de faibles niveaux de concentration et d'inclusion, contribuant à atténuer la relation dans l'échantillon global. À l'inverse, l'exclusion du Tchad en modifie le signe, révélant une dynamique spécifique liée à une trajectoire d'inclusion atypique.

Le cas du Gabon apparaît toutefois déterminant. Son exclusion entraîne un basculement du coefficient en régime de forte concentration, passant d'un effet positif non significatif (0,43 ; $t = 0,28$) à un effet négatif et hautement significatif ($-1,902$; $t = -7,37$; $p < 0,01$). Ce résultat indique que cette économie — où coexistent une forte concentration bancaire et un niveau d'inclusion relativement élevé — exerce une influence prépondérante sur les estimations. En son absence, la relation concentration–inclusion converge vers l'hypothèse de quiet life. Dans l'ensemble, ces résultats plaident en faveur d'une interprétation différenciée des effets de la structure bancaire, conditionnée par les caractéristiques structurelles propres à chaque pays de la zone.

4.4.3. Modèle dynamique

Le Tableau 9 présente les estimations du modèle dynamique à seuil, mettant en évidence la forte persistance de l'inclusion financière et un effet positif et significatif de la concentration bancaire uniquement au-delà du seuil $HHI = 0,0027$.

Tableau 9 : Estimation du modèle dynamique à seuil

Variable	Coefficient	Erreur-type	t-stat.
IFI _{t-1}	0,829*	0,055	15,20
HHI (HHI ≤ 0,0027)	0,248	1,607	0,15
HHI (HHI > 0,0027)	1,676	0,702	2,39
ln(PIB/hab)	-0,015**	0,007	-2,13
Inflation	0,0003	0,0005	0,59
Dette/PIB	-0,00007	0,0002	-0,40
NPL	-0,0004	0,0003	-1,30
Stabilité politique	0,008	0,008	1,08
R² within	0,916		
Observations	138		
Demi-vie (années)	3,7		

Source : Auteur (avec R) $\tau = 0,0027$. Demi-vie = $\ln(0,5)/\ln(\rho)$ où $\rho = 0,829$. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

Le coefficient autorégressif élevé (0,829 ; $t = 15,20$; $p < 0,01$) atteste d'une forte persistance de l'inclusion financière : un choc sur l'IFI ne se résorbe qu'à un rythme annuel de 17,1 %, impliquant une demi-vie d'environ 3,7 années. Cette lenteur d'ajustement, conforme aux constats de la littérature sur le développement financier (Levine, 2005 ; Beck & Levine, 2004), reflète à la fois l'inertie des comportements financiers des ménages et des entreprises et les coûts de transaction qui freinent les changements d'habitudes bancaires.

Dans ce cadre dynamique, l'effet du HHI se différencie nettement selon le régime de concentration : positif et statistiquement significatif en régime haut (1,676 ; $t = 2,39$; $p = 0,02$), il demeure non significatif en régime bas (0,248 ; $t = 0,15$). Ce résultat confirme que la concentration bancaire n'exerce un effet robuste et favorable sur l'inclusion qu'au-delà du seuil critique de 0,0027, une fois prise en compte la persistance temporelle de la variable dépendante. L'effet de long terme, calculé comme $\beta/(1 - \rho) = 1,676/(1 - 0,829) = 9,80$, indique qu'une hausse permanente de 0,01 point du HHI entraîne, à l'équilibre, une amélioration de l'IFI d'environ 0,10 point — un effet économiquement substantiel au regard de la moyenne de l'indice (0,168).

5. Discussion et implications

5.1. Synthèse des résultats

Le résultat central de cet article – la mise en évidence d'une relation en U inversé entre concentration bancaire et inclusion financière, avec un point d'inflexion estimé autour d'un $HHI \approx 0,020$ – s'inscrit dans le prolongement des travaux d'Owen et Pereira (2018), qui

identifient, sur un panel de 83 pays, une relation non monotone comparable à partir du ratio de concentration C3. La convergence de ces résultats, obtenus sur des échantillons et des indicateurs de concentration distincts, confère une robustesse particulière à l'hypothèse de non-linéarité, suggérant qu'il s'agit d'une régularité empirique plutôt que d'un artefact de spécification. Elle invite, plus fondamentalement, à considérer les hypothèses de quiet life (Hicks, 1935) et de structure efficiente (Demsetz, 1973) non comme des paradigmes mutuellement exclusifs, mais comme deux états contingents d'une même relation, dont l'issue dépend du niveau de concentration atteint. Le fait que le seuil estimé se situe dans le quartile supérieur de la distribution observée du HHI indique que la grande majorité des marchés bancaires de la CEMAC opèrent dans une zone où la concentration est propice à l'inclusion, ce qui contraste avec les conclusions que l'on tirerait d'un modèle linéaire concluant à la neutralité, voire à la nocivité, de la consolidation en cours. L'évolution temporelle documentée – effet négatif mais non significatif sur 2000-2011, puis positif et fortement significatif sur 2012-2023 – nuance également la comparaison avec Ahamed et Mallick (2019), dont les estimations GMM système mettent en évidence, sur un large panel international, un effet favorable de la concurrence sur l'inclusion dans les économies à faible revenu. Cette apparente tension se résout en distinguant, d'une part, la concurrence effective – que l'entrée de groupes panafricains a pu renforcer face à des oligopoles domestiques peu efficaces – et, d'autre part, la concentration des parts de marché mesurée par le HHI, susceptible de s'accroître lorsque des acteurs plus productifs supplantent des établissements moins performants. Dans cette perspective, la phase de maturité des banques panafricaines (2012-2023), marquée par l'exploitation d'économies d'échelle, le déploiement de canaux numériques et l'extension des réseaux territoriaux, apparaît comme un régime où hausse de la concentration et intensification de la concurrence effective convergent pour améliorer l'inclusion, en ligne avec l'hypothèse de structure efficiente et avec les analyses de Beck et al. (2014) et de Sarpong-Kumankoma et al. (2018) sur le rôle transformateur des groupes panafricains et la dépendance des effets de structure au contexte institutionnel.

Pris dans leur ensemble, les résultats empiriques dégagent quatre enseignements relatifs au lien concentration–inclusion dans la CEMAC. Premièrement, l'absence d'effet linéaire significatif dans le modèle à effets fixes invalide une lecture unidimensionnelle des théories concurrentes et confirme la pertinence d'une modélisation non linéaire, en écho aux résultats d'Owen et Pereira (2018) dans un cadre cross-country. Deuxièmement, la convergence des spécifications quadratiques, des modèles à seuil et des estimations par sous-périodes – matérialisée par un

terme HHI^2 négatif, des signes opposés entre régimes et un renversement de signe entre 2000-2011 et 2012-2023 – accreditent l'existence d'une relation en U inversé. Troisièmement, l'analyse Leave-One-Out révèle une hétérogénéité marquée entre pays, le Gabon apparaissant comme une observation fortement influente dont l'exclusion modifie substantiellement le signe et la significativité du coefficient en régime de forte concentration, ce qui suggère que des caractéristiques structurelles propres (niveau de développement, profondeur financière, poids des groupes panafricains) modulent la relation et limitent la portée des généralisations régionales. Quatrièmement, la forte persistance de l'inclusion, attestée par un coefficient autorégressif élevé, implique que les effets des chocs – y compris ceux liés à la consolidation bancaire – se diffusent lentement, de sorte que les gains comme les retards d'inclusion s'ajustent sur un horizon étendu. Dans ce cadre dynamique, l'effet positif de la concentration dans le régime de forte concentration devient statistiquement significatif, ce qui milite en faveur d'une lecture où les bénéfices d'efficience associés à la consolidation ne se matérialisent que progressivement, à mesure que les modèles d'affaires et les infrastructures sont pleinement déployés.

5.2. Réconciliation des hypothèses théoriques

Ces résultats permettent, dans un second temps, de réconcilier les hypothèses de quiet life et de structure efficiente en les replaçant dans un cadre contingent. D'un côté, l'hypothèse de structure efficiente trouve un appui dans le fait que la concentration exerce un effet positif et significatif sur l'inclusion au-delà d'un certain niveau et sur la période récente, ainsi que dans le modèle dynamique en régime haut. Cette configuration est cohérente avec l'idée que les banques, notamment panafricaines, tirent parti d'économies d'échelle et de portée pour étendre leurs réseaux, développer des canaux numériques et cibler des segments auparavant sous-servis, comme le documentent plusieurs travaux sur les banques régionales africaines.

D'un autre côté, l'hypothèse de quiet life demeure pertinente dès lors que la concentration franchit un seuil critique ou se combine à des conditions institutionnelles moins favorables. Le signe négatif observé en régime de faible concentration, le terme quadratique négatif et la modification des résultats lors de l'exclusion du Gabon suggèrent qu'au-delà d'un certain point, l'accroissement du pouvoir de marché peut induire des comportements d'extraction de rente, une moindre innovation et des politiques tarifaires ou de crédit restrictif, au détriment des ménages et PME marginalisés. Enfin, l'évolution temporelle – phase d'ajustement 2000-2011, puis phase de maturité 2012-2023 – éclaire le rôle des banques panafricaines dans la transformation progressive des systèmes financiers de la CEMAC, en distinguant une période

de restructuration potentiellement perturbatrice d'une phase où les gains d'efficacité se diffusent davantage.

5.3. Implications pour la politique économique et la régulation

5.3.1. Recommandations pour la COBAC

En termes de régulation prudentielle, les résultats plaident, tout d'abord, pour une approche nuancée de la concentration. Tant que le niveau de concentration reste en deçà d'un seuil critique, les opérations de fusion-acquisition peuvent être envisagées sans menace immédiate pour l'inclusion, à condition toutefois d'une vigilance accrue dans les pays déjà fortement concentrés, comme certains marchés de la CEMAC. Dans cette optique, la COBAC pourrait systématiser l'évaluation ex ante de l'impact potentiel des opérations de consolidation sur l'accessibilité des services, en intégrant des indicateurs d'inclusion dans son analyse de concurrence.

Ensuite, l'introduction de conditionnalités en matière d'inclusion financière lors de l'examen des opérations de concentration apparaît comme un levier pertinent. Des engagements contraignants concernant le maintien des agences dans les zones sous-bancarisées, le déploiement de solutions numériques interopérables ou l'offre de produits à frais réduits pourraient encadrer la consolidation de manière à limiter les risques de quiet life. Par ailleurs, le caractère transfrontalier de nombreux groupes panafricains justifie un renforcement de la coopération entre autorités de supervision, notamment via les collèges de superviseurs régionaux et les initiatives d'harmonisation portées par les institutions africaines, afin de réduire l'arbitrage réglementaire et de mieux suivre les risques systémiques liés à ces acteurs.

5.3.2. Implications pour les stratégies nationales d'inclusion

Du point de vue des politiques nationales, la forte persistance de l'inclusion met en évidence la nécessité de stratégies continues plutôt que ponctuelles. Les programmes d'éducation financière, la généralisation de l'identité numérique et la simplification des procédures KYC, lorsqu'ils sont conduits de manière soutenue, peuvent ancrer durablement les progrès d'inclusion et réduire les coûts d'entrée dans le système financier formel. En complément, la mise en place de cibles quantitatives d'inclusion – comme celles envisagées par la BEAC pour 2030 – peut servir de cadre de coordination entre banques, régulateurs et pouvoirs publics.

Enfin, l'hétérogénéité mise en évidence entre pays de la CEMAC appelle des stratégies différenciées. Les pays combinant forte concentration et inclusion relativement élevée peuvent servir de laboratoires pour identifier les configurations institutionnelles et commerciales compatibles avec une concentration « inclusive », tandis que les pays cumulant concentration

modérée et faible inclusion nécessitent des approches intégrant explicitement les contraintes de fragilité politique, de pauvreté et de déficit d'infrastructures. Dans cette perspective, le partage d'expériences régionales, notamment sur le rôle des banques panafricaines et des innovations numériques, constitue un outil central pour diffuser les bonnes pratiques et éviter que la consolidation ne se traduise, à terme, par un verrouillage de l'accès aux services financiers.

Conclusion

Cette étude a analysé la relation entre concentration bancaire et inclusion financière dans les six pays de la CEMAC sur la période 2000-2023, en mobilisant un modèle de panel à seuil au sens de Hansen (1999), une spécification quadratique et plusieurs tests de robustesse. Elle apporte ainsi un éclairage empirique original sur un débat théorique structuré autour des hypothèses de quiet life et de structure efficiente.

Tout d'abord, les résultats montrent que la relation concentration–inclusion n'est pas linéaire : le modèle à effets fixes ne met en évidence aucun effet significatif, tandis que la spécification quadratique indique une relation en U inversé avec un point d'inflexion autour d'un HHI d'environ 0,020. Ensuite, l'effet de la concentration évolue dans le temps, passant d'un impact négatif mais non significatif sur 2000-2011 à un effet positif et fortement significatif sur 2012-2023, ce qui suggère une phase initiale de restructuration suivie d'une phase de déploiement des économies d'échelle, notamment par les banques panafricaines. De plus, l'inclusion financière se révèle fortement persistante (coefficient autorégressif élevé, demi-vie de plusieurs années), ce qui implique que les politiques d'inclusion produisent des effets durables mais que les retards accumulés sont longs à résorber. Pour finir, une hétérogénéité notable entre pays est mise en évidence, le Gabon apparaissant comme une observation influente dont l'exclusion modifie substantiellement les résultats en régime de forte concentration.

Sur le plan théorique, ces enseignements contribuent à réconcilier les hypothèses de quiet life et de structure efficiente en montrant que leur validité respective dépend du niveau de concentration et du contexte temporel. Plutôt que d'opposer de manière binaire « bonne » et « mauvaise » concentration, ils soutiennent une lecture contingente dans laquelle la concentration peut, jusqu'à un certain seuil et dans un cadre institutionnel donné, favoriser l'inclusion, avant de devenir potentiellement préjudiciable au-delà de ce seuil.

Sur le plan normatif, l'absence d'effet négatif dans la configuration actuelle suggère que les opérations de consolidation bancaire peuvent être envisagées sans menace immédiate pour l'inclusion, à condition que le niveau de concentration reste inférieur au seuil critique identifié. Toutefois, l'instauration de conditionnalités explicites – en matière d'extension des réseaux, de

développement des services numériques et d'offre de produits adaptés aux populations vulnérables – apparaît essentielle pour maximiser les gains d'efficacité tout en limitant les risques d'extraction de rente.

Enfin, cette recherche ouvre plusieurs pistes pour des travaux futurs. L'extension de l'analyse à un échantillon africain plus large permettrait de tester la robustesse et la transférabilité des résultats, tandis que l'exploitation de données microéconomiques au niveau des banques et des ménages offrirait une meilleure compréhension des mécanismes de transmission (économies d'échelle, innovation, politiques de crédit). L'étude différenciée des dimensions de l'inclusion (accès, usage, qualité) et des groupes cibles (rural/urbain, genre) affinerait encore les recommandations de politique économique, et le recours à des stratégies d'identification causale plus strictes renforcerait la crédibilité des inférences. Dans un contexte où l'inclusion financière est reconnue comme un levier clé de croissance et de réduction de la pauvreté, en particulier en Afrique centrale, l'approfondissement de l'analyse de ses déterminants structurels demeure une priorité pour la recherche comme pour l'action publique.

Bibliographie

- Ahamed, M. M., & Mallick, S. K. (2019). Is financial inclusion good for bank stability? International evidence. *Research in International Business and Finance*, 47, 338–354. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2018.10.002>
- Aker, J. C., & Mbiti, I. M. (2010). Mobile phones and economic development in Africa. *Journal of Economic Perspectives*, 24(3), 207–232. <https://doi.org/10.1257/jep.24.3.207>
- Allen, F., Carletti, E., Cull, R., Qian, J. Q., Senbet, L., & Valenzuela, P. (2014). The African financial development and financial inclusion gap. *Journal of African Economies*, 23(5), 614–642. <https://doi.org/10.1093/jae/eju015>
- Amidžić, G., Massara, A., & Mialou, A. (2014). *Assessing countries' financial inclusion standing: A new composite index* (IMF Working Paper No. WP/14/36). International Monetary Fund.
- Arellano, M. (1987). Computing robust standard errors for within-groups estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49(4), 431–434.
- Asongu, S. A. (2013). Efficiency of banking sectors in Sub-Saharan Africa: A comparative study. *Review of African Political Economy*, 40(137), 1–20.
- Baltagi, B. H. (2021). *Econometric analysis of panel data* (6th ed.). Springer.
- BEAC. (2022). *Rapport annuel 2022*. Banque des États de l'Afrique centrale.

- Beck, T., & Levine, R. (2004). Stock markets, banks, and growth: Panel evidence. *Journal of Banking & Finance*, 28(3), 423–442.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, inequality and the poor. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27–49.
- Beck, T., Fuchs, M., Singer, D., & Witte, M. (2014). *Making cross-border banking work for Africa* (GIZ/World Bank Report). Deutsche Gesellschaft für Internationale Zusammenarbeit / World Bank.
- Beck, T., Levine, R., & Levkov, A. (2010). Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States. *Journal of Finance*, 65(5), 1637–1667.
- Berger, A. N. (1995). The profit-structure relationship in banking: Tests of market-power and efficient-structure hypotheses. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(2), 404–431.
- Camara, N., & Tuesta, D. (2014). *Measuring financial inclusion: A multidimensional index* (BBVA Research Working Paper No. 14/26). BBVA Research.
- Caner, M., & Hansen, B. E. (2004). Instrumental variable estimation of a threshold model. *Econometric Theory*, 20(5), 813–843.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249–272.
- Claessens, S., & Laeven, L. (2004). What drives bank competition? Some international evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), 563–583.
- Demirgüç-Kunt, A., & Klapper, L. (2012). *Measuring financial inclusion: The Global Findex Database* (Policy Research Working Paper No. 6025). World Bank.
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., & Ansar, S. (2022). *The Global Findex Database 2021: Financial inclusion, digital payments, and resilience in the age of COVID-19*. World Bank.
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., Ansar, S., & Hess, J. (2018). *The Global Findex Database 2017: Measuring financial inclusion and the fintech revolution*. World Bank.
- Demsetz, H. (1973). Industry structure, market rivalry, and public policy. *Journal of Law and Economics*, 16(1), 1–9.
- Detragiache, E., Tressel, T., & Gupta, P. (2008). Foreign banks in poor countries: Theory and evidence. *Journal of Finance*, 63(5), 2123–2160.
- Djankov, S., Hart, O., McLiesh, C., & Shleifer, A. (2007). Debt enforcement around the world. *Journal of Political Economy*, 116(6), 1105–1149.

- Enoch, C., Mathieu, P., & Mecagni, M. (Eds.). (2015). *Pan-African banks: Opportunities and challenges for cross-border oversight* (IMF Departmental Paper No. 15/04). International Monetary Fund.
- El Amri, A., Oulfarsi, S., Eddine, A. S., El Khamlichi, A., Hilmi, Y., Ibenrissoul, A., ... & Boutti, R. (2022). Carbon Financial Market: The Case of the EU Trading Scheme. In *Handbook of Research on Energy and Environmental Finance 4.0* (pp. 424-445). IGI Global.
- Flamini, V., McDonald, C., & Schumacher, L. (2009). *The determinants of commercial bank profitability in Sub-Saharan Africa* (IMF Working Paper No. WP/09/15). International Monetary Fund.
- Fouejieu, A., Sahay, R., Cihak, M., & Chen, S. (2020). Financial inclusion and inequality: A cross-country analysis. *Journal of International Trade & Economic Development*, 29(8), 1018–1048. <https://doi.org/10.1080/09638199.2020.1785271>
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345–368.
- Hicks, J. R. (1935). Annual survey of economic theory: The theory of monopoly. *Econometrica*, 3(1), 1–20. <https://doi.org/10.2307/1907343>
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.
- Jack, W., & Suri, T. (2014). Risk sharing and transactions costs: Evidence from Kenya's mobile money revolution. *American Economic Review*, 104(1), 183–223.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44.
- Kobiyh, M., El Amri, A., Oulfarsi, S., & Hilmi, Y. (2023). Behavioral finance and the imperative to rethink market efficiency. Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., Neter, J., & Li, W. (2004). *Applied linear statistical models* (5th ed.). McGraw-Hill.
- Ky, S., Rugemintwari, C., & Sauviat, A. (2018). Does mobile money affect saving behaviour? Evidence from Burkina Faso. *Journal of African Economies*, 27(5), 485–512. <https://doi.org/10.1093/jae/ejx028>
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). Legal determinants of external finance. *Journal of Finance*, 52(3), 1131–1150.
- Léon, F. (2015). Does bank competition alleviate credit constraints in developing countries? *Journal of Banking & Finance*, 57, 130–142.

Levine, R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. In P. Aghion & S. Durlauf (Eds.), *Handbook of economic growth* (Vol. 1A, pp. 865–934). Elsevier.

Ngomsi, A., & Djiogap, C. F. (2012). Banking competition and economic growth: A panel data analysis. *Thunderbird International Business Review*, 54(2), 183–194.

Owen, A. L., & Pereira, J. M. (2018). Bank concentration, competition, and financial inclusion. *Review of Development Finance*, 8(1), 1–17. <https://doi.org/10.1016/j.rdf.2018.08.001>

Park, C. Y., & Mercado, R. V., Jr. (2015). *Financial inclusion, poverty, and income inequality: The kink in the relationship* (ADB Economics Working Paper Series No. 426). Asian Development Bank.

Park, C. Y., & Mercado, R. V., Jr. (2018). Financial inclusion, poverty, and income inequality. *Singapore Economic Review*, 63(1), 185–206. <https://doi.org/10.1142/S0217590818410045>

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312.

Roe, M. J., & Siegel, J. I. (2011). Political instability and financial development. *Journal of Financial Economics*, 109(3), 797–817.

Sarma, M. (2008). *Index of financial inclusion* (Working Paper No. 215). Indian Council for Research on International Economic Relations.

Sarma, M. (2012). *Index of financial inclusion: A measure of financial sector inclusiveness* (Berlin Working Papers on Money, Finance, Trade and Development No. 07/2012). Hochschule für Technik und Wirtschaft Berlin.

Sarma, M., & Pais, J. (2011). Financial inclusion and development. *Journal of International Development*, 23(5), 613–628.

Sarpong-Kumankoma, S., Abor, J., Aboagye, A. Q. Q., & Amidu, M. (2018). Freedom, competition, and financial inclusion in Sub-Saharan Africa. *International Journal of Law and Management*, 60(2), 484–510. <https://doi.org/10.1108/IJLMA-04-2017-0081>

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

U.S. Department of Justice & Federal Trade Commission. (2010). *Horizontal merger guidelines*. U.S. Department of Justice.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2nd ed.). MIT Press.