

Les guichets automatiques bancaires et l'inclusion financière au Maroc : une étude empirique basée sur le modèle ARDL

Automated teller machines and financial inclusion in Morocco: an empirical study based on the ARDL model

Mohammed El Haddad¹, Abdelillah Salhi^{1*}, Mohammed Maach²

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

²Laboratoire de Recherche en Compétitivité Economique et Performance Managériale (LARCEPM), Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales de Rabat-Souissi, Rabat, Maroc.

*Corresponding author: abdelillah_salhi@um5.ac.ma

Résumé

Cette étude examine la relation entre le développement de l'infrastructure bancaire – en particulier les guichets automatiques bancaires (GAB) – et l'inclusion financière au Maroc, en accordant une attention particulière aux effets des variables macroéconomiques telles que l'inflation et le taux d'intérêt débiteur. En utilisant des données annuelles couvrant la période 2004–2023, l'analyse mobilise le modèle à retards distribués autorégressif (ARDL) afin de capter à la fois les dynamiques de court terme et les relations d'équilibre à long terme entre les variables. Les résultats indiquent qu'à court terme, le nombre de GAB n'a pas d'effet statistiquement significatif sur l'inclusion financière, suggérant que la simple disponibilité de points d'accès bancaires ne se traduit pas immédiatement par une inclusion effective. En revanche, à long terme, l'expansion des GAB contribue positivement à l'inclusion financière, soulignant le rôle structurel de l'infrastructure bancaire dans l'amélioration de l'accessibilité, notamment dans les régions sous-bancarisées. L'inflation et les taux d'intérêt débiteurs exercent des effets négatifs et significatifs à long terme, traduisant la sensibilité de la participation financière à l'instabilité des prix et au coût du crédit. Le test des bornes confirme l'existence d'une relation de cointégration entre les variables, indiquant une relation stable à long terme entre l'inclusion et ses déterminants. Les tests de causalité de Granger révèlent en outre une causalité unidirectionnelle allant du développement des GAB vers l'inclusion financière, mettant en évidence l'effet catalyseur de l'accès physique sur l'utilisation des services financiers. Dans l'ensemble, les résultats soulignent l'importance de combiner l'expansion de l'infrastructure bancaire avec la stabilité macroéconomique et l'innovation numérique afin de promouvoir un système financier plus inclusif au Maroc. L'étude offre ainsi des pistes utiles aux décideurs publics et aux institutions financières pour renforcer la croissance inclusive à travers des écosystèmes financiers accessibles et résilients.

Mots-clés : Inclusion Financière ; Guichets Automatiques Bancaires ; modèle ARDL ; Maroc



Abstract

This study examines the relationship between the development of banking infrastructure—particularly Automated Teller Machines (ATMs) – and financial inclusion in Morocco, with a specific focus on the effects of macroeconomic variables such as inflation and lending interest rates. Using annual data covering the period 2004–2023, the analysis applies the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model to capture both short-term dynamics and long-term equilibrium relationships between the variables. The results indicate that, in the short run, the number of ATMs has no statistically significant impact on financial inclusion, suggesting that the mere availability of banking access points does not immediately translate into effective inclusion. However, in the long term, ATM expansion contributes positively to financial inclusion, highlighting the structural role of banking infrastructure in improving accessibility, especially in underbanked regions. Inflation and lending interest rates exhibit negative and significant long-term effects, reflecting the sensitivity of financial participation to price instability and borrowing costs. The bounds test confirms the existence of cointegration among the variables, implying a stable long-term relationship between inclusion and its determinants. Granger causality tests further reveal a unidirectional causal flow from ATM development to financial inclusion, underlining the catalytic effect of physical access on the use of financial services. 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 provides useful insights for policymakers and financial institutions aiming to strengthen inclusive growth through accessible and resilient financial ecosystems.

Keywords: Financial Inclusion; Automated Teller Machines ; ARDL model; Morocco

1. Introduction

L'inclusion financière s'impose aujourd'hui comme un levier déterminant du développement économique, en particulier dans les économies émergentes où une partie importante de la population reste encore exclue du système bancaire formel. Elle se définit comme la capacité pour les individus et les entreprises d'accéder, à un coût abordable, à une gamme diversifiée de produits et services financiers, tels que le crédit, l'épargne, l'assurance ou les moyens de paiement, dans un environnement réglementaire sécurisé. Selon la Banque mondiale (2021), une inclusion financière efficace contribue non seulement à la réduction de la pauvreté, mais aussi à la stimulation de la croissance, de l'investissement et de la résilience économique. Au Maroc, cette question occupe une place croissante dans les politiques publiques depuis le lancement, en 2019, de la Stratégie Nationale d'Inclusion Financière (SNIF) par Bank Al-Maghrib. Celle-ci repose sur trois axes majeurs : l'amélioration de l'accessibilité géographique des services financiers, la digitalisation des paiements et la promotion de la culture financière. Ces priorités s'inscrivent dans un contexte de mutation rapide du paysage

financier marqué par l'essor des technologies numériques et la transformation des modes de paiement. Les rapports récents de l'Agence Nationale de Réglementation des Télécommunications (ANRT, 2022 ; 2023) indiquent que plus de 90 % des Marocains disposent d'un téléphone portable, dont une majorité connectée à Internet, ce qui offre un terrain favorable à la diffusion des solutions de finance digitale et des fintechs.

Sur le plan théorique, plusieurs travaux empiriques ont mis en évidence le rôle catalytique de la finance inclusive dans la croissance et la stabilité macroéconomique (King & Levine, 1993 ; Beck, Demirgüç-Kunt & Honohan, 2009 ; Abdel Khaleq & Abu Shihab, 2025). L'accès élargi au financement favorise la productivité, soutient l'investissement des petites et moyennes entreprises et encourage la formalisation de l'économie. Toutefois, la contribution des infrastructures bancaires traditionnelles, telles que les guichets automatiques bancaires (GAB), dans un contexte de digitalisation rapide du secteur financier, demeure encore peu explorée. Alors que la diffusion des technologies numériques a profondément transformé la manière dont les individus interagissent avec les institutions financières, les GAB continuent de jouer un rôle structurant dans la bancarisation, notamment dans les zones rurales et périurbaines.

Malgré les efforts consentis par les autorités monétaires et la modernisation du secteur bancaire, l'inclusion financière au Maroc progresse encore lentement. Selon la base de données Global Findex (2021), environ 53 % des adultes marocains possédaient un compte bancaire en 2021, contre seulement 29 % dix ans plus tôt. Ce progrès, bien que significatif, demeure inférieur à la moyenne mondiale et révèle des disparités territoriales persistantes. Les régions rurales, en particulier, restent faiblement desservies, malgré l'expansion continue du réseau des guichets automatiques bancaires. Cette situation soulève une interrogation fondamentale : dans quelle mesure l'extension de ces infrastructures contribue-t-elle réellement à l'inclusion financière et à la mobilisation du crédit bancaire ? Par ailleurs, des facteurs macroéconomiques tels que l'inflation et le niveau des taux d'intérêt peuvent influencer cette relation, en modifiant la demande et l'offre de services financiers. Une inflation élevée tend à réduire la valeur réelle des dépôts et à éroder la confiance dans les institutions financières (Boyd, Levine & Smith, 2001 ; Fischer, 1993), tandis que des taux d'intérêt débiteurs trop élevés peuvent freiner l'accès au crédit, surtout pour les ménages vulnérables et les petites entreprises.

L'objectif de cette étude est d'analyser l'impact du développement des guichets automatiques bancaires sur l'inclusion financière au Maroc, tout en tenant compte de l'influence des variables macroéconomiques telles que l'inflation et les taux d'intérêt débiteurs. Elle cherche à identifier les effets à court et à long terme de ces déterminants sur la bancarisation et à dégager les implications économiques et politiques qui en découlent. Pour ce faire, le modèle autorégressif à retards distribués (ARDL) de Pesaran, Shin et Smith (2001) est mobilisé, car il permet de traiter des séries temporelles intégrées d'ordre différent et d'analyser la dynamique entre les variables sur différentes périodes.

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 s'impose aujourd'hui comme un pilier du développement économique durable, particulièrement dans les économies émergentes où une part significative de la population reste exclue du système financier formel. Elle se traduit par l'accès équitable aux produits financiers essentiels à savoir ,comptes bancaires, épargne, crédit, assurance, qui favorisent la réduction de la pauvreté et la stimulation de l'investissement (Beck, Demirgüç-Kunt & Levine, 2007). Dans cette optique, l'infrastructure bancaire physique joue un rôle déterminant, et les guichets automatiques bancaires (GAB) constituent un indicateur largement mobilisé pour évaluer la profondeur et la qualité de cette inclusion. Le GAB est avant tout un outil d'accessibilité. Son expansion géographique permet de rapprocher les ménages et les entreprises du système financier formel. Plusieurs études (Cihak et al., 2012 ; Burgess & Pande, 2005) ont mis en évidence qu'une densité accrue des GAB améliore la disponibilité des services bancaires, réduit les coûts de transaction et renforce la confiance envers les institutions financières. En offrant un accès continu et autonome aux opérations de base, les GAB permettent de familiariser les individus avec l'usage régulier des services financiers, étape cruciale avant toute démarche d'emprunt.

Bien que les GAB n'octroient pas directement de crédit, leur rôle dans la dynamique de la demande de financement est indirect mais significatif. Diouf et Mazzotta (2020) montrent que la présence des GAB dans les régions sous-bancarisées stimule l'utilisation des comptes, accroît les dépôts et renforce la relation client-banque. Cette relation plus stable et régulière constitue un antécédent favorable à l'évaluation du risque de crédit par les établissements bancaires, facilitant ainsi l'octroi de prêts aux ménages et aux petites entreprises. L'effet catalytique des GAB s'explique également par leur contribution à la bancarisation. En facilitant l'accès à l'argent liquide, au dépôt ou à la consultation des soldes, ils favorisent la circulation monétaire formelle et réduisent la dépendance à l'économie informelle. Beck et al. (2007) confirment que l'expansion de l'infrastructure bancaire, y compris les GAB, favorise l'intermédiation financière, accroît le volume des crédits et soutient la croissance économique, notamment dans les pays où les institutions financières sont en phase de consolidation.

Cependant, la littérature souligne également les limites structurelles de cet effet. Les GAB sont avant tout conçus pour des transactions de routine et ne remplacent pas la fonction de conseil et d'évaluation de risque assurée par les succursales bancaires (Andrianova et al.,

2015). Ainsi, leur influence directe sur l'offre de crédit demeure restreinte, mais leur complémentarité avec les agences bancaires et les services digitaux permet d'élargir la base de clients bancarisés, ce qui alimente à long terme la demande de financement. Le rôle des GAB est encore plus marqué dans les zones rurales et périurbaines. Là où l'ouverture de nouvelles agences bancaires demeure coûteuse, leur implantation constitue une alternative efficace pour réduire les inégalités d'accès aux services financiers. Selon Diouf et Mazzotta (2020), cette approche contribue à l'autonomisation économique des ménages ruraux et des travailleurs informels, en leur offrant une première expérience de services bancaires formels, étape déterminante vers la constitution d'un historique financier.

Les études récentes suggèrent également que les GAB participent à la digitalisation progressive du système financier. L'interconnexion croissante entre les terminaux de paiement, les comptes bancaires et les applications mobiles crée un écosystème hybride dans lequel les GAB deviennent des points d'ancrage physiques de la finance numérique. Ce phénomène, soutenu par la diffusion du mobile banking et des fintechs, renforce la profondeur de l'intermédiation financière (World Bank, 2022). Dans ce contexte, le GAB ne constitue plus seulement un outil de retrait, mais un vecteur d'intégration des populations au sein du système financier élargi. En définitive, la littérature converge vers une vision intégrée des GAB comme instrument complémentaire d'inclusion et de crédit. Leur expansion, combinée à la digitalisation et à l'éducation financière, constitue un levier pour accroître la participation financière, améliorer la mobilisation de l'épargne et renforcer la stabilité du système bancaire. Si leur impact direct sur le volume de crédit reste modéré, leur influence indirecte sur la bancarisation et la confiance financière demeure déterminante. Ainsi, les GAB apparaissent 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

Le modèle empirique vise à examiner la relation entre l'inclusion financière, représentée par le nombre de GAB et de succursales bancaires, et le développement du crédit bancaire. La spécification de base s'appuie sur un modèle à retards distribués autorégressifs (ARDL), formulé en logarithmes :

$$LCB_t = \lambda_0 + \delta_1 LGAB_t + \delta_2 TID_t + \delta_3 INF_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où :

- LCB désigne le logarithme du crédit bancaire,
- LGAB représente le logarithme du nombre de guichets automatiques bancaires,
- 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 transformée comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta LCB_t &= \lambda_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1j} \Delta LCB_{t-k} + \sum_{i=1}^p \delta_{2j} \Delta LGAB_{t-k} + \sum_{i=1}^p \delta_{3j} \Delta TID_{t-k} \\ &+ \sum_{i=1}^p \delta_{4j} \Delta INF_{t-k} + \psi_1 LCB_{t-1} + \psi_2 LGAB_{t-1} + \psi_3 TID_{t-1} + \psi_4 INF_{t-1} \\ &+ Et \end{aligned} \quad (2)$$

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) contrairement aux approches de Johansen ou d'Engle-Granger qui exigent une intégration homogène. 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 LGAB est stationnaire en niveau (I(0)), tandis que les autres variables (LCB, INT et INF) deviennent stationnaires après différenciation, confirmant leur intégration d'ordre un (I(1)). Sur cette base, le modèle ARDL a été jugé approprié pour l'analyse.

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 :

$$\begin{aligned} \Delta LCB &= \lambda_0 + \delta_1 \sum_{i=1}^p \delta_{1j} \Delta LCB_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{2j} \Delta LGAB_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{3j} \Delta TID_{t-1} \\ &+ \sum_{i=1}^p \delta_{4j} \Delta INF_{t-1} + \psi ECT_{t-1} + Et \end{aligned} \quad (3)$$

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

$$\begin{aligned} \Delta LCB_t = & \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta LCB_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} \Delta LGAB_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{3i} \Delta TID_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{4i} \Delta INF_{t-1} + \psi_1 ECT_{t-1} + Et \end{aligned} \quad 4$$

$$\begin{aligned} \Delta LGAB_t = & \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta LGAB_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} \Delta LCB_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{3i} \Delta TID_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{4i} \Delta INF_{t-1} + \psi_1 ECT_{t-1} + Et \end{aligned} \quad 5$$

$$\begin{aligned} \Delta TID_t = & \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta TID_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} \Delta LGAB_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{3i} \Delta LCB_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{4i} \Delta INF_{t-1} + \psi_1 ECT_{t-1} + Et \end{aligned} \quad 6$$

$$\begin{aligned} \Delta INF_t = & \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta INF_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} \Delta LGAB_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{3i} \Delta TID_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{4i} \Delta LCB_{t-1} + \psi_1 ECT_{t-1} + Et \end{aligned} \quad 7$$

4. Résultats et discussion

Les statistiques descriptives (Tableau 1) 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). Les GAB et les succursales affichent des dispersions modérées et des distributions légèrement aplaties, proches du seuil de normalité statistique ; le TID est, lui, relativement stable. Ces constats suggèrent des comportements statistiques hétérogènes entre « infrastructures d'accès » (GAB, SUC) et variables macro-financières (INF, TID), ce qui justifie l'usage d'une approche robuste aux propriétés mixtes des séries.

4.1. Test de racine unitaire

Les tests ADF et Phillips–Perron montrent, de manière cohérente, que LGAB est stationnaire en niveau (I(0)), tandis que LCB, INF, TD/TID, LSUC le deviennent en première différence (I(1)). Cette combinaison I(0)/I(1) motive l'option d'un cadre ARDL pour l'inférence à court/long terme, en évitant les régressions fallacieuses. On relève une légère divergence pour LCB entre ADF et PP, sans remettre en cause la conclusion d'ensemble.

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

Tableau 2 : Test 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				

Source : Nos estimations sur Eviews

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.

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

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. 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

Les résultats du modèle ARDL à court terme indiquent que les variations immédiates du nombre de guichets automatiques bancaires (LGAB) n'ont pas d'effet significatif sur l'inclusion financière au Maroc ($p = 0.6195$). Ce résultat peut être attribué au fait que la simple disponibilité physique des guichets n'entraîne pas nécessairement une inclusion financière effective, notamment si la population n'est pas suffisamment sensibilisée ou formée à l'utilisation des services bancaires. Selon Demirgüç-Kunt et al. (2018), une infrastructure financière adéquate ne garantit pas l'accès réel si les barrières socioculturelles, technologiques ou éducatives persistent, surtout dans les zones rurales.

Tableau 4: Estimation des coefficients de court terme

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.*
D(LGAB)	0.184007	-0.500154	0.6195
D(INF)	-0.000334	-0.135031	0.8932
D(TD)	-0.006224	-0.566527	0.5740
CointEq(-1)*	-0.195521	-1.564234	0.1251

Source : Nos estimations sur Eviews

L'inflation, bien qu'ayant un effet négatif comme attendu, reste non significative à court terme. Ce résultat suggère que les effets de l'instabilité des prix sur le comportement financier des ménages et des entreprises ne se manifestent pas immédiatement. Selon le FMI (2022), l'inflation réduit le pouvoir d'achat et peut inciter à l'informalité ou au désengagement du système bancaire, mais son impact sur l'inclusion financière nécessite souvent du temps pour se matérialiser. Concernant le taux d'intérêt débiteur (TID), le coefficient est également négatif d'une valeur de 0.0062 mais non significatif à 5%, ce qui indique que le coût de l'emprunt ne constitue pas un facteur d'exclusion immédiat. Cependant, plusieurs études soulignent que des taux d'intérêt élevés peuvent limiter l'accès au crédit formel, en particulier pour les populations à faibles revenus (Beck et al., 2007 ; World Bank, 2014). Ce constat pourrait donc se refléter davantage dans les dynamiques de long terme. Enfin, la variable d'ajustement CointEq(-1) présente un signe négatif de -0.1955, conforme aux attentes, ce qui

signifie qu'il existe bien un mécanisme de correction des déséquilibres passés. Toutefois, la non-significativité ($p > 5\%$) indique que le processus de retour à l'équilibre est lent et incertain à court terme, suggérant une inertie dans les réponses du système financier aux chocs exogènes.

Tableau 5: Estimation des coefficients de long terme

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.*
LGAB	0.073759	-1.753932	0.0863
INF	-0.002539	-2.311826	0.0254
TID	-0.014507	-2.415286	0.0198
C	0.637887	1.976483	0.0542

Source : Nos estimations sur Eviews

À long terme, les résultats du modèle ARDL révèlent une relation structurelle entre l'inclusion financière, le développement des infrastructures bancaires (mesuré par le nombre de GAB), le niveau des prix (inflation), et le coût de l'emprunt (taux d'intérêt débiteur). Le coefficient associé à LGAB est positif (0.0737) et marginalement significatif au niveau de 10%, ce qui suggère que l'expansion des guichets automatiques contribue à renforcer l'inclusion financière à long terme, bien que l'effet soit relativement modeste. Ce constat rejoint les conclusions de Sarma (2008) et de Demirgüç-Kunt et al. (2022), qui soulignent que l'amélioration de l'accessibilité géographique aux services bancaires constitue un facteur clé de bancarisation, surtout dans les régions rurales ou enclavées.

L'effet de l'inflation sur l'inclusion financière ressort comme négatif et significatif d'une valeur de -0.0025 et une p value de 0.0254, mettant en évidence le rôle désincitatif de l'instabilité des prix sur l'engagement avec le système financier. Une inflation élevée compromet la valeur réelle des dépôts, réduit la confiance dans les institutions financières et pousse souvent les populations vers des stratégies informelles ou de précaution, comme l'accumulation d'actifs non bancarisés (Han & Melecky, 2013 ; IMF, 2022). Quant au taux d'intérêt débiteur, son impact est également négatif (-0.0145 ; $p = 0.0198$), signifiant qu'un coût élevé de l'emprunt limite l'accès au crédit et, par extension, à l'inclusion financière. Cela est particulièrement vrai pour les ménages et les PME qui sont sensibles aux conditions de crédit. Des taux excessivement élevés peuvent engendrer un rationnement du crédit, accentuant ainsi l'exclusion financière (Beck & Demirgüç-Kunt, 2006 ; World Bank, 2014).

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 6.45, 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	6.452344	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	$\Delta LGAB$	ΔTID	ΔINF
ΔLCB	–	0.01145 (0.9152)	1.81140 (0.1849)	0.37858 (0.5410)
$\Delta LGAB$	3.04937 (0.00867)	–	2.37186 (0.1304)	0.52610 (0.4715)
ΔTID	0.00103 (0.9745)	0/01867 (0.8919)	–	4.07444 (0.0494)
ΔINF	7.82986 (0.0072)	1.05892 (0.3082)	3.21624 (0.0795)	–

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

Source : Nos estimations sur Eviews

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 testées pour déterminer si elles exercent une influence causale sur ces dernières selon le sens de la causalité de Granger. Les résultats révèlent une relation de causalité marginalement significative allant du développement des guichets automatiques bancaires

(LGAB) vers l'inclusion financière (LCB), avec une p-value de 0.0867. Ce lien suggère que l'extension des infrastructures bancaires physiques pourrait jouer un rôle modeste mais non négligeable dans l'amélioration de l'accès aux services financiers. Ce constat est cohérent avec les travaux de Demirgüç-Kunt et Klapper (2012), qui soulignent que la proximité physique des points d'accès bancaires, tels que les GAB, constitue un levier important de bancarisation, notamment dans les régions sous-desservies.

Les résultats montrent qu'il n'existe aucune relation de causalité statistiquement significative entre les taux d'intérêt débiteurs (TD) et l'inclusion financière. Ni les taux n'expliquent l'évolution de LCB, ni l'inverse. Cela pourrait traduire la faible réactivité de la demande bancaire aux variations de taux dans des contextes où les marchés du crédit sont restreints ou peu concurrentiels. Beck et Demirgüç-Kunt (2008) expliquent qu'en présence de barrières structurelles d'accès au crédit, les politiques de taux d'intérêt n'atteignent pas efficacement les populations financièrement exclues. Une relation de causalité significative est observée de l'inflation (INF) vers l'inclusion financière, avec une p-value de 0.0072. Ce résultat indique que l'évolution des prix influence directement le recours aux services bancaires. Une inflation maîtrisée peut renforcer la confiance dans la monnaie et les institutions financières, tandis qu'une inflation élevée incite souvent à éviter les dépôts bancaires pour préserver la valeur réelle de l'épargne. Han et Melecky (2013) soutiennent que la stabilité des prix est un prérequis essentiel à l'élargissement de l'inclusion financière, en particulier dans les économies émergentes.

L'analyse révèle une relation de causalité réciproque entre l'inflation et les taux d'intérêt débiteurs : l'inflation Granger-cause les taux (p-value = 0.0494) et, dans une moindre mesure, ces derniers influencent l'inflation (p-value de 0.0795). Cela confirme les mécanismes bien établis de la politique monétaire, où les autorités ajustent les taux pour contrôler les anticipations inflationnistes. Bernanke et al. (1999) soulignent que les banques centrales utilisent cet outil pour stabiliser l'économie, conformément à la règle de Taylor. Aucune relation significative n'est observée entre les GAB et l'inflation ou les taux d'intérêt, que ce soit dans un sens ou dans l'autre. Cela peut s'expliquer par le fait que l'investissement dans les infrastructures bancaires relève davantage de décisions stratégiques de long terme que de simples réponses aux fluctuations conjoncturelles. En d'autres termes, la politique d'implantation des GAB dépendrait plus des objectifs de couverture territoriale ou de rentabilité que de la conjoncture macroéconomique immédiate.

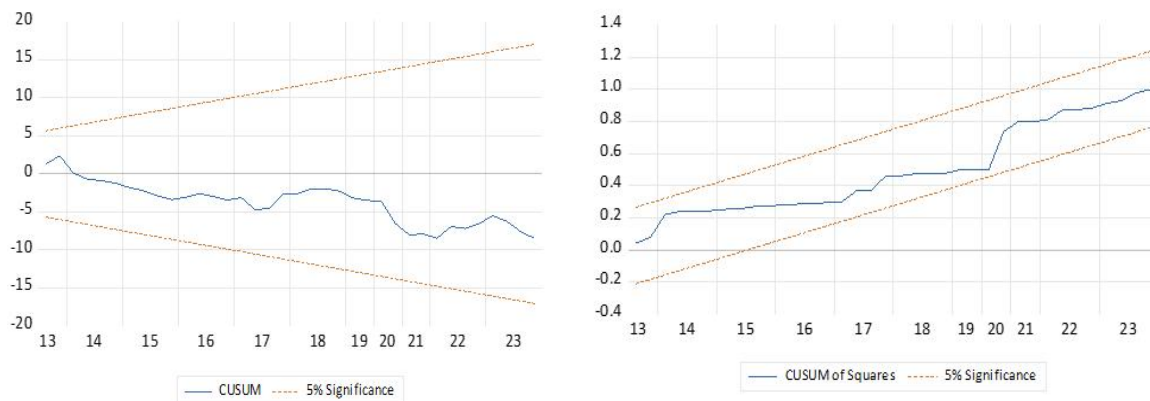
4.6. Stabilité et diagnostic du modèle

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



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.

Figure 2: Coorélogramme

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.148	0.148	1.1126	0.292
		2	0.188	0.170	2.9620	0.227
		3	-0.243	-0.307	6.1126	0.106
		4	-0.168	-0.139	7.6482	0.105
		5	-0.187	-0.040	9.5957	0.088
		6	-0.041	-0.017	9.6907	0.138
		7	0.015	-0.008	9.7042	0.206
		8	-0.077	-0.176	10.058	0.261
		9	0.056	0.044	10.251	0.331
		10	-0.114	-0.106	11.070	0.352
		11	-0.103	-0.194	11.762	0.382
		12	-0.061	0.005	12.011	0.445
		13	-0.015	-0.038	12.027	0.525
		14	0.152	0.095	13.648	0.476
		15	0.229	0.162	17.473	0.291
		16	0.185	0.018	20.046	0.218
		17	-0.110	-0.196	20.984	0.227
		18	-0.193	-0.165	23.960	0.156
		19	-0.188	0.027	26.874	0.108
		20	-0.078	0.036	27.397	0.124

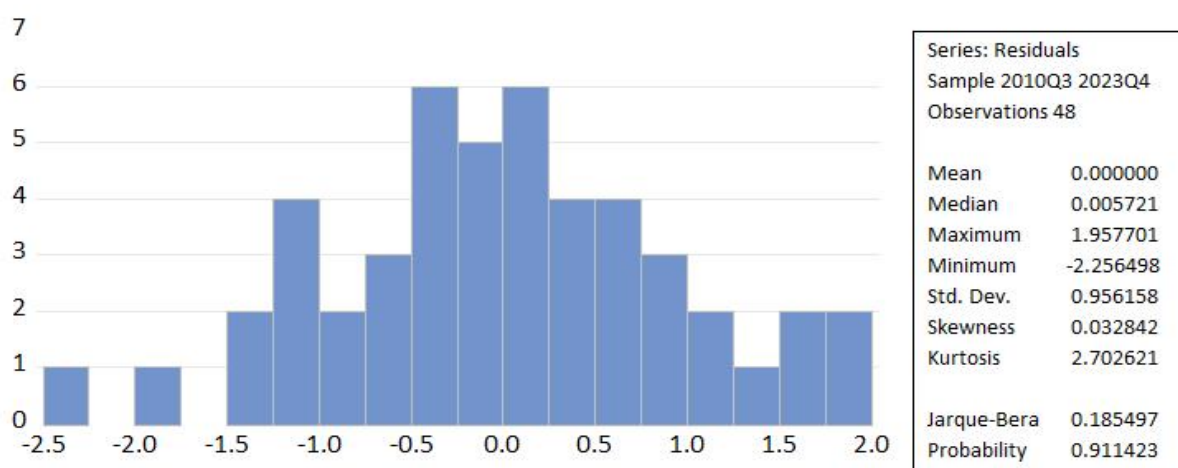
*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Source : Nos estimations sur Eviews

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. 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 de l'histogramme des résidus du deuxième modèle montre une distribution en cloche relativement symétrique, ce qui suggère une proximité avec la distribution normale. Cette impression visuelle est confirmée par le test de Jarque-Bera, dont la statistique est de 0.185497 avec une p-value de 0.911423. Cette valeur est largement supérieure au seuil conventionnel de 5 %, ce qui nous conduit à ne pas rejeter l'hypothèse nulle de normalité. Autrement dit, les résidus du modèle semblent provenir d'une distribution normale, ce qui est un critère important pour la validité des tests statistiques (t, F) associés aux paramètres du modèle.

Figure 3: Distribution des résidus du modèle 2



Source : Nos estimations sur Eviews

En termes de moments statistiques, les résidus présentent une moyenne nulle (0.000000) et une médiane très proche de zéro (0.005721), ce qui renforce l'idée d'une distribution centrée. L'asymétrie (skewness) est quasiment nulle (0.032842), indiquant que la distribution des

résidus est très symétrique. De plus, la kurtosis (aplatissement) est de 2.702621, légèrement inférieure à 3, ce qui reste dans les limites acceptables d'une distribution normale. Ces éléments confirment que les résidus sont bien répartis autour de leur moyenne, sans tendance extrême. L'écart-type des résidus est relativement élevé (0.956158), ce qui traduit une certaine dispersion des erreurs autour de la moyenne. Cela peut refléter une variabilité importante non expliquée par le modèle, sans pour autant invalider sa spécification si les autres hypothèses sont respectées. À ce stade, il serait utile de compléter l'analyse par un test formel d'hétéroscédasticité pour évaluer la constance de la variance des erreurs.

Tableau 8: Tests de diagnostic

Hypothèse Vérifiée	Test Appliqué	Statistique	Probabilité
Autocorrélation des erreurs	Breusch-Godfrey	0,934	0,4267
Hétéroscédasticité	ARCH	0,687	0,5071
Normalité	Jarque-Bera	0,832	0,6590
Spécification	Ramsey RESET	1,011	0,3206

Source : Nos estimations sur Eviews

Les résultats du modèle sont très encourageants. Le test de Breusch-Godfrey ($p = 0,4267$) confirme l'absence d'autocorrélation des erreurs, un point essentiel pour des estimations non biaisées. Le test ARCH ($p = 0,5071$) indique que l'erreur-type est homogène, assurant la constance de la variance. En parallèle, le test de Jarque-Bera ($p = 0,6590$) ne remet pas en cause la normalité des résidus, condition importante pour la fiabilité des intervalles de confiance et des tests de signification. Enfin, le test de spécification de Ramsey ($p = 0,3206$) montre que le modèle est bien spécifié, sans omission de variables pertinentes ou forme fonctionnelle inadéquate. En somme, ce deuxième modèle respecte toutes les hypothèses classiques de la régression linéaire, confirmant sa qualité statistique.

4.7. Discussion des résultats

L'analyse empirique réalisée confirme que le développement des infrastructures bancaires, notamment les guichets automatiques bancaires (GAB), constitue un levier essentiel de l'inclusion financière au Maroc. Ce résultat s'inscrit pleinement dans les dynamiques mises en avant par la Stratégie Nationale d'Inclusion Financière (SNIF), qui considère la proximité géographique des services bancaires comme une condition préalable à la bancarisation effective des populations. La présence accrue de GAB, surtout dans les zones semi-urbaines et rurales, favorise la diffusion des services financiers de base, tout en renforçant la confiance des citoyens envers le système bancaire formel. Cependant, au-delà de cet effet structurel, les résultats révèlent que la densité des GAB ne se traduit pas automatiquement par une utilisation effective des services financiers. Autrement dit, la simple multiplication des points d'accès ne suffit pas à induire une inclusion financière durable. Ce constat rejoint les analyses de Bank Al-Maghrib (2022) et de la Banque mondiale (2021), qui soulignent le rôle

déterminant de la culture financière et de la confiance institutionnelle dans la conversion de l'accès en usage réel. En effet, une part importante de la population, notamment dans les zones rurales, demeure méfiante à l'égard des institutions financières ou mal informée sur les produits disponibles.

L'effet positif observé à long terme entre le développement des GAB et l'inclusion financière traduit la capacité progressive du réseau bancaire à soutenir les objectifs de la SNIF. Ce lien confirme que l'investissement dans les infrastructures physiques reste une composante essentielle de la politique d'inclusion, même à l'ère de la digitalisation. Néanmoins, il suggère également que ces effets nécessitent un certain délai avant de se matérialiser pleinement. L'expérience du Maroc montre que l'impact d'un réseau bancaire dense devient plus significatif lorsqu'il est accompagné d'une offre de produits adaptés, de campagnes d'éducation financière et d'innovations technologiques, telles que les solutions de paiement mobile et les fintechs. L'influence négative de l'inflation et des taux d'intérêt sur l'inclusion financière met en lumière la vulnérabilité du système à des facteurs macroéconomiques. L'inflation, en réduisant le pouvoir d'achat et la valeur réelle de l'épargne, décourage l'utilisation des services bancaires. Ce résultat corrobore les constats de la littérature internationale (Han & Melecky, 2013 ; Beck et al., 2008), qui associent la stabilité des prix à une plus grande profondeur financière. Dans le contexte marocain, ce lien traduit également une perception sociale du risque : les ménages à revenus modestes privilégient la détention de liquidités ou le recours à l'économie informelle lorsque les conditions économiques deviennent incertaines.

De même, les taux d'intérêt débiteurs élevés constituent une barrière structurelle à l'accès au crédit, en particulier pour les petites entreprises et les ménages vulnérables. Ce résultat, déjà souligné par plusieurs études sur les économies émergentes, confirme que l'inclusion financière ne peut progresser sans un cadre de financement accessible et prévisible. Le Maroc, malgré la diversification de ses produits de crédit et l'émergence de dispositifs publics tels que Tamwilcom ou Intelaka, doit encore renforcer les mécanismes de garantie et d'appui à la solvabilité pour transformer l'accès potentiel en usage effectif du crédit. Par ailleurs, la relation causale identifiée entre les GAB et l'inclusion financière appuie l'idée que les infrastructures constituent un moteur, et non une conséquence, de la bancarisation. Ce résultat rejoint les conclusions de Sarma (2008) et de Demirgüç-Kunt et Klapper (2017), selon lesquelles la présence d'un réseau bancaire accessible agit comme signal de crédibilité et d'intégration économique. Au Maroc, la progression du nombre de GAB s'est accompagnée d'une amélioration notable du taux de bancarisation, passé de 29 % en 2011 à plus de 53 % en 2021. Cette évolution, bien que positive, demeure en deçà de la moyenne mondiale, ce qui plaide pour une approche plus intégrée entre inclusion physique, inclusion digitale et inclusion financière.

En ce sens, les résultats appellent à une lecture systémique : la digitalisation et la finance innovante doivent venir compléter le maillage physique. L'émergence du mobile banking et des fintechs marocaines, encouragée par Bank Al-Maghrib, constitue une opportunité majeure

pour dépasser les contraintes géographiques et réduire les coûts de transaction. Toutefois, comme le rappellent les travaux sur les fintechs marocaines, la digitalisation ne peut pleinement réussir que si les disparités régionales, le déficit de culture numérique et la méfiance vis-à-vis des outils digitaux sont résorbés. Ces résultats montrent que la réussite de l'inclusion financière repose sur un équilibre entre stabilité macroéconomique, innovation institutionnelle et adaptation sociale. Le Maroc dispose aujourd'hui d'un cadre stratégique cohérent, soutenu par la SNIF et par l'action de Bank Al-Maghrib. Les résultats confirment que le pays avance dans la bonne direction, mais que la consolidation de ces acquis nécessite de renforcer la synergie entre banques, acteurs publics et fintechs, tout en plaçant l'éducation financière et la confiance citoyenne au cœur du processus.

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

Abdel Khaleq, M., & Abu Shihab, R. (2025). *The impact of financial inclusion on economic growth: ARDL approach*. ResearchGate.

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). *État 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*.

Čihák, 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 transaction 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](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.

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*.