IRAFEM
International Review of Applied Finance, Economics and Management

International Review of Applied Finance, Economics, and Management IRAFEM VOL. 2 Issue 7 (2026)

Analyse de l'impact des Succursales bancaires commerciales sur l'inclusion financière au Maroc : une approche ARDL

Analysis of the Impact of Commercial Bank Branches on Financial Inclusion: An ARDL Approach

Salim El Haddad[1], **Abdelillah Salhi**[1], **Safaa Makaoui**[2]

[1] *Laboratoire d'études et de recherche en sciences de gestion (LERSG), Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales de Rabat-Agdal, Rabat, Maroc.*

[2] *Laboratoire des sciences Economiques et politiques publiques (LSEPP), Faculté d'Economie et de Gestion Kenitra, Maroc.*

Résumé

Cette étude examine la relation entre le développement des infrastructures bancaires, en particulier les succursales bancaires, et l'inclusion financière au Maroc, en mettant l'accent sur les effets de variables macroéconomiques telles que l'inflation et les taux d'intérêt débiteurs. À partir de données annuelles couvrant la période 2004-2023, l'analyse mobilise le modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) afin de saisir à la fois les dynamiques de court terme et les relations d'équilibre de long terme entre les variables. Les résultats du modèle à correction d'erreur (ECM) indiquent que la variable LSUC, mesurant le nombre de succursales bancaires, exerce un effet positif et significatif à court terme sur le volume du crédit bancaire (LCB), utilisé ici comme proxy de l'inclusion financière. En parallèle les résultats de l'estimation de long terme révèlent un effet fortement positif et statistiquement significatif du nombre de succursales bancaires (LSUC) sur le crédit bancaire, avec un coefficient de 3.068. Cela indique que l'expansion du réseau bancaire contribue significativement à l'approfondissement financier. Une augmentation d'une unité du logarithme du nombre de succursales est associée à une hausse de plus de 3 unités du crédit bancaire, ce qui confirme l'importance de la proximité bancaire physique pour l'inclusion financière, en particulier dans les économies où les infrastructures numériques ne sont pas généralisées. Le test de cointégration aux bornes (bounds test) confirme l'existence d'une cointégration entre les variables, ce qui implique une relation stable de long terme entre l'inclusion financière et ses déterminants. Le test de causalité de Granger révèle que le nombre de succursales bancaires ne cause pas le crédit bancaire, mais que le crédit bancaire cause le nombre de succursales. Globalement, les résultats soulignent l'importance de combiner l'expansion des infrastructures avec la stabilité macroéconomique et l'innovation numérique afin de parvenir à un système financier plus inclusif au Maroc. L'étude fournit des enseignements utiles aux décideurs publics et aux institutions financières souhaitant renforcer la croissance inclusive par des écosystèmes financiers accessibles et résilients.

Mots-clés : Inclusion financière; LSUC; model ARDL; inflation; Taux d'intérêt; Cointégration ;Morocco.

Abstract

This study examines the relationship between banking infrastructure development, particularly bank branches, and financial inclusion in Morocco, with a focus on the effects of

© 2026 The Authors. Published by IRAFEM. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license

macroeconomic variables such as inflation and lending interest rates. Using annual data covering the period 2004–2023, the analysis employs the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model to capture both short-run dynamics and long-run equilibrium relationships among the variables. The Error Correction Model (ECM) results indicate that LSUC, which measures the number of bank branches, has a positive and statistically significant short-run effect on the volume of bank credit (LCB), used here as a proxy for financial inclusion. Likewise, the long-run estimates reveal a strongly positive and statistically significant effect of the number of bank branches (LSUC) on bank credit, with a coefficient of 3.068. This suggests that the expansion of the banking network contributes substantially to financial deepening. A one-unit increase in the logarithm of the number of branches is associated with an increase of more than three units in bank credit, confirming the importance of physical banking proximity for financial inclusion, particularly in economies where digital infrastructure is not yet widespread. The bounds cointegration test confirms the existence of a cointegrating relationship among the variables, implying a stable long-run relationship between financial inclusion and its determinants. The Granger causality test shows that the number of bank branches does not Granger-cause bank credit, whereas bank credit Granger-causes the number of branches. Overall, the findings underscore the importance of combining infrastructure expansion with macroeconomic stability and digital innovation to achieve a more inclusive financial system in Morocco. The study offers useful insights for policymakers and financial institutions seeking to strengthen inclusive growth through accessible and resilient financial ecosystems.

Keywords: Financial inclusion, bank branches, bank credit, ARDL, cointegration, Morocco

1. Introduction

Cruciale pour le développement économique des pays en développement, où la sous-bancarisation demeure élevée, l'inclusion financière vise à garantir aux ménages et aux entreprises l'accès à des offres financières abordables et encadrées, telles que les moyens de paiement, le crédit, l'épargne ou l'assurance. Dans les pays développés, la relation est plus subtile qu'il n'y paraît. L'accès de base y est largement acquis, mais la qualité, le coût et l'usage des services demeurent des indicateurs qui nécessitent une surveillance régulière afin de prévenir les aléas qui les perturbent. La France en offre une illustration. Selon l'Observatoire de l'inclusion bancaire (Banque de France, 2026), 4,8 millions de personnes étaient identifiées par leur banque comme étant en situation de fragilité financière en décembre 2025, et 1,2 million d'entre elles ont souhaité souscrire l'offre clientèle fragile.

Le nombre de dossiers de surendettement déposés a par ailleurs augmenté de 9,8 % en 2025, soit 148 013 dossiers, les 18-29 ans représentant 12 % des déposants contre 5 % en 2022. Ces indicateurs montrent que l'inclusion financière ne se limite pas à la détention d'un compte : elle suppose de suivre l'usage effectif et la soutenabilité des services financiers. La Banque mondiale (2018) définit l'inclusion financière comme le fait que « les individus et les entreprises ont accès à des produits et services financiers utiles et abordables, répondant à leurs besoins (transactions, paiements, épargne, crédit et assurance) et fournis de manière responsable et durable ». Sa durabilité suppose donc un suivi régulier, par les autorités, de l'évolution démographique, du niveau de culture financière et des indicateurs économiques et sociaux.

Le lien entre système financier et développement économique repose sur un mécanisme bien identifié, en réduisant les frictions liées à l'information et aux échanges, les intermédiaires financiers orientent l'épargne vers des usages productifs et stimulent l'innovation (Levine, 2005). L'analyse empirique de King et Levine (1993), menée sur 80 pays entre 1960 et 1989, a été l'une des premières à relier de manière robuste le niveau de développement financier à la croissance du revenu par habitant et à l'accumulation du capital. L'inclusion financière étend ce raisonnement aux agents traditionnellement à l'écart du système, on peut raisonnablement attendre qu'un accès plus large au financement renforce la capacité d'investissement des petites et moyennes entreprises et les incite à intégrer le secteur formel. Les travaux de Sarma et Pais (2011) vont dans ce sens, puisqu'ils observent une progression conjointe du développement humain et de l'inclusion financière, et rattachent cette dernière à des déterminants socioéconomiques et infrastructurels. Le Fonds monétaire international a, de son côté, étudié les conséquences macroéconomiques de l'inclusion, en particulier pour la croissance et la stabilité financière (Sahay et al., 2015).

La littérature mesure fréquemment l'accès par la présence d'agences bancaires, Selon Beck, Demirgüc-Kunt et Levine (2007), l’augmentation du nombre de succursales bancaires est positivement corrélée à une plus grande inclusion financière, ce qui se traduit par une augmentation du volume de crédits octroyés. Ces auteurs soulignent que dans les pays en développement, l’expansion du réseau bancaire permet de réduire les contraintes d'accès au financement, notamment pour les petites et moyennes entreprises (PME) qui dépendent souvent des banques pour obtenir des fonds. Au Maroc, l'inclusion financière est un chantier de politique publique piloté conjointement par le ministère de l'Économie et des Finances et Bank Al-Maghrib. Les deux institutions mènent depuis 2016 le processus d'élaboration d'une Stratégie nationale d'inclusion financière (SNIF) dans un cadre de partenariat national. Adoptée en 2019, la SNIF s'organise autour de sept leviers définis à partir d'un état des lieux de l'inclusion financière, notamment le paiement mobile (développement des M-Wallets et des paiements électroniques), la microfinance (renforcement et diversification des institutions de microcrédit), l'assurance inclusive (développement de la micro-assurance pour les faibles revenus), la banque au quotidien / La proximité (assouplissement des règles bancaires et déploiement des agents de paiement), le financement des TPE (garanties, crowdfunding, leasing et dispositifs dédiés aux micro-entreprises), l'éducation financière (sensibilisation, formation et protection de la clientèle via la FMEF) et la gouvernance et le cadre réglementaire (suivi des données, gouvernance et adaptation des lois).

En chiffres, le diagnostic initial révélait un retard accru, soit seulement 17 % des Marocaines avaient accès à un compte en 2017, contre 35 % dans la région MENA. La mise en œuvre a progressé, puisque le taux d'avancement de la stratégie atteignait 66 % en 2022. À fin 2022, le réseau des banques et des établissements de paiement comptait 31.515 points d'accès (y compris les succursales bancaires) , contre 26.771 un an plus tôt (+17,7 %), et environ 6,8 millions de comptes de paiement étaient ouverts, signe du rôle du paiement mobile. Selon les indicateurs communiqués par la banque centrale, le taux de pénétration des comptes serait passé de 29 % à 44 % en 2023. Des écarts subsistent toutefois, notamment pour les femmes, les populations rurales et les très petites entreprises. Une évaluation approfondie de la première phase a été réalisée en 2023 afin d'intégrer de nouvelles priorités, comme la protection sociale élargie et la résilience au changement climatique, préparant ainsi une seconde phase de la stratégie.

La présente étude vise à examiner l'incidence du déploiement du réseau de succursales bancaires sur l'inclusion financière au Maroc, en intégrant l'effet de variables macroéconomiques déterminantes, notamment l'inflation et les taux d'intérêt débiteurs. Elle ambitionne ainsi d'identifier les effets de court et de long terme de ces facteurs sur le taux de bancarisation, et d'en dégager les implications tant sur le plan économique que sur celui de l'action publique. Sur le plan méthodologique, nous mobilisons le modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) développé par Pesaran, Shin et Smith (2001). Cette approche se justifie par sa capacité à traiter des séries temporelles d'ordres d'intégration différents, I(0) et I(1), et à rendre compte de la dynamique d'ajustement entre les variables à différents horizons temporels. Dans ce sillage, l'article est structuré de la manière suivante. La première section présente la revue de la littérature et les fondements théoriques du lien entre inclusion financière, infrastructures bancaires et développement économique. La deuxième section expose la méthodologie retenue et la spécification du modèle ARDL. La troisième section est consacrée à l'analyse et à l'interprétation des résultats empiriques. La quatrième section discute les implications économiques et les recommandations politiques. Enfin, la dernière section conclut en mettant en perspective les principales contributions de l'étude et les pistes de recherche futures.

2. Revue de la littérature

L'inclusion financière est aujourd'hui considérée comme un levier essentiel du développement économique durable, en particulier dans les économies émergentes, où une proportion non négligeable de la population demeure en marge du système financier formel. Selon Sarma (2008), elle désigne un processus visant à garantir à l'ensemble des agents économiques la facilité d'accès, la disponibilité et l'utilisation effective des services du système financier formel. Ces services, qui comprennent les comptes bancaires, l'épargne, le crédit et l'assurance, contribuent à atténuer la pauvreté et à soutenir l'investissement productif. Dans cette perspective, l'infrastructure bancaire physique occupe une place centrale, et la densité des succursales bancaires est l'un des indicateurs les plus fréquemment retenus pour apprécier le degré de proximité de l'offre financière et, partant, l'étendue de l'inclusion (Beck, Demirgüç-Kunt & Martínez Pería, 2007).

L'expansion des succursales bancaires commerciales est un facteur clé qui influence l'accès au crédit bancaire. Une présence physique accrue des banques dans différentes régions facilite l'accès aux services financiers pour les ménages et les entreprises, ce qui augmente la demande de crédit. Dans la littérature économique, plusieurs études utilisent le nombre de succursales bancaires commerciales comme mesure de l'inclusion financière, mettant en évidence son rôle dans la distribution des crédits bancaires. Cependant, l'effet des succursales bancaires sur l'octroi de crédit peut être différé dans le temps. Andrianova et al. (2015) soulignent que l'ouverture de nouvelles agences peut d'abord entraîner des coûts d'installation et de gestion élevés, avant que les bénéfices ne se traduisent par une augmentation significative du crédit bancaire. Ce décalage temporel est expliqué par la nécessité pour les nouvelles agences de se constituer une clientèle et d'établir une relation de confiance avec les emprunteurs potentiels.

D'autres études, comme celles de Burgess et Pande (2005), indiquent que la décentralisation bancaire, notamment l'ouverture de succursales dans les zones rurales, peut réduire la pauvreté et favoriser l'accès au crédit pour les populations marginalisées. Dans ce contexte, une stratégie de développement bancaire visant à étendre les agences dans les régions sous-desservies peut

avoir un impact significatif sur l'inclusion financière et le crédit bancaire. En définitive, la littérature converge vers une conception intégrée des succursales bancaires comme vecteur complémentaire d'inclusion financière et d'accès au crédit. Leur déploiement, conjugué à la digitalisation des services et à l'éducation financière, constitue un levier pour élargir la participation financière, favoriser la mobilisation de l'épargne et consolider la stabilité du système bancaire. Si leur incidence directe sur le volume de crédit demeure modérée, leur effet indirect sur la bancarisation et sur la confiance des agents dans le système financier apparaît déterminant. Les succursales bancaires s'imposent ainsi comme une variable structurelle pertinente dans les modèles empiriques visant à expliquer la relation entre inclusion financière et crédit bancaire dans les économies émergentes.

3. Méthodologie

Dans l'objectif d'évaluer la relation entre l'inclusion financière et les crédits bancaires, plusieurs variables peuvent faire l'objet d'examen, notamment le taux de bancarisation, le nombre, la diversité des offres de financement en nombre, nombre d'agents bancaires ou de points de service mobile money ou la part de la population vivant à moins de X km d'un point d'accès, en revanche dans la présente étude on va utiliser le nombre de succursales bancaires, et le développement du crédit bancaire tout en s'appuyant sur un modèle à retards distribués autorégressifs (ARDL), formulé en logarithmes :

$$CB_t = \lambda_\circ + \delta_1 SUC_t + \delta_2 TID_t + \delta_3 INF_t + Et \quad (1)$$

où :

- CB désigne le logarithme du crédit bancaire,
- SUC représente Nombre de succursales bancaires (pour 100 000 adultes),
- INT correspond au taux d'intérêt débiteur,
- INF indique le taux d'inflation,
- et ε_t est le terme d'erreur aléatoire

Pour estimer les coefficients du modèle ARDL, l'équation 1 est transformées comme suit :

$$\Delta lCB_t = \lambda_\circ + \sum_{i=1}^{p} \delta_{1\,j} \Delta\, lCB_{t-k} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{2\,j} \Delta\, lSUC_{t-k} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{3\,j} \Delta\, TID_{t-k} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{4\,j} \Delta\, INF_{t-k} + \psi_1 lCB_{t-1} + \psi_2 lSUC_{t-1} + \psi_3 TID_{t-1} \psi_4\, INF_{t-1} + Et \quad \mathbf{(2)}$$

Avec :

- **LCB :** Le logarithme naturel du Crédit bancaire au secteur privé (% du PIB)
- **LSUC :** Le logarithme naturel du Nombre de succursales bancaires (pour 100 000 adultes)
- **INT :** Taux d'intérêt débiteur (%)

- **INF :** Taux d'inflation (%)
- **Et :** Terme d'erreur

Cette approche permet d'analyser simultanément les effets à court et à long termes des variables explicatives sur le crédit bancaire. La méthode ARDL (Pesaran & Shin, 1998 ; Pesaran et al., 2001) a été retenue pour sa flexibilité dans le traitement de séries temporelles intégrées d'ordre différent I(0) et I(1) également pour la nature et la taille de l'échantillon afin d'avoir des résultats plus fiables contrairement aux approches de Johansen ou d'Engle-Granger qui restent plus sensibles au type d'échantillon choisi renforcés par un Pré-test de stationnarité qui ne s'avère pas nécessaire dans notre cas . Cette spécificité est particulièrement utile dans le cas des variables financières hétérogènes comme l'inclusion bancaire et le crédit. L'estimation du modèle a été réalisée à l'aide du logiciel **EViews 12**, qui offre des outils avancés pour les tests de stationnarité, la sélection des retards optimaux et l'analyse des élasticités dynamiques

Avant l'estimation, un ensemble de tests de stationnarité a été conduit à l'aide des tests Augmented Dickey-Fuller (ADF) et Phillips-Perron (PP) pour déterminer le degré d'intégration de chaque série. Les résultats montrent que la variable LSUCC ne présente pas de stationnarité en niveau, comme en témoignent des statistiques t inférieures en valeur absolue aux seuils critiques, mais devient stationnaire après première différenciation. Dans le même contexte Les autres variables — LCB, INF, TD— ne présentent également aucune stationnarité en niveau. La cointégration entre les variables a été testée via le Bound Test proposé par Pesaran et al. (2001), afin d'évaluer l'existence d'une relation stable à long terme entre les indicateurs d'inclusion financière et le crédit bancaire. Lorsque la statistique F dépasse la borne supérieure, une relation de cointégration est confirmée, justifiant l'estimation des coefficients à long terme. Les diagnostics économétriques incluent les tests de Breusch-Godfrey (autocorrélation), ARCH (hétéroscédasticité), Jarque-Bera (normalité des résidus) et Ramsey RESET (spécification du modèle). Les résultats de ces tests valident la robustesse du modèle estimé, indiquant des résidus indépendants et normalement distribués

En effet, une fois la relation à long terme établie par le modèle ARDL, le modèle de correction d'erreur (ECM) peut être estimé comme suit :

$$\Delta lCB = \lambda_\circ + \delta_1 \sum_{i=1}^{p} \delta_{1\,j} \Delta\, lCB_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{2\,j} \Delta\, lSUC_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{3\,j} \Delta\, TID_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{4\,j} \Delta\ INF_{t-1} + \psi ECT_{t-1} + Et \quad (3)$$

Pour ce faire, il convient dans un premier temps d'estimer le modèle suivant:

$$\Delta lCB_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_{1i} \Delta\, lCB_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{2i} \Delta\, lSUC_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{3i} \Delta\, TID_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{4i\,j} \Delta\ INF_{t-1} + \psi_1 ECT_{t-1} + Et \quad (4)$$

$$\Delta lSUC_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_{1i} \Delta\, lSUC_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{2i} \Delta\, lCB_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{3i} \Delta\, TID_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{4i\,j} \Delta\ INF_{t-1} + \psi_1 ECT_{t-1} + Et \quad (5)$$

$$\Delta TID_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_{1i} \Delta\, TID_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{2i} \Delta\, lSUC_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{3i} \Delta\, LCB_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{4i\,j} \Delta\ INF_{t-1} + \psi_1 ECT_{t-1} + Et \quad (6)$$

$$\Delta INF_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_{1i} \Delta\, INF_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{2i} \Delta\, lSUC_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{3i} \Delta\, TID_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{4i\,j} \Delta\ lCB_{t-1} + \psi_1 ECT_{t-1} + Et \quad (7)$$

4. Résultats et discussion

Les statistiques descriptives indiquent que le crédit bancaire (CB) est relativement stable sur la période (moyenne ≈ 61,43 ; écart-type ≈ 2,98), avec une distribution proche de la normale (JB non significatif), alors que l'inflation (INF) est nettement plus volatile (écart-type ≈ 2,19) et présente une asymétrie à droite, avec rejet de la normalité (JB hautement significatif).

Tableau 1. Statistique descriptive des variables

	CB	GAB	INF	TID
Mean	61.43051	26.02433	2.032075	5.502121
Median	61.57843	26.92469	1.400000	5.490000
Maximum	66.55119	29.63350	9.100000	6.645742
Minimum	54.86424	19.08531	0.100000	4.240000
Std. Dev.	2.978092	3.055562	2.190783	0.714013
Skewness	-0.013323	-0.745440	1.880653	-0.260465
Kurtosis	1.873866	2.437810	5.721980	1.923710
Jarque-Bera	2.802127	5.606480	47.60416	3.157407
Probability	0.246335	0.060613	0.000000	0.206242
Sum	3255.817	1379.289	107.7000	291.6124
Sum Sq. Dev.	461.1895	485.4958	249.5755	26.51032
Observations	53	53	53	53

Source : Nos estimations sur Eviews

Les GAB et les succursales (SUC) affichent des dispersions modérées et des distributions légèrement aplaties, proches du seuil de normalité statistique ; le TID est, lui, relativement

stable. Ces constats Ces constats montre que le réseau de succursales bancaires (LSUC) demeure un déterminant significatif du crédit bancaire. Les variables étudiées n'ont pas les mêmes propriétés statistiques : le crédit et les succursales évoluent de façon régulière, alors que l'inflation présente des fluctuations plus marquées. Cette hétérogénéité n'a toutefois pas limité l'analyse, car le modèle ARDL permet de combiner des séries stationnaires en niveau, I(0), et en différence première, I(1). Il a ainsi permis d'estimer la relation de long terme entre les succursales et le crédit. Ces résultats soulignent l'importance de maintenir et de moderniser le réseau d'agences pour soutenir le financement de l'économie.

4.1 Test de racine unitaire

Les tests ADF et Phillips–Perron montrent, de manière cohérente, Les tests ADF et Phillips–Perron montrent, de manière cohérente, la série est non stationnaire POUR LSUC en niveau, mais devient stationnaire après une première différenciation, ce qui en fait une variable I(1). Le crédit bancaire (LCB), l'inflation (INF) et le taux d'intérêt débiteur (TID) présentent le même comportement. Aucune série n'étant intégrée d'ordre 2, la condition d'application du modèle ARDL est satisfaite. Ce résultat permet d'appliquer le test de cointégration aux bornes, puis d'estimer la dynamique de court terme et la relation de long terme entre les succursales et le crédit bancaire.

Tableau 2. Tests de stationnarité

Variables	ADF en niveau	ADF 1st différence	P-P at level	P-P 1st différence
	t stat	t stat	t stat	t stat
LCB	-2.716736*	-1.806975**	-1.634715	-3.610918***
LGAB	-4.274072***	-1.764315**	-14.07499***	-1.657396
INF	-1.334014	-6.632215***	-1.552236	-6.637180***
TD	-2.164040	-6.686798***	-2.164040	-6.686761***
*,** et *** : P value est significative à 10%, 5% et 1% respectivement				

4.2 Détermination du décalage optimal

La détermination du nombre de retards constitue une étape essentielle dans la mise en œuvre du modèle ARDL (Pesaran et al., 2001), car elle conditionne la validité et la robustesse des relations de cointégration. Les critères d'information d'Akaike (AIC) et de Schwarz (SC/BIC) sont couramment utilisés à cet effet. Le premier tend à privilégier des modèles plus complexes, au risque d'un surajustement, tandis que le second impose une pénalisation plus stricte et favorise des modèles parcimonieux, particulièrement adaptés aux échantillons de taille limitée.

Tableau 3. Sélection du nombre optimal de retards

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	108.1152	NA	3.48e-09	-5.287956	-5.074679	-5.211434
1	509.1430	678.6626*	1.49e-17*	-24.57144*	-23.29178*	-24.11231*
2	533.5833	35.09365	1.63e-17	-24.54273	-22.19668	-23.70099
3	552.3413	22.12486	2.69e-17	-24.22263	-20.81020	-22.99828
4	577.9786	23.66520	3.80e-17	-24.25531	-19.77649	-22.64835

Source : Nos estimations sur Eviews

Dans cette étude, le critère de Schwarz a été retenu afin de garantir un compromis optimal entre précision et simplicité. L'application de ce critère a conduit à la sélection du modèle ARDL(1,1,1,1), indiquant qu'un seul retard est jugé suffisant pour chacune des variables. Ce choix traduit une approche méthodologique visant à capter l'influence dynamique des valeurs passées sans complexifier inutilement la structure du modèle, conformément aux principes de parcimonie recommandés pour les analyses de séries temporelles.

4.3 Estimation des coefficients du modèle

Tableau 4. Estimation des coefficients de court terme

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.*
D(LSUC)	2.417886	2.613998	0.0124
D(TID)	-0.003035	-0.288527	0.7744
D(INF)	-0.000236	-0.101539	0.9196
CointEq(-1)*	-0.220977	-1.699414	0.0966

Source : Nos estimations sur Eviews

A court terme Les résultats du modèle à correction d'erreur (ECM) indiquent que la variable LSUC, mesurant le nombre de succursales bancaires, exerce un effet positif et significatif à court terme sur le volume du crédit bancaire (LCB), utilisé ici comme proxy de l'inclusion financière. Le coefficient de 2.417886, significatif au seuil de 5 %, suggère qu'une augmentation du nombre de succursales bancaires entraîne une hausse substantielle de l'offre de crédit à court terme. Cette relation reflète l'importance des infrastructures bancaires physiques dans l'amélioration de l'accès aux services financiers, en particulier dans les économies émergentes où la bancarisation reste partielle. L'inflation (INF) présente un effet négatif significatif à long terme sur le crédit bancaire, avec un coefficient de -0.0057. Ce résultat suggère que l'augmentation du niveau des prix tend à freiner l'activité de crédit. En effet, l'inflation réduit la valeur réelle des remboursements futurs, ce qui accroît l'aversion au risque des banques. Par ailleurs, un environnement inflationniste crée de l'incertitude, ce qui incite les institutions financières à adopter une attitude plus prudente dans la distribution des prêts. Le taux d'intérêt débiteur (TID) exerce également un effet négatif et significatif sur le volume du crédit bancaire à long terme, avec un coefficient de -0.023. Cela signifie qu'une hausse des taux d'intérêt réduit l'offre de crédit, ce qui est attendu dans un cadre théorique classique. Des taux plus élevés augmentent le coût d'emprunt, décourageant ainsi les entreprises et les ménages à contracter des crédits. Ce lien reflète le canal du taux d'intérêt de la politique monétaire, par lequel les variations de taux affectent les décisions de financement et de consommation.

Tableau 5. Estimation des coefficients de long terme

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.*
LSUC	3.068067	4.584842	0.0000
INF	-0.005734	-3.890294	0.0004
TID	-0.023049	-2.133619	0.0388
C	0.388566	1.220825	0.2290
R-squared	0.917417	4.116388	
Adjusted R-squared	0.905620	0.048489	

Les résultats de l'estimation de long terme révèlent un effet fortement positif et statistiquement significatif du nombre de succursales bancaires (LSUC) sur le crédit bancaire, avec un coefficient de 3.068. Cela indique que l'expansion du réseau bancaire contribue significativement à l'approfondissement financier. Une augmentation d'une unité du logarithme du nombre de succursales est associée à une hausse de plus de 3 unités du crédit bancaire, ce qui confirme l'importance de la proximité bancaire physique pour l'inclusion financière, en particulier dans les économies où les infrastructures numériques ne sont pas généralisées. L'inflation (INF) présente un effet négatif significatif à long terme sur le crédit bancaire, avec un coefficient de -0.0057. Ce résultat suggère que l'augmentation du niveau des prix tend à freiner l'activité de crédit. En effet, l'inflation réduit la valeur réelle des remboursements futurs, ce qui accroît l'aversion au risque des banques. Par ailleurs, un environnement inflationniste crée de l'incertitude, ce qui incite les institutions financières à adopter une attitude plus prudente dans la distribution des prêts. Le taux d'intérêt débiteur (TID) exerce également un effet négatif et significatif sur le volume du crédit bancaire à long terme, avec un coefficient de -0.023. Cela signifie qu'une hausse des taux d'intérêt réduit l'offre de crédit, ce qui est attendu dans un cadre théorique classique. Des taux plus élevés augmentent le coût d'emprunt, décourageant ainsi les entreprises et les ménages à contracter des crédits. Ce lien reflète le canal du taux d'intérêt de la politique monétaire, par lequel les variations de taux affectent les décisions de financement et de consommation.

4.4 Bound test

Le Bound test, aussi connu comme le test de cointégration aux bornes, est un outil analytique essentiel pour tester la présence d'une relation de long terme entre les variables sélectionnées pour une étude. La F-statistique obtenue, affichée dans le tableau, est de 9.52, ce qui dépasse effectivement les valeurs critiques des bornes inférieures et supérieures pour les niveaux de signification de 10 %, 5 % et 1 %. Cela signifie que nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle qui stipule qu'il n'y a pas de relation de niveaux, ou de cointégration, entre les variables étudiées, et nous pouvons inférer qu'il existe probablement une relation à long terme significative.

Tableau 6. Résultats du bounds test

F-Bounds Test		**Null Hypothesis: No levels relationship**		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	9.525621	10%	2.72	3.77
k	3	5%	3.23	4.35
		2.5%	3.69	4.89
		1%	4.29	5.61

Source : Nos estimations sur Eviews

En d'autres termes, ces résultats suggèrent fortement qu'il y a une cointégration entre les variables étudiées, impliquant que les variables se déplacent ensemble sur le long terme et que toute divergence à court terme entre elles serait temporaire et s'ajusterait au fil du temps pour maintenir une relation d'équilibre stable.

4.5 Test de causalité de Granger

Afin de déterminer le sens de la relation entre LSUC, LCB, TID et INF, le test de causalité de Granger est effectué pour les 4 variables.

Tableau 7. Résultats du test de Granger

	ΔLCB	**ΔLSUC**	**ΔTID**	**ΔINF**
ΔLCB	–	3.85444 (0.0279)	2.97391 (0.0625)	0.51045 (0.6034)
ΔLSUC	0.00547 (0.9945)	–	2.66064 (0.0823)	3.47664 (0.0388)
ΔTID	0.07628 (0.9267)	2.66536 (0.0819)	–	3.90734 (0.0282)
ΔINF	2.65867 (0.0801)	0.59098 (0.5577)	2.45663 (0.0986)	–

, **, et *** sont significatifs au seuil de 1%, 5%, et 10%, respectivement.

Source : Nos estimations sur Eviews

Ce tableau montre les résultats du test de causalité de granger, qui est utilisée pour déterminer si une série temporelle est utile pour prédire une autre série. Les lignes de ce tableau représentent les variables dépendantes, c'est-à-dire les variables qui sont potentiellement prédites par les autres, Tandis que les colonnes représentent les variables qui sont testés pour savoir s'il existe une influence prédictive sur les variables dépendantes. Le test de causalité de Granger révèle que le nombre de succursales bancaires ne cause pas le crédit bancaire ($F = 0.00547$, $p = 0.9945$), mais que le crédit bancaire cause le nombre de succursales ($F = 3.85444$, $p = 0.0279$). Cela signifie que les évolutions passées du crédit bancaire permettent de prédire l'expansion du réseau de succursales, et non l'inverse. Ce résultat est révélateur d'un comportement adaptatif des banques : elles développent leur réseau en réponse à la demande de crédit, et non comme un levier proactif d'inclusion financière. Ce constat nuance les conclusions du modèle de long terme et souligne que la dynamique de l'offre bancaire est orientée par les marchés. Cela rejoint les observations de Beck et al. (2007), qui montrent que les banques dans les économies émergentes suivent souvent une logique d'opportunisme commercial plutôt que d'aménagement du territoire.

Aucune causalité significative dans les deux sens n'est détectée entre l'inflation et le crédit bancaire au seuil de 5 %. Toutefois, la valeur-p ($p = 0.0801$) de la causalité allant d'INF vers LCB est relativement proche du seuil, ce qui suggère une relation potentiellement latente. Cela peut indiquer que dans certains contextes, les variations de l'inflation peuvent influencer la politique de crédit, mais que cette influence n'est ni forte ni systématique. Ce résultat pourrait refléter une relative stabilité des anticipations d'inflation ou une politique monétaire peu réactive à court terme dans le contexte étudié. Le test n'indique pas de causalité de Granger du taux d'intérêt vers le crédit bancaire ($F = 0.07628$, $p = 0.9267$), mais le crédit semble influencer le taux d'intérêt à un seuil de 10 % ($F = 2.97391$, $p = 0.0625$). Cela suggère que les politiques tarifaires des banques sont potentiellement ajustées en fonction de la demande de crédit, plutôt que d'être utilisées comme levier de régulation. Ce constat soutient l'idée selon laquelle les banques agissent de manière réactive à la conjoncture du crédit, un comportement identifié par Demirgüç-Kunt & Maksimovic (2002) dans plusieurs pays à revenu intermédiaire. Le test

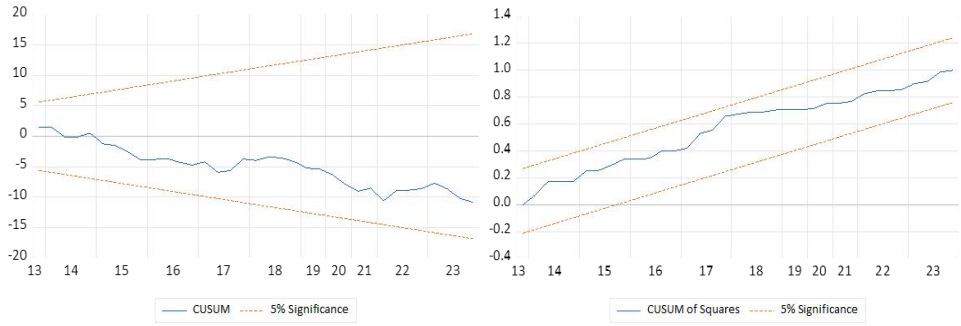
révèle une causalité de Granger significative allant du nombre de succursales vers l'inflation (F = 3.47554, p = 0.0388), ce qui peut s'interpréter comme une conséquence de l'expansion bancaire qui stimule la demande globale (via le crédit), exerçant à terme des pressions inflationnistes. Par ailleurs, le taux d'intérêt cause Granger l'inflation (F = 3.90734, p = 0.0282), une relation conforme à la théorie monétaire classique : des taux élevés peuvent résulter d'anticipations d'inflation ou de mesures prises pour la combattre. Les autres relations de causalité bidirectionnelle (LSUC ⇆ TID, INF ⇆ TID) présentent des valeurs-p proches de 10 %, ce qui suggère des interdépendances faibles mais non négligeables.

4.6 Stabilité et diagnostic du modèle

4.6.1 Stabilité du modèle

Nous appliquerons deux tests de stabilité largement reconnus : le test CUSUM (Cumulative Sum) et le test CUSUM of Squares (Cumulative Sum of Squares). Le test CUSUM permet de détecter d'éventuels changements progressifs dans les paramètres au fil du temps, tandis que le test CUSUM of Square est davantage sensible aux ruptures structurelles plus importantes dans la variance des erreurs. Ces deux tests nous permettront ainsi de confirmer si les relations estimées demeurent stables au cours de la période d'étude, renforçant ainsi la robustesse et la crédibilité de nos résultats empiriques.

Figure 1. CUSUM et CUSUM of Squares



Source : Nos estimations sur Eviews

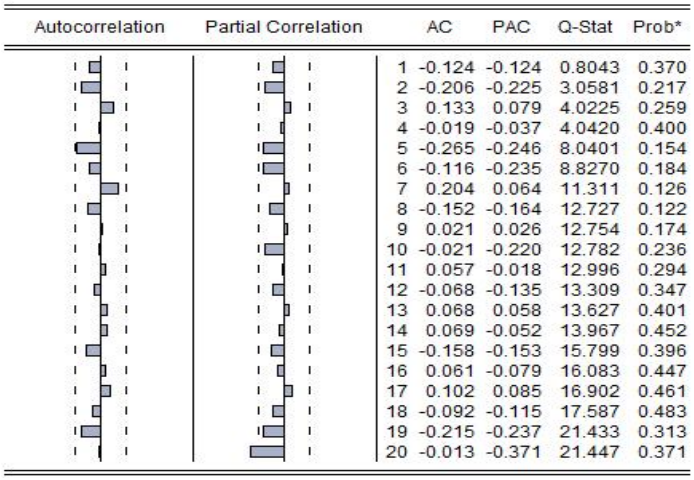
Les résultats obtenus indiquent que les courbes associées aux deux tests restent entièrement contenues à l'intérieur des bandes de confiance à 5 %. Cette observation suggère que les paramètres du modèle sont stables au cours de la période considérée. Plus précisément, le test CUSUM ne révèle aucun changement progressif dans les coefficients, tandis que le test CUSUM of Squares confirme l'absence de ruptures structurelles majeures dans la variance des erreurs. Ces résultats renforcent ainsi la robustesse de nos estimations et valident la fiabilité du modèle sur le long terme.

4.6.2 Diagnostic du modèle

Afin de valider la pertinence du modèle utilisé dans notre étude, il est essentiel de procéder à une série de tests de diagnostic et de validité. Parmi ces tests, l'examen de l'autocorrélation des erreurs occupe une place centrale. En effet, la présence d'autocorrélation dans les résidus peut indiquer une mauvaise spécification du modèle, ce qui remettrait en cause la fiabilité des estimations obtenues. L'autocorrélation des erreurs viole l'hypothèse d'indépendance des

résidus et peut entraîner des estimateurs inefficaces, ainsi qu'une surestimation ou une sous-estimation des statistiques de test. Par conséquent, la détection et la correction de l'autocorrélation éventuelle sont nécessaires pour garantir la robustesse des résultats et assurer la validité des conclusions économiques et statistiques tirées de l'analyse.

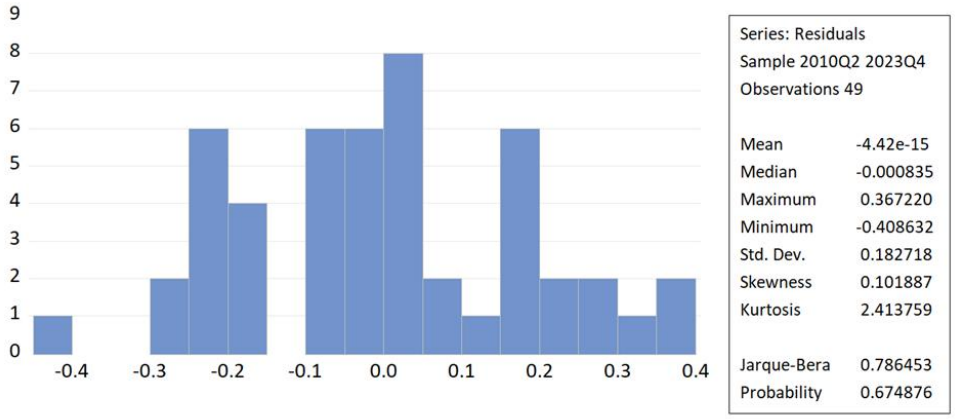
Figure 2. Corrélogramme des résidus



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	-0.124	-0.124	0.8043	0.370
		2	-0.206	-0.225	3.0581	0.217
		3	0.133	0.079	4.0225	0.259
		4	-0.019	-0.037	4.0420	0.400
		5	-0.265	-0.246	8.0401	0.154
		6	-0.116	-0.235	8.8270	0.184
		7	0.204	0.064	11.311	0.126
		8	-0.152	-0.164	12.727	0.122
		9	0.021	0.026	12.754	0.174
		10	-0.021	-0.220	12.782	0.236
		11	0.057	-0.018	12.996	0.294
		12	-0.068	-0.135	13.309	0.347
		13	0.068	0.058	13.627	0.401
		14	0.069	-0.052	13.967	0.452
		15	-0.158	-0.153	15.799	0.396
		16	0.061	-0.079	16.083	0.447
		17	0.102	0.085	16.902	0.461
		18	-0.092	-0.115	17.587	0.483
		19	-0.215	-0.237	21.433	0.313
		20	-0.013	-0.371	21.447	0.371

Source : Nos estimations sur Eviews

Figure 3. Distribution des résidus du modèle 2



Source : Nos estimations sur Eviews

Le diagnostic des résidus du premier modèle révèle une absence d'autocorrélation significative. En effet, les résultats appliqués aux 20 premiers retards montrent que toutes les probabilités associées aux statistiques Q sont supérieures au seuil de 5 %, ce qui indique que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation. Les barres d'autocorrélation et de corrélation partielle restent dans les bandes de confiance, renforçant cette conclusion. Cela suggère que les erreurs du modèle sont indépendantes, ce qui constitue un signe de bonne spécification du modèle sur le plan dynamique. Ainsi, le modèle semble correctement ajusté, sans problème de dépendance sérielle dans les résidus. L'analyse des résidus permet d'évaluer la validité des hypothèses sous-jacentes au modèle ARDL, notamment celle de la normalité des erreurs. Sur le graphique ci-après, l'histogramme des résidus du modèle indique une répartition

relativement symétrique autour de zéro. Cela est confirmé par une valeur moyenne très proche de zéro (Mean = –4.42e-15) et une médiane proche de la moyenne (–0.000835), ce qui suggère une absence de biais important.

Du point de vue des statistiques de forme :

- L'asymétrie (Skewness = 0.10) est faible, ce qui montre une répartition quasi symétrique ;
- La kurtosis = 2.41, légèrement inférieure à la valeur normale de 3, suggère une légère platykurticité (distribution un peu aplatie) mais sans gravité.

Le test de Jarque-Bera confirme cette impression. Avec une statistique de 0.786453 et une probabilité associée de 0.674876, on n'a aucune raison de rejeter l'hypothèse nulle de normalité des résidus. En d'autres termes, les erreurs sont normalement distribuées à un seuil de 5 %, ce qui est fondamental pour la fiabilité des inférences statistiques (tests t, F, etc.).

Tableau 8. Tests de diagnostic

Hypothèse Vérifiée	Test Appliqué	Statistique	Probabilité
Autocorrélation des erreurs	Breusch-Godfrey	1,224	0,2985
Hétéroscédasticité	ARCH	0,954	0,4482
Normalité	Jarque-Bera	0,978	0,6137
Spécification	Ramsey RESET	0,784	0,3824

Source : Nos estimations sur Eviews

4.7 Discussion des résultats

Les résultats de l'analyse économétrique mettent en évidence un lien positif et statistiquement significatif entre le nombre de succursales bancaires (LSUC) et le volume des crédits bancaires (CB) au Maroc. Le coefficient associé à LSUC est significatif au seuil de 1 %, avec une valeur de 3.068067 et un t-statistic de 4.584842. Cette corrélation indique qu'une augmentation du nombre de succursales contribue à l'élargissement de l'accès au crédit. En d'autres termes, plus les agences bancaires sont nombreuses et réparties sur le territoire, plus les ménages et les entreprises peuvent solliciter des financements auprès des institutions financières. Cette dynamique confirme le rôle des infrastructures bancaires physiques dans la promotion de l'inclusion financière, un levier central pour le développement économique, comme le soutient Demirgüç-Kunt et al. (2018) dans le rapport de la Banque mondiale Global Findex Database 2017, qui indique que la proximité des points de services financiers est l'un des déterminants les plus importants de l'accès au crédit.

L'effet à court terme, mesuré par la variation de LSUC (D(LSUC)), reste également significatif (coefficient de 2.417886, p-value de 0.0124). Ce résultat suggère qu'une expansion rapide du réseau bancaire engendre des effets immédiats sur l'offre de crédit, en particulier dans les zones moins desservies. Cela est cohérent avec les travaux de Beck et al. (2007), qui montrent que dans les pays en développement, la densité du réseau bancaire est un facteur clé pour surmonter les obstacles structurels à l'accès au financement, tels que l'asymétrie d'information et le manque de garanties. Cette réalité prend tout son sens au Maroc, où, malgré une forte bancarisation en milieu urbain, des poches d'exclusion financière subsistent dans les zones rurales. En comparaison internationale, le cas marocain s'inscrit dans une tendance observée dans plusieurs économies émergentes. Par exemple, une étude menée au Kenya par Allen et al.

(2016) a montré que l'expansion des agences bancaires dans les zones rurales avait conduit à une hausse significative des crédits alloués aux petites entreprises, augmentant ainsi les niveaux d'investissement local. Au Maroc, bien que le taux de bancarisation dépasse aujourd'hui les 53 % selon Bank Al-Maghrib (2022), des disparités territoriales persistent, ce qui renforce la pertinence des résultats obtenus dans le contexte local.

Cependant, une évolution récente vient nuancer cette dynamique : la tendance à la rationalisation des agences bancaires. En effet, selon les données de Bank Al-Maghrib (2023), le nombre de succursales est passé de 6.056 en 2021 à 5.905 en 2022. Cette légère contraction s'explique en partie par la montée en puissance de la digitalisation des services bancaires, qui vise à réduire les coûts d'exploitation tout en élargissant la couverture via les canaux numériques. Bien que cette transition soit globalement bénéfique, elle pourrait affecter négativement l'accès au crédit pour les populations moins familiarisées avec les technologies numériques, comme les personnes âgées ou les habitants des zones rurales faiblement connectées (CGAP, 2021). Par ailleurs, l'impact des succursales bancaires sur le crédit bancaire peut également être influencé par d'autres facteurs contextuels, notamment le niveau d'éducation financière de la population, la confiance dans les institutions financières, ou encore les politiques monétaires. Par exemple, l'augmentation spectaculaire des crédits observée en 2020 au Maroc a coïncidé avec des mesures de soutien exceptionnelles durant la pandémie de COVID-19, telles que l'assouplissement monétaire et les garanties de prêts (BAM, Rapport annuel 2020). Cela démontre que le nombre de succursales, bien qu'important, n'est pas le seul moteur de la croissance du crédit.

Ainsi, les résultats de cette étude renforcent les arguments en faveur d'un modèle bancaire hybride, combinant une présence physique ciblée et une digitalisation inclusive. Cette approche permettrait d'atteindre les objectifs de bancarisation tout en assurant un développement équilibré de l'offre de crédit. Dans cette optique, il serait pertinent que les autorités marocaines poursuivent les efforts de déploiement de services financiers de proximité, notamment à travers les partenariats avec les associations de microfinance, les agences mobiles et les plateformes fintech. Pour le premier modèle, l'effet positif du nombre de succursales bancaires sur le crédit bancaire au Maroc confirme le rôle structurant des infrastructures financières dans la dynamisation de l'économie. Toutefois, ce levier doit être appréhendé dans une logique intégrée, tenant compte à la fois des défis de transformation numérique, des besoins territoriaux spécifiques et des préférences des usagers. Les enseignements tirés de cette étude peuvent servir de base pour orienter les futures politiques publiques en matière de financement inclusif et de régulation bancaire.

5. Conclusion

Les résultats empiriques issus du modèle ARDL appliqué aux données marocaines révèlent une relation significative entre les indicateurs d'inclusion financière (succursales bancaires et guichets automatiques bancaires) et le volume des crédits bancaires. Les estimations mettent en évidence que l'expansion du réseau bancaire, mesurée par le nombre de GAB et de succursales, favorise à long terme l'accès au crédit et l'intermédiation financière. À court terme, les ajustements sont plus modérés mais confirment la direction positive des effets. Le taux d'intérêt débiteur et l'inflation exercent, quant à eux, un effet restrictif sur le crédit bancaire, soulignant la sensibilité du financement à la stabilité macroéconomique et au coût du crédit. Sur le plan

théorique, l'étude enrichit la littérature sur les liens entre inclusion financière et développement du crédit dans les économies émergentes. Elle démontre la pertinence du modèle ARDL pour analyser des relations dynamiques à court et à long terme entre variables financières hétérogènes. Sur le plan pratique, les résultats fournissent des éléments de diagnostic utiles pour les décideurs publics et les institutions bancaires : la densification du réseau de GAB et la modernisation des infrastructures financières constituent des leviers d'élargissement de l'accès au crédit. Ces constats plaident pour une politique d'inclusion financière combinant innovation technologique, régulation adaptée et diversification géographique des services.

Comme toute étude empirique basée sur des séries temporelles, la recherche présente certaines limites. Le champ temporel (2004–2023) peut restreindre la prise en compte d'effets structurels de long terme liés aux réformes financières ou aux chocs exogènes. De plus, les variables d'inclusion financière se limitent à des indicateurs quantitatifs (GAB, succursales), sans intégrer des dimensions qualitatives telles que la digitalisation, la culture financière ou la perception du risque. Enfin, l'approche ARDL, bien qu'efficace pour les séries mixtes I(0)/I(1), ne capte pas les effets non linéaires ou asymétriques potentiels dans la relation entre inclusion et crédit. Des perspectives de recherche futures pourraient explorer l'impact des innovations financières numériques telles que les services mobiles, les fintechs et les plateformes de microcrédit sur l'accès au financement. L'intégration d'indicateurs de qualité institutionnelle et de variables régionales permettrait également d'analyser les disparités territoriales de l'inclusion financière au Maroc. Enfin, une approche comparative entre pays d'Afrique du Nord ou d'Afrique subsaharienne renforcerait la portée externe des résultats et contribuerait à l'élaboration de politiques publiques fondées sur des évidences régionales.

Références

Ministère de l'Économie et des Finances et Bank Al-Maghrib, *Stratégie nationale d'inclusion financière* : https://www.bkam.ma/content/download/719569/8267827/SNIF.pdf

Ministère de l'Économie et des Finances et Bank Al-Maghrib, *Rapport annuel SNIF 2020* : https://www.finances.gov.ma/Publication/dtfe/2022/rapport-strategie-nationale-if2020.pdf

Bank Al-Maghrib, *Rapport annuel SNIF 2021* : https://www.bkam.ma/content/download/775636/8670507/SNIF%202021%20VF.pdf

Bank Al-Maghrib, *Rapport annuel SNIF 2022* : https://www.bkam.ma/content/download/804298/8866311/Rapport%20SNIF%202022%20V%2003042024.pdf

Banque de France. (2026, 25 juin). Rapport annuel de l'Observatoire de l'inclusion bancaire 2025. https://www.banque-france.fr

Abdel Khaleq, M., & Abu Shihab, R. (2025). *The impact of financial inclusion on economic growth: ARDL approach*. ResearchGate. https://www.researchgate.net/publication/377143857_The_Impact_of_Financial_Inclusion_on_Economic_Growth_ARDL_Approach

Agence Nationale de Réglementation des Télécommunications (ANRT). (2022). *Rapport annuel sur l'usage du numérique au Maroc*.

Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control, 19*(6), 716–723. https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705

Andrianova, S., Demetriades, P., & Shortland, A. (2015). Government ownership of banks, institutions, and financial development. *Journal of Development Economics, 117*, 189–202.

Banque Africaine de Développement (BAD). (2022). *Financial inclusion and digital financial services in Africa*.

Banque de Maroc. (2020). *Rapport annuel sur l'état du secteur de la microfinance au Maroc*.

Banque mondiale. (2021). *Global Findex Database 2021*.

Beck, T., Degryse, H., & Kneer, C. (2011). Is more finance better? Disentangling intermediation and size effects of financial systems. *Journal of Financial Stability, 7*(4), 218–231.

Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Honohan, P. (2009). Access to financial services: Measurement, impact, and policies. *The World Bank Research Observer, 24*(1), 119–145.

Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, inequality, and the poor. *Journal of Economic Growth, 12*(1), 27–49.

Boyd, J. H., & Champ, B. (2006). Inflation and financial market performance: What have we learned in the last ten years? *Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper*.

Boyd, J. H., Levine, R., & Smith, B. D. (2001). The impact of inflation on financial sector performance. *Journal of Monetary Economics, 47*(2), 221–248.

Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological), 37*(2), 149–163.

Burgess, R., & Pande, R. (2005). Do rural banks matter? Evidence from the Indian social banking experiment. *American Economic Review, 95*(3), 780–795.

Centre Marocain pour l'Innovation Financière (CMIF). (2022). *Etat des lieux des Fintechs au Maroc*.

CGAP (Consultative Group to Assist the Poor). (2021). *Microfinance in Morocco: Inclusive growth or persistent inequality?*

CGEM. (2023). *Baromètre de financement des PME au Maroc*.

Cihak, M., Demirgüç-Kunt, A., Feyen, E., & Levine, R. (2012). *Benchmarking financial systems around the world*. Policy Research Working Paper, The World Bank.

Claessens, S., & Laeven, L. (2004). What drives bank competition? Some international evidence. *Journal of Money, Credit and Banking, 36*(3), 563–583.

Commission de Surveillance du Secteur de la Microfinance (CSSM). (2019). *Rapport sur la microfinance et ses enjeux au Maroc*.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association, 74*(366), 427–431. https://doi.org/10.2307/2286348

Diouf, I., & Mazzotta, S. (2020). Financial inclusion and stability in WAEMU: A spatial econometrics approach. *Economic Modelling, 89*, 546–565.

Financial Afrik. (2022). *La blockchain au Maroc : Un potentiel encore sous-exploité*.

Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics, 32*(3), 485–512.

Fisher, I. (1930). *The theory of interest*. Macmillan.

Fondation Marocaine pour l'Éducation Financière (FMEF). (2022). *Rapport sur la culture financière au Maroc*.

Ghosh, S., Mookherjee, D., & Ray, D. (2017). Financial inclusion and microfinance access in India. *The Journal of Economic Perspectives, 31*(3), 79–98.

Girma, A. (2023). Financial inclusion and financial stability on economic growth: Evidence from panel ARDL of African countries. *DergiPark Journal*. https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/3877771

Godfrey, L. G. (1978). Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica, 46*(6), 1303–1310.

Jack, W., & Suri, T. (2014). Risk sharing and transactions costs: Evidence from Kenya's mobile money revolution. *American Economic Review, 104*(1), 183–223.

King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics, 108*(3), 717–737.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics, 54*(1–3), 159–178. https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y

Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review, 88*(3), 537–558.

Ministère de l'Économie et des Finances. (2022). *Bilan des dispositifs de soutien financier Damane et Intelaka*.

Mishkin, F. S. (1996). The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy. *NBER Working Paper No. 5464*.

Mishkin, F. S. (2007). *The economics of money, banking, and financial markets*. Pearson Education.

Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics, 37*(17), 1979–1990. https://doi.org/10.1080/00036840500278103

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. https://doi.org/10.1002/jae.616

Philippon, T. (2016). The fintech opportunity. *NBER Working Paper No. 22476*.

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika, 75*(2), 335–346. https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335

Rajan, R. G., & Zingales, L. (2003). *Saving capitalism from the capitalists: Unleashing the power of financial markets to create wealth and spread opportunity*. Princeton University Press.

Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics, 6*(2), 461–464. https://doi.org/10.1214/aos/1176344136

Sethi, D., & Acharya, D. (2018). Financial inclusion and economic growth linkage: Empirical evidence from developing countries. *Econstor*. https://www.econstor.eu/bitstream/10419/306034/1/id670.pdf

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

World Bank Group. (2022). *Big data, AI and the future of financial services in North Africa*.

World Bank Group. (2022). *Unlocking SME finance in North Africa*.