

Flux financiers et développement financier comme catalyseurs de la croissance économique au Maroc : Analyse par l'approche ARDL

Financial Flows and Financial Development as Catalysts of Economic Growth in Morocco: An ARDL Approach

JALIDY Imane

Doctorante chercheuse

Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales de Fès

Université SIDI MOHAMMED BEN ABDELLAH - Maroc

Laboratoire interdisciplinaire de recherche en économie, finance et
management des organisations (LIREFIMO)

ELHIRI Abderrazak

Enseignant chercheur

Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales de Fès

Université SIDI MOHAMMED BEN ABDELLAH - Maroc

Laboratoire interdisciplinaire de recherche en économie, finance et management des
organisations (LIREFIMO)

Date de soumission : 23/06/2026

Date d'acceptation : 14/09/2026

Pour citer cet article :

JALIDY I. & ELHIRI A. (2026) « Flux financiers et développement financier comme catalyseurs de la croissance économique au Maroc : Analyse par l'approche ARDL », Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit « Volume 10 : numéro 3 » pp : 213- 250.

Résumé

Cet article examine la relation entre les flux financiers internationaux, le développement financier et la croissance économique au Maroc sur la période 2003-2023, à travers une approche ARDL en modèle à correction d'erreur, selon la méthodologie des bornes de cointégration de Pesaran, Shin et Smith (2001), complétée par un test de causalité de Granger. Le modèle retient les investissements directs étrangers, les flux de portefeuille, le crédit privé et la capitalisation boursière comme variables explicatives, et l'inflation, l'ouverture commerciale, la stabilité politique et les dépenses publiques comme variables de contrôle. À long terme, seule l'ouverture commerciale exerce un effet significatif sur la croissance, et cet effet est négatif. À court terme, la capitalisation boursière et les dépenses publiques affichent un effet négatif et significatif, tandis qu'aucune des variables financières retenues ne ressort significative à long terme. Le test de causalité de Granger révèle une causalité allant de la croissance vers le crédit privé plutôt que l'inverse, cohérente avec une dynamique de type demand-following (Patrick, 1966). Ces résultats nuancent la thèse de la libéralisation financière et suggèrent que l'approfondissement quantitatif du système financier marocain ne s'est pas encore traduit, sur la période étudiée, par un supplément de croissance mesurable.

Mots-clés : flux financiers ; développement financier ; croissance économique ; modèle ARDL ; causalité de Granger ; Maroc.

Abstract

This article examines the relationship between international financial flows, financial development and economic growth in Morocco over the period 2003-2023, using an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) error correction model, based on the bounds testing methodology of Pesaran, Shin and Smith (2001), complemented by a Granger causality test. The model includes foreign direct investment, portfolio flows, private credit and stock market capitalization as explanatory variables, and inflation, trade openness, political stability and public expenditure as control variables. In the long run, only trade openness exerts a significant effect on growth, and this effect is negative. In the short run, stock market capitalization and public expenditure show a negative and significant effect, while none of the financial variables retained is significant in the long run. The Granger causality test reveals causality running from growth to private credit rather than the reverse, consistent with a demand-following pattern (Patrick, 1966). These findings qualify the financial liberalization thesis and suggest that the quantitative deepening of the Moroccan financial system has not yet translated, over the period studied, into a measurable growth dividend.

Keywords: financial flows; financial development; economic growth; ARDL model; Granger causality; Morocco.

1. Introduction

Entre 2003 et 2023, l'économie marocaine a enregistré un taux de croissance du PIB réel par habitant moyen de 3,6 %, assorti d'un écart-type de 3,06 points selon les données de la Banque mondiale et de Bank Al-Maghrib mobilisées dans cette étude. Cette volatilité, dont le point le plus bas correspond à la récession de 2020 liée à la pandémie, s'inscrit dans une période marquée par l'ouverture progressive du Royaume aux flux de capitaux internationaux et par la modernisation continue de son système financier, notamment depuis les réformes de la Bourse de Casablanca engagées en 1993. Dans quelle mesure l'afflux de capitaux étrangers et l'approfondissement financier domestique ont-ils contribué à cette trajectoire de croissance ? C'est la question à laquelle ce travail entend répondre.

La théorie néoclassique, depuis Solow (1956), prédit que les pays disposant d'une faible dotation en capital devraient attirer des flux financiers internationaux en raison du rendement marginal décroissant du capital domestique, ces flux venant combler le déficit d'épargne et alimenter l'investissement productif. Lucas (1988) a toutefois montré que les capitaux ne se dirigent pas systématiquement vers les économies les plus pauvres en capital, constat connu sous le nom de paradoxe de Lucas et attribué à la faiblesse des institutions et à l'insuffisance des systèmes financiers locaux. Ce paradoxe a déplacé l'attention de la seule ampleur des flux entrants vers la capacité des économies récipiendaires à les transformer en croissance, capacité que McKinnon et Shaw (1973) puis Levine (1997) situent précisément dans le degré de développement du système financier domestique.

L'accumulation des études empiriques n'a pas permis de trancher ce débat. Alfaro et al. (2004) rapportent un effet positif des investissements directs étrangers sur la croissance, conditionné à un capital humain et un système financier suffisamment développés, tandis que Durham (2004) et Kose et al. (2009), sur des échantillons internationaux élargis, ne détectent qu'un effet faible ou non significatif. Les travaux les plus récents attribuent cette contradiction moins à une absence de relation qu'à des choix de spécification : Farzam & Dhume-Shinkre (2026) montrent que l'agrégation des flux de capitaux masque des effets hétérogènes selon leur nature, et Osei & Kim (2020) identifient un seuil de crédit privé (95,6 % du PIB) au-delà duquel l'effet des IDE sur la croissance s'annule. La relation entre flux financiers et croissance apparaît conditionnelle plutôt qu'automatique, et sa nature dépend étroitement du contexte structurel du pays étudié.

Le cas marocain illustre cette dépendance au contexte sans avoir été suffisamment exploré par la littérature récente. Le Royaume a engagé depuis les années 1990 une ouverture

commerciale et financière progressive, attirant des investissements étrangers dans des secteurs à forte valeur ajoutée comme l'automobile et l'aéronautique, tout en modernisant son cadre réglementaire bancaire et boursier. Benbouziane & Benamar (2010), l'une des rares études nationales disponibles, rapportent une corrélation positive entre développement financier et croissance sur la période 1970-2005, mais sans distinguer les composantes des flux de capitaux ni intégrer les variables institutionnelles et macroéconomiques que la littérature internationale identifie désormais comme déterminantes. Aucune étude récente ne couvre, à notre connaissance, la période postérieure à 2003 en combinant flux de capitaux désagrégés, indicateurs de développement financier bancaire et boursier, et variables de contrôle institutionnelles et macroéconomiques.

Cette étude se propose de combler ce vide empirique en examinant, sur la période 2003-2023, la relation entre les flux financiers internationaux (investissements directs étrangers et investissements de portefeuille), le développement financier (crédit privé et capitalisation boursière) et la croissance économique au Maroc, en tenant compte de l'inflation, de l'ouverture commerciale, de la stabilité politique et des dépenses publiques. Trois questions structurent la démarche. Ces flux et ce développement financier exercent-ils un effet significatif sur la croissance à court et à long terme ? Cet effet est-il conditionné par le niveau d'ouverture commerciale et la stabilité politique du pays ? Dans quel sens s'établit enfin la relation de causalité entre ces variables, la finance précédant la croissance ou la croissance précédant la finance ?

Pour répondre à ces questions, l'étude mobilise l'approche ARDL en modèle à correction d'erreur, selon la méthodologie des bornes de cointégration développée par Pesaran, Shin et Smith (2001). Ce choix méthodologique s'impose par sa capacité à traiter des séries intégrées d'ordres mixtes $I(0)$ et $I(1)$, à produire des estimations de court et de long terme dans un cadre unifié, et à demeurer performant sur un échantillon de taille réduite, contrainte inhérente à la disponibilité des données macroéconomiques marocaines à fréquence annuelle sur une période de vingt et un ans. Cette estimation est complétée par un test de causalité de Granger (1969) par paires, permettant d'établir le sens des relations dynamiques entre les variables au-delà de la seule cointégration de long terme.

Cette étude contribue à la littérature de deux manières. Elle actualise, sur la période la plus récente couverte par les données disponibles, les résultats obtenus pour le Maroc en distinguant, contrairement à Benbouziane et Benamar (2010), les flux directs des flux de portefeuille ainsi que la dimension bancaire de la dimension boursière du développement

financier. Elle articule par ailleurs cointégration de long terme, dynamique de court terme et causalité de Granger dans un même cadre empirique, offrant une lecture plus complète que les approches limitées à la seule relation de long terme.

La suite de l'article est structurée comme suit. La section 2 présente les fondements théoriques, la revue empirique et les hypothèses de recherche. La section 3 détaille la méthodologie économétrique et les données mobilisées. La section 4 expose et discute les résultats obtenus. La section 5 conclut et formule des recommandations de politique économique.

2. Revue de littérature et développement des hypothèses

Cette section positionne l'étude par rapport aux fondements théoriques du lien entre flux financiers, développement financier et croissance économique proposant également une lecture comparative et critique des résultats empiriques disponibles et en synthétise les apports dans un tableau comparatif avant de formuler les hypothèses de recherche directement rattachées à la littérature mobilisée.

2.1. Fondements théoriques

L'analyse de la relation entre les flux financiers, le développement financier et la croissance économique s'inscrit dans une longue tradition de pensée économique. Les fondements de ce débat remontent aux économistes classiques tels qu'Adam Smith, David Ricardo et Thomas Malthus, pour lesquels l'accumulation du capital, la division du travail et la productivité constituent les ressorts essentiels de la prospérité. Le modèle néoclassique de Solow (1956) prolonge cette réflexion en introduisant le rôle de l'épargne, de la formation du capital et du progrès technologique dans la dynamique de la croissance économique. Selon cette approche, les économies en développement, caractérisées par une faible dotation en capital, devraient naturellement attirer les capitaux étrangers en raison du rendement marginal décroissant du capital domestique. Les flux financiers internationaux, notamment les investissements directs étrangers (IDE) et les investissements de portefeuille, sont ainsi envisagés comme des leviers capables de combler le déficit d'épargne et de stimuler l'investissement productif.

Toutefois, les observations empiriques ont rapidement mis en évidence certaines limites de ce cadre théorique. Lucas (1988) a formulé le célèbre « paradoxe de Lucas », en constatant que les flux de capitaux ne se dirigent pas massivement vers les pays pauvres malgré des rendements théoriquement plus élevés. Cette contradiction s'explique par la faiblesse des institutions, le risque politique, l'insuffisance de la gouvernance et le sous-développement du système financier dans plusieurs économies émergentes, autant de facteurs qui entravent la

capacité d'absorption des capitaux étrangers. Ce paradoxe a ouvert la voie à une nouvelle génération d'approches mettant l'accent sur les conditions structurelles et institutionnelles nécessaires pour transformer les flux financiers en croissance effective.

La théorie de la libéralisation financière constitue un tournant majeur dans l'analyse du rôle du système financier. McKinnon et Shaw (1973) soutiennent qu'un système financier libéralisé favorise une allocation plus efficiente des ressources, renforce la mobilisation de l'épargne et stimule l'investissement productif, permettant ainsi une croissance soutenue. Levine (1997) approfondit cette approche selon laquelle le développement financier agit sur la croissance notamment à travers : la mobilisation de l'épargne, l'allocation optimale du capital, l'abaissement des coûts de transaction, la diversification du risque et la promotion de l'innovation financière. Dans ce cadre, le système financier ne se limite pas à un simple intermédiaire passif mais constitue une infrastructure essentielle favorisant la transformation des flux financiers domestiques ou internationaux en investissements productifs et durables.

Les théories de la croissance endogène, notamment celles développées par Romer (1990) et Lucas (1988), ont enrichi ce cadre en introduisant le rôle du capital humain, du progrès technologique et de l'apprentissage comme sources internes de croissance. Ces modèles considèrent les IDE comme des vecteurs de transfert de technologie, d'amélioration de la productivité et de diffusion des savoir-faire managériaux. Borensztein et al. montrent que l'efficacité de ces transferts dépend du niveau de développement du capital humain et de la sophistication du système financier local. Autrement dit, l'impact des flux financiers sur la croissance n'est pas automatique : il dépend des conditions structurelles qui permettent de les canaliser vers des secteurs productifs. De Mello (1997) avance dans le même sens en soulignant que les IDE contribuent à la croissance à travers leurs effets d'entraînement sur la productivité totale des facteurs, mais uniquement lorsque l'environnement institutionnel et financier est favorable.

Les contributions plus récentes mettent en évidence la nature conditionnelle et parfois non linéaire du lien entre finance et croissance. Cecchetti & Kharroubi (2012) ainsi Arcand et al. (2015) démontrent qu'au-delà d'un certain seuil, une expansion excessive du crédit peut entraîner une mauvaise allocation des ressources et freiner la croissance économique. Ces travaux suggèrent que le développement financier, s'il est mal encadré, peut devenir une source d'instabilité macroéconomique. Par ailleurs, l'efficacité des flux financiers dépend largement du degré de stabilité macroéconomique. Fischer (1993) et Boyd et al. (2001) montrent qu'une inflation maîtrisée renforce la confiance des investisseurs et améliore la

performance du secteur financier, tandis qu'une instabilité des prix ou du taux de change réduit l'efficacité de l'intermédiation financière. De même, l'ouverture commerciale joue un rôle catalyseur en favorisant la diffusion des technologies importées, la concurrence et la productivité (Grossman & Helpman (1993); Barro & Sala-i-Martin (1995)).

Au-delà de ces mécanismes économiques, plusieurs auteurs soulignent l'importance des institutions et de la gouvernance dans la transmission des effets des flux financiers. Stulz (2005) montre que la qualité institutionnelle, la protection des droits de propriété et la transparence sont des conditions préalables indispensables pour que les capitaux étrangers contribuent positivement à la croissance. Kose et al. (2009) complètent cette analyse en indiquant que la mondialisation financière peut renforcer la discipline macroéconomique et inciter les États à adopter des réformes structurelles, mais seulement si les institutions locales sont suffisamment robustes. À l'inverse, Rodrik (2007) met en garde contre le risque de surévaluation du taux de change lié à des afflux massifs de capitaux, pouvant engendrer un « syndrome hollandais » nuisible à la compétitivité extérieure.

Dans une perspective plus contemporaine, l'émergence des technologies financières (FinTech) ouvre un nouveau champ théorique pour analyser l'interaction entre flux financiers et croissance. Les innovations numériques, en facilitant l'accès au financement, en réduisant les coûts de transaction et en améliorant la transparence, renforcent la capacité d'absorption des économies émergentes (Frost et al., 2019; Philippon, 2016). Dans le cas du Maroc, la diffusion progressive des services financiers numériques et la modernisation du cadre réglementaire peuvent constituer un canal additionnel permettant de mieux transformer les flux financiers entrants en investissements productifs, notamment dans les secteurs à fort potentiel de croissance.

Ainsi, la littérature théorique converge vers une conclusion nuancée : les flux financiers et le développement financier sont potentiellement des leviers puissants de la croissance économique, mais leur efficacité dépend d'un ensemble de facteurs institutionnels, structurels et macroéconomiques. Dans un pays comme le Maroc, caractérisé par une ouverture progressive, une stabilité macroéconomique relative et un système financier en modernisation, l'enjeu réside dans la capacité à convertir les afflux de capitaux étrangers et l'expansion du crédit domestique en croissance durable et inclusive. C'est cette articulation complexe entre flux financiers, développement financier et performance économique que la présente étude s'attache à explorer à travers une approche économétrique fondée sur le modèle ARDL, permettant d'examiner conjointement les effets de court et de long terme.

2.2. Revue empirique : une lecture comparative et critique

Contrairement à une présentation strictement chronologique ou séquentielle des travaux, cette section propose une lecture comparative de la littérature empirique, organisée autour des points de convergence, des divergences observées entre études et des explications méthodologiques qui permettent de les concilier.

Au plan international, deux courants de résultats se sont longtemps opposés. D'un côté, des travaux tels que ceux de Balasubramanyam et al. (1996), Reisen & Soto (2001) ou Alfaro et al. (2004) concluent à un effet positif des IDE sur la croissance, à condition que le pays d'accueil dispose d'un capital humain suffisant et d'un système financier suffisamment développé pour canaliser ces capitaux vers l'investissement productif. De l'autre, des études à large échelle telles que celles de Durham (2004), Prasad et al. (2007) ou Kose et al. (2009) ne trouvent que des effets faibles, instables, voire non significatifs. Cette contradiction apparente a longtemps été attribuée, de manière assez générale, à des différences de spécification économétrique ou de période d'étude.

Les travaux les plus récents apportent une explication plus précise à cette divergence. Farzam & Dhume-Shinkre (2026), en désagrégeant pour la première fois les flux de capitaux étrangers en IDE de type greenfield, fusions-acquisitions (M&A) et investissements de portefeuille (FPI) sur un panel de 51 économies émergentes et avancées (2003-2021), montrent que ces composantes affectent de manière hétérogène, et parfois en sens opposé, la profondeur, l'accès et l'efficacité des institutions et des marchés financiers. Ce résultat suggère que l'absence d'effet net significatif observée dans certaines études antérieures (Durham, 2004 ; Kose et al., 2009) pourrait, en partie, résulter d'un biais d'agrégation : en additionnant des flux aux effets contraires, la mesure globale de « l'IDE » masque des dynamiques hétérogènes qui, prises séparément, sont pourtant significatives.

Un second facteur d'explication tient à l'hétérogénéité entre pays selon leur niveau de performance économique. Mensah et al. (2025), à l'aide d'une régression par quantiles de panel sur 33 économies émergentes (1996-2020), montrent que l'effet des IDE, du développement financier et de la qualité institutionnelle sur la croissance varie sensiblement selon la position du pays dans la distribution de la croissance. Patra & Sethi (2024) approfondissent ce constat sur 47 économies asiatiques (1980-2020) : si le développement financier exerce un effet direct positif sur la croissance, son interaction avec les IDE, l'aide extérieure et le commerce devient négative, et les effets des IDE sont positifs pour les économies à faible revenu mais négatifs pour celles à revenu moyen et élevé. Un résultat

agrégé « nul » ou non significatif, tel que rapporté par les études internationales des années 2000, peut ainsi résulter d'une compensation statistique entre des effets positifs et négatifs coexistant au sein d'un même échantillon hétérogène.

Osei & Kim (2020) apportent une troisième explication, de nature non linéaire : à l'aide d'un modèle de seuil à panel dynamique appliqué à 62 pays à revenu moyen et élevé (1987-2016), ils montrent que l'effet positif des IDE sur la croissance s'annule (« effet de disparition ») lorsque le ratio de crédit privé rapporté au PIB dépasse 95,6 %. Un échantillon regroupant indistinctement des pays situés de part et d'autre de ce seuil produira nécessairement un effet moyen atténué, voire non significatif. Prises ensemble, ces trois explications (biais d'agrégation des flux, hétérogénéité selon le niveau de revenu et non-linéarité liée au degré de développement financier) permettent de réconcilier des résultats en apparence contradictoires plutôt que de les considérer comme la preuve d'une absence de relation.

La qualité institutionnelle revient de façon récurrente dans la littérature comme condition de transformation des flux financiers en croissance, mais les études récentes montrent qu'elle n'agit pas selon un mécanisme unique. Chez Farzam & Dhume-Shinkre (2026), la qualité institutionnelle a un effet direct et positif sur l'ensemble des dimensions du développement financier (profondeur, accès, efficacité), qu'il s'agisse des institutions ou des marchés financiers. Chez Abaidoo & Agyapong (2026), sur un panel de 32 pays d'Afrique subsaharienne (1996-2019), la qualité institutionnelle et la gouvernance jouent également un rôle déterminant, mais leur effet le plus significatif porte sur l'atténuation de l'impact négatif de l'instabilité macroéconomique sur le développement des marchés financiers — un canal distinct de celui identifié par Farzam et Dhume-Shinkre. Bui & Thi Doan (2025), dans les pays de l'ASEAN-6, la qualité institutionnelle n'exerce pas un effet direct mais un effet modérateur : elle amplifie l'impact positif du développement financier sur la croissance verte, cet effet étant plus marqué pour les marchés financiers que pour les institutions financières.

Cette diversité des canaux (effet direct sur le développement financier, effet amortisseur de l'instabilité macroéconomique, effet modérateur de la relation développement financier-croissance) invite à ne pas traiter la qualité institutionnelle comme une variable de contrôle interchangeable d'une étude à l'autre. Le canal pertinent dépend du contexte structurel du pays étudié, ce qui doit guider le choix des variables institutionnelles et de leur spécification (effet direct, terme d'interaction, ou variable de seuil) dans la présente recherche.

Un second niveau de nuance concerne le rôle de la réglementation et de la stabilité macroéconomique. Ullah et al. (2024), à partir d'une estimation par erreurs-types corrigées en

panel confirmée par un test de robustesse GMM, montrent que la qualité de la réglementation modère positivement la relation entre développement financier bancaire et croissance dans les pays développés, mais n'exerce aucun effet modérateur significatif dans les pays en développement. Ce résultat peut sembler contredire les travaux de Gazdar & Cherif (2015) sur la région MENA, qui identifient au contraire un effet de seuil institutionnel marqué. La contradiction n'est toutefois qu'apparente : Gazdar et Cherif mettent en évidence un effet de seuil (l'atteinte d'un niveau minimal de gouvernance), tandis qu'Ullah et al. testent un effet marginal continu de la qualité réglementaire. Il est ainsi possible qu'un pays en développement doive d'abord franchir un seuil de gouvernance minimal avant que des améliorations marginales de la réglementation ne produisent un effet mesurable sur la relation entre finance et croissance, ce qui expliquerait la non-significativité observée par Ullah et al. dans un échantillon de pays en développement hétérogènes quant à leur proximité de ce seuil. Par ailleurs, Li et al. (2025) déplacent la focale de l'analyse du niveau de croissance vers sa volatilité : sur un panel de 84 pays (1980-2020), ils montrent, à l'aide d'un modèle de seuil en panel, que le développement financier réduit la volatilité de la croissance induite par les flux de capitaux internationaux, cet effet stabilisateur étant plus prononcé au-delà d'un certain seuil de développement financier et dans les économies déjà sujettes à une forte volatilité. Ce résultat complète, sans le contredire, le canal de stabilité des prix mis en évidence par Fischer (1993) et Boyd et al. (2001) : au canal « inflation—confiance des investisseurs—performance financière » s'ajoute un canal distinct par lequel le développement financier absorbe et amortit les chocs liés aux flux de capitaux, indépendamment du niveau d'inflation.

Pour l'Afrique et la région MENA, la littérature empirique fournit des résultats partiellement convergents. Plusieurs travaux de panel centrés sur l'Afrique subsaharienne rapportent des effets positifs des IDE sur la croissance (Seetanah, 2009; Deléchat et al., 2010; Sakyi et al., 2015), souvent en s'appuyant sur des méthodes de cointégration ou des estimateurs à effets fixes. Toutefois, d'autres études africaines (Agosin & Machado, 2005 ; Gossel & Biekpe, 2014) n'obtiennent pas d'effets robustes et suggèrent même des phénomènes d'éviction de l'investissement domestique ou une causalité inverse (la croissance attire l'IDE). Ces divergences sont fréquemment attribuées à l'hétérogénéité structurelle entre pays africains (taille du marché, institutions, intégration commerciale).

Les travaux les plus récents apportent un éclairage complémentaire sur l'origine de cette hétérogénéité. Abaidoo & Agyapong (2026), en construisant des indices spécifiques de risque macroéconomique et de qualité institutionnelle par analyse en composantes principales sur 32

pays d'Afrique subsaharienne (1996-2019), montrent que la qualité des institutions et la maîtrise de l'instabilité macroéconomique sont des déterminants significatifs et robustes du développement des marchés financiers dans la sous-région — un résultat que les indicateurs de gouvernance génériques utilisés par les études antérieures n'avaient pas toujours permis d'établir avec la même clarté. Dans la région MENA, Gazdar & Cherif (2015) confirment que la qualité institutionnelle demeure un déterminant central : le développement bancaire n'accélère la croissance que si un seuil de gouvernance est atteint. La littérature régionale converge ainsi vers l'idée d'un effet conditionnel : les flux financiers ne sont bénéfiques que s'ils rencontrent des marchés financiers et un cadre institutionnel capables de les absorber.

Le cas du Maroc, bien que moins abondamment documenté que les grands panels internationaux, présente des éléments empiriques pertinents mais partiels. Des études nationales (Benbouziane & Benamar, 2010) ont mis en évidence une corrélation positive entre indicateurs de développement financier (crédit privé, capitalisation boursière) et croissance, souvent via des approches de cointégration ou d'ARDL. Par ailleurs, des analyses portant sur l'impact des IDE indiquent que ces derniers ont contribué à la diversification productive et au transfert technologique dans certains secteurs (automobile, aéronautique), mais que l'effet macroéconomique est hétérogène et dépend fortement de l'ouverture commerciale et de la qualité institutionnelle.

Trois constats méthodologiques se dégagent de cette lecture comparative. Premièrement, la diversité des résultats internationaux s'explique moins par une absence de relation entre flux financiers et croissance que par des choix de spécification qui ignorent l'hétérogénéité des flux (types de capitaux), des pays (niveau de revenu, position dans la distribution de la croissance) et des seuils de développement financier. Deuxièmement, la qualité institutionnelle agit selon des canaux distincts — déterminant direct du développement financier, amortisseur de l'instabilité macroéconomique, ou modérateur de la relation finance-croissance — qu'il convient de distinguer plutôt que d'agréger dans un indicateur unique. Troisièmement, l'effet stabilisateur du développement financier sur la volatilité de la croissance (Li et al., 2025) constitue un canal encore peu exploré dans le contexte marocain, alors qu'il complète directement l'analyse du rôle modérateur de la stabilité macroéconomique déjà envisagée dans cette étude (H4).

Pour le Maroc, la littérature manque d'études dynamiques récentes couvrant une période étendue (post-2000) combinant flux externes, mesures désagrégées du développement financier et variables modératrices (inflation, ouverture commerciale, qualité institutionnelle).

C'est précisément cette lacune que notre approche ARDL sur 2003-2023 ambitionne de combler : distinguer les effets de court terme et d'équilibre de long terme, tester la médiation du développement financier et évaluer les rôles modérateurs de la stabilité des prix et de l'ouverture commerciale. Il convient de souligner que l'extension récente de cette littérature vers la croissance verte et l'éco-innovation (Vo et al., 2026; Ding et al. 2024; Bui et Thi Doan, 2025) ouvre une piste de recherche future pertinente pour le Maroc, mais qui excède le périmètre de la présente étude, centrée sur la croissance économique globale.

En synthèse, l'état des connaissances empiriques soutient l'hypothèse selon laquelle les flux financiers et le développement financier peuvent contribuer à la croissance marocaine, mais de façon conditionnelle et potentiellement non linéaire. Une estimation ARDL, correctement spécifiée et accompagnée de tests de causalité et de robustesse (seuils, contrôles institutionnels), est bien adaptée pour fournir des preuves empiriques robustes sur la question de recherche.

Le tableau ci-dessous synthétise, pour l'ensemble des études mobilisées dans cette revue, le pays ou la zone d'étude, la période couverte, la méthode économétrique employée, les principales variables et les résultats obtenus, afin de faciliter la lecture comparative proposée dans la section précédente.

Tableau 1 comparatif des travaux empiriques

Auteurs(s) & année	Pays / zone	Période	Méthode	Variables clés	Principaux résultats
Alfaro et al. (2004)	Panel international (large échantillon)	1975-1995	Panel, MCO avec termes d'interaction	IDE, profondeur financière (crédit privé/PIB), croissance	L'IDE stimule la croissance uniquement si les marchés financiers locaux sont assez développés pour l'absorber.
Durham (2004)	Panel international (~80 pays)	1979-1998	Panel, MCO et GMM	IDE, investissements de portefeuille, croissance	Effets faibles ou non significatifs en l'absence de conditions d'absorption (institutions, capital humain).
Seetanah (2009)	Afrique subsaharien	1980-2000	Cointégration en	IDE, croissance	Effet positif et significatif de

	ne		panel, effets fixes		l'IDE sur la croissance.
Agosin & Machado (2005)	Amérique latine et Afrique	1971-2000	Panel dynamique	IDE, investissement domestique	Effet d'éviction partiel : l'IDE se substitue à l'investissement domestique ; effet net incertain.
Gazdar & Cherif (2015)	Région MENA	1985-2009	GMM système, modèle à seuil	Développement bancaire, gouvernance, croissance	Le développement bancaire n'accélère la croissance qu'au-delà d'un seuil de qualité institutionnelle.
Benbouzia ne & Benamar (2010)	Maroc	1970-2005	Cointégration / ARDL	Crédit privé, capitalisation boursière, croissance	Corrélation positive entre développement financier et croissance économique.
Ibrahim & Alagidede (2018)	Afrique subsaharienne	1980-2014	Modèle à seuil en panel dynamique	Développement financier, croissance	Effet positif du développement financier uniquement au-delà d'un seuil minimal de profondeur financière.
Arcand et al. (2015)	Panel international (large échantillon)	1960-2005	GMM système, spécifications non linéaires	Crédit privé/PIB, croissance	Au-delà d'un seuil (~100 % du PIB), l'approfondissement du crédit freine la croissance (« too much finance »).
Farzam & Dhume-Shinkre (2026)	51 économies émergentes et avancées	2003-2021	GMM système en deux étapes, PCSE	IDE greenfield, M&A, IPF, qualité institutionnelle, profondeur/accès/efficacité financiers	Effets hétérogènes, parfois opposés, selon le type de flux ; la qualité institutionnelle améliore toutes les dimensions du développement

					financier.
Mensah et al. (2025)	33 économies émergentes	1996-2020	Cointégration en panel (Pedroni, Westerlund), régression par quantiles	IDE, développement financier, qualité institutionnelle, croissance	Effets positifs mais hétérogènes selon la position des pays dans la distribution de la croissance.
Patra & Sethi (2024)	47 économies asiatiques	1980-2020	Effets fixes (Driscoll-Kraay), régression quantile en panel (BPQR)	Développement financier, IDE, aide, commerce, croissance	Effet direct positif du développement financier ; interaction $FD \times IDE/aide/commerce$ négative ; effets hétérogènes selon le revenu.
Osei & Kim (2020)	62 pays à revenu moyen et élevé	1987-2016	Modèle de seuil à panel dynamique (GMM)	IDE, crédit privé/PIB, croissance	Effet positif des IDE sur la croissance qui s'annule au-delà d'un seuil de crédit privé de 95,6 % du PIB.
Li et al. (2025)	84 pays	1980-2020	Modèle de seuil en panel, régression par quantiles	Flux de capitaux internationaux, développement financier, volatilité de la croissance	Le développement financier réduit la volatilité de la croissance induite par les flux de capitaux, surtout au-delà d'un seuil.
Ullah et al. (2024)	23 pays développés et 33 pays en développement	1980-2020	Erreurs-types corrigées par panel (PCSE), GMM (robustesse)	Qualité de la réglementation, développement financier bancaire, croissance, volatilité	La qualité réglementaire modère positivement la relation FD-croissance dans les pays développés ; effet non significatif dans les pays en développement.
Abaidoo &	32 pays d'Afrique	1996-2019	GMM en deux	Qualité institutionnelle,	La qualité institutionnelle

Agyapong (2026)	subsaharien ne		étapes (TS-GMM)	gouvernance, risque macroéconomique, développement des marchés financiers	favorise le développement des marchés financiers et atténue l'effet négatif de l'instabilité macroéconomique.
-----------------	----------------	--	-----------------	---	---

Source : élaboré par les auteurs

2.3. Hypothèses

À la lumière des fondements théoriques et de la lecture critique des résultats empiriques présentés précédemment, les hypothèses suivantes sont formulées et rattachées, pour chacune d'elles, aux études empiriques qui la fondent et, le cas échéant, à celles qui en nuancent la portée.

H1 : les investissements directs étrangers exercent un effet positif et significatif sur la croissance économique au Maroc.

Cette hypothèse s'inscrit dans la lignée de la théorie néoclassique et de la littérature empirique qui mettent en évidence la contribution des IDE à la productivité globale des facteurs, à travers le transfert de technologie, l'accumulation de capital et l'amélioration de la compétitivité (Solow, 1956 ; Balasubramanyam et al., 1996 ; Alfaro et al., 2004). Mensah et al. (2025) la corroborent directement sur un panel de 33 économies émergentes. Cette relation ne peut toutefois pas être postulée comme inconditionnelle. Patra et Sethi (2024) montrent que l'effet des IDE s'inverse pour les pays à revenu moyen et élevé, catégorie à laquelle appartient le Maroc, lorsqu'il interagit avec le développement financier. Osei et Kim (2020) démontrent quant à eux que cet effet peut s'annuler au-delà d'un certain seuil de développement du crédit privé. H1 sera donc testée isolément, puis en interaction avec le développement financier (cf. H3), conformément à ces résultats récents.

H2 : le développement du système financier marocain stimule la croissance économique à travers une meilleure mobilisation de l'épargne et une allocation plus efficace des ressources.

Cette hypothèse repose sur les travaux fondateurs de King et Levine (1993) et de Levine et Zervos (1998), qui établissent que la profondeur financière, mesurée par la taille du secteur bancaire et la liquidité des marchés, constitue un moteur essentiel de la croissance. Mensah et al. (2025) et Patra et Sethi (2024) la confirment empiriquement, en établissant un effet direct

positif sur des échantillons d'économies émergentes et asiatiques. Arcand, Berkes et Panizza (2015) et Osei et Kim (2020) apportent cependant une nuance déterminante : un excès de crédit, ou un développement financier trop poussé, peut entraîner des rendements décroissants, voire un effet nul sur la croissance. Cette nuance justifie l'introduction d'un test de non-linéarité dans la spécification empirique.

H3 : l'impact des flux financiers sur la croissance économique dépend du niveau de développement financier, de l'ouverture commerciale et de la qualité institutionnelle.

Cette hypothèse s'appuie sur les travaux d'Alfaro et al. (2004) et de Lim et al. (2012), qui démontrent que les effets positifs des flux financiers sur la croissance sont amplifiés dans les économies ouvertes, financièrement développées et institutionnellement stables. Farzam et Dhume-Shinkre (2026) l'étayent directement en montrant que la nature du flux financier (IDE greenfield, fusions-acquisitions, ou portefeuille) détermine des effets différenciés selon le niveau institutionnel du pays d'accueil. Gazdar et Cherif (2015) identifient pour leur part un effet de seuil institutionnel propre à la région MENA. Le caractère non linéaire de cette conditionnalité est confirmé par deux travaux récents : Osei et Kim (2020) situent le seuil critique de développement financier à 95,6 % du PIB en crédit privé, tandis que Li et al. (2025) montrent que le développement financier réduit la volatilité de la croissance induite par les flux de capitaux au-delà d'un seuil similaire. Ces travaux convergent pour justifier l'introduction, dans le modèle ARDL, de termes d'interaction entre flux financiers, développement financier et ouverture commerciale.

H4 : l'inflation modère la relation entre développement financier et croissance économique, de sorte qu'un niveau d'inflation élevé affaiblit cet effet positif.

Cette hypothèse découle des analyses de Khan et Senhadji (2001) et d'Ehigiamusoe (2019), selon lesquelles la stabilité des prix favorise le bon fonctionnement du système financier, tandis qu'une inflation excessive détériore les canaux de financement de l'investissement et freine la croissance. Elle trouve un appui empirique récent chez Ullah et al. (2024), qui montrent que la qualité de la réglementation, étroitement liée à la stabilité macroéconomique, modère significativement la relation entre développement financier bancaire et croissance dans les pays développés. Abaidoo et Agyapong (2026) établissent un résultat complémentaire : l'instabilité macroéconomique freine directement le développement des marchés financiers, et seule la qualité institutionnelle permet d'atténuer cet effet. Ces résultats, obtenus sur des échantillons variés, confortent la pertinence d'introduire un terme d'interaction entre inflation et développement financier dans la spécification retenue pour le Maroc.

3. Méthodologie de recherche

Cette étude adopte une approche quantitative et empirique fondée sur la modélisation économétrique des séries temporelles afin d'analyser les interactions dynamiques entre les flux financiers internationaux, le développement financier et la croissance économique au Maroc sur la période 2003–2023.

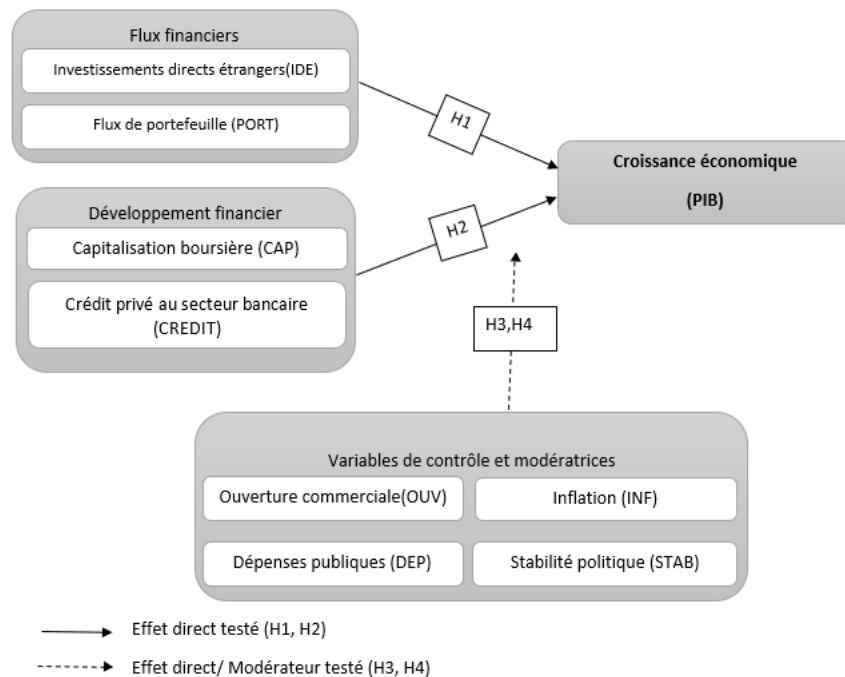
L'objectif est de déterminer l'origine et le sens des relations de causalité entre les variables étudiées, ainsi que d'en mesurer les effets à court et à long terme.

Conformément aux travaux de Pesaran et al. (2001), l'étude mobilise le modèle AutoRegressive Distributed Lag (ARDL), adapté aux séries intégrées d'ordres mixtes ($I(0)$ et $I(1)$), et complété par un test de cointégration par la méthode des bornes (Bounds Test).

Par ailleurs, le test de causalité au sens de Granger (1969) est appliqué afin d'examiner la direction des relations dynamiques entre les variables.

3.1. Modèle théorique conceptuel

La figure ci-dessous synthétise le modèle théorique conceptuel de la recherche. La croissance économique (PIB) constitue la variable dépendante. Les flux financiers (IDE, flux de portefeuille) et le développement financier (capitalisation boursière, crédit privé) constituent les variables explicatives testées respectivement par les hypothèses H1 et H2. L'ouverture commerciale, l'inflation, les dépenses publiques et la stabilité politique interviennent comme variables de contrôle et, pour certaines d'entre elles, comme variables potentiellement modératrices de la relation testée par les hypothèses H3 et H4.

Figure 1. Modèle théorique conceptuel de la recherche

Source : élaborée par les auteurs.

3.2. Modèle empirique

Cette sous-section traduit le cadre conceptuel présenté ci-dessus en une spécification économétrique testable. Elle présente la forme générale du modèle ARDL, sa représentation en modèle à correction d'erreur non contraint sur laquelle repose le test des bornes de Pesaran, Shin et Smith (2001), puis la spécification retenue pour le cas marocain.

3.2.1. Spécification générale du modèle ARDL

Le choix de l'approche ARDL (Autoregressive Distributed Lag) répond à deux contraintes identifiées lors des tests de stationnarité menés en amont : la coexistence de variables intégrées d'ordre zéro et d'ordre un, et la taille réduite de l'échantillon (21 observations annuelles). Contrairement à l'approche de Johansen, qui exige que l'ensemble des variables soit intégré d'ordre un, l'ARDL de Pesaran et al. (2001) accepte un mélange de variables $I(0)$ et $I(1)$ et demeure performant sur de petits échantillons. La forme générale du modèle ARDL($p, q_1, \dots, q_8$), avec le PIB comme variable dépendante et huit régresseurs, s'écrit :

$$PIB_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i PIB_{t-i} + \sum_{j=1}^8 \sum_{i=0}^{q_j} \beta_{ji} X_{j,t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

où PIB_t désigne la croissance économique à la période t , $X_{j,t-i}$ le retard i de la j -ième variable explicative parmi les huit retenues (CAP, CREDIT, IDE, PORT, INF, OUV, STAB, DEP), p

le nombre de retards de la variable dépendante, q_i le nombre de retards propre à chaque variable explicative, et ε_t le terme d'erreur supposé bruit blanc.

3.2.2. Modèle à correction d'erreur non contraint et test des bornes

Le test de cointégration aux bornes ne s'applique pas directement à l'équation (1), mais à sa reparamétrisation en modèle à correction d'erreur non contraint (Unrestricted Error Correction Model, UECM). Cette reparamétrisation isole les coefficients associés aux variables en niveau retardées d'une période, dont la significativité conjointe détermine l'existence d'une relation de cointégration :

$$\Delta \text{PIB}_t = \alpha_0 + \lambda_0 \text{PIB}_{t-1} + \lambda_1 \text{CAP}_{t-1} + \lambda_2 \text{CREDIT}_{t-1} + \lambda_3 \text{IDE}_{t-1} + \lambda_4 \text{PORT}_{t-1} + \lambda_5 \text{INF}_{t-1} + \lambda_6 \text{OUV}_{t-1} + \lambda_7 \text{STAB}_{t-1} + \lambda_8 \text{DEP}_{t-1} + \sum \delta_i \Delta \text{PIB}_{t-i} + \sum \delta_{j,i} \Delta X_{j,t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Le test des bornes repose sur un test de Wald (statistique F) portant sur la nullité conjointe des coefficients de niveau retardés. L'hypothèse nulle d'absence de relation de niveau, $H_0 : \lambda_0 = \lambda_1 = \dots = \lambda_8 = 0$, est testée contre l'hypothèse alternative selon laquelle au moins un coefficient est non nul. La statistique F calculée est comparée à deux bornes critiques tabulées par Pesaran et al. (2001) : une borne inférieure $I(0)$, qui correspond au cas où toutes les variables seraient stationnaires en niveau, et une borne supérieure $I(1)$, qui correspond au cas où toutes seraient intégrées d'ordre un. Une statistique F supérieure à la borne supérieure conduit au rejet de H_0 et conclut à l'existence d'une relation de cointégration, quel que soit l'ordre d'intégration effectif des variables prises individuellement. Une statistique F inférieure à la borne inférieure ne permet pas de rejeter H_0 . Entre les deux bornes, le test est non concluant et la décision s'appuie alors sur le signe et la significativité du terme à correction d'erreur.

3.2.3. Spécification retenue pour le Maroc

La spécification a été estimée selon le cas 3 de Pesaran et al. (2001), avec constante non contrainte et sans tendance déterministe, cette dernière n'étant justifiée par aucune des variables au regard des tests de stationnarité. Le nombre de retards a été plafonné à 1 pour la variable dépendante et pour chacun des régresseurs, conformément aux résultats du test de sélection du retard optimal (critères LR, FPE, AIC, SC, HQ appliqués à un VAR non contraint), qui convergent unanimement vers un retard de 1 compte tenu de la taille de l'échantillon. La sélection automatique du modèle, fondée sur le critère d'information d'Akaike parmi 256 combinaisons possibles, a retenu la spécification $\text{ARDL}(1,1,0,1,1,1,1,0,1)$.

Une fois la cointégration établie par le test des bornes, le modèle est reparamétré sous sa forme finale à correction d'erreur, qui distingue explicitement la dynamique de court terme du mécanisme de retour vers l'équilibre de long terme :

$$\Delta \text{PIB}_t = \alpha_0 + \sum \delta_{1i} \Delta \text{PIB}_{t-i} + \sum \delta_{2i} \Delta \text{CAP}_{t-i} + \sum \delta_{3i} \Delta \text{CREDIT}_{t-i} + \sum \delta_{4i} \Delta \text{IDE}_{t-i} + \sum \delta_{5i} \Delta \text{PORT}_{t-i} + \sum \delta_{6i} \Delta \text{INF}_{t-i} + \sum \delta_{7i} \Delta \text{OUV}_{t-i} + \sum \delta_{8i} \Delta \text{STAB}_{t-i} + \sum \delta_{9i} \Delta \text{DEP}_{t-i} + \phi \text{ECT}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

où ECT_{t-1} désigne le terme à correction d'erreur retardé d'une période, construit à partir des coefficients de la relation de long terme estimée à l'équation (2) :

$$\text{ECT}_t = \text{PIB}_t - (\beta_1 \text{CAP}_t + \beta_2 \text{CREDIT}_t + \beta_3 \text{IDE}_t + \beta_4 \text{PORT}_t + \beta_5 \text{INF}_t + \beta_6 \text{OUV}_t + \beta_7 \text{STAB}_t + \beta_8 \text{DEP}_t + \beta_0) \quad (4)$$

Le coefficient ϕ , associé au terme à correction d'erreur, doit être négatif et statistiquement significatif pour confirmer l'existence du mécanisme de retour à l'équilibre déjà mis en évidence par le test des bornes ; son ampleur mesure la vitesse à laquelle un écart par rapport à l'équilibre de long terme se résorbe d'une période à l'autre. Les coefficients δ associés aux variables en différence première captent quant à eux les effets de court terme, tandis que les coefficients β de l'équation (4) captent les effets de long terme.

3.2.4. Démarche d'estimation économétrique

L'estimation du modèle suit une séquence en six étapes. Premièrement, l'ordre d'intégration de chaque variable est déterminé par les tests de Dickey-Fuller augmenté et de Phillips-Perron, condition préalable à la validité du test des bornes, qui exige l'absence de variable intégrée d'ordre deux. Deuxièmement, le nombre de retards optimal est déterminé à partir des critères d'information appliqués à un modèle VAR non contraint sur l'ensemble des variables. Troisièmement, le modèle ARDL est estimé par sélection automatique du meilleur retard pour chaque variable, sous la contrainte du retard maximal retenu à l'étape précédente. Quatrièmement, le test des bornes est appliqué à l'équation (2) pour statuer sur l'existence d'une relation de cointégration. Cinquièmement, en cas de cointégration confirmée, le modèle est reparamétré sous la forme de l'équation (3), permettant l'interprétation séparée des effets de court terme et de long terme. Sixièmement, la validité du modèle est vérifiée par une batterie de tests de diagnostic (normalité de Jarque-Bera, homoscedasticité de Breusch-Pagan-Godfrey, spécification de Ramsey RESET, autocorrélation de Breusch-Godfrey) et de stabilité structurelle (CUSUM, CUSUM of Squares), complétée par un test de causalité de Granger permettant d'orienter l'interprétation du sens des relations mises en évidence.

4. Résultats et discussion

Cette section présente et discute les résultats de l'analyse empirique de la relation entre le développement financier et la croissance économique au Maroc sur la période 2003-2023, à travers l'approche ARDL (Autoregressive Distributed Lag) en modèle à correction d'erreur (ECM), selon la méthodologie des bornes de cointégration développée par Pesaran, Shin et Smith (2001).

Tableau 2. Statistiques descriptives des variables

	PIB	CREDIT	CAP	IDE	PORT	INF	OUV	STAB	DEP
Mean	3,612	56,126	44,635	2,246	-0,337	1,909	72,389	58,016	24,535
Median	3,656	58,431	47,800	2,290	0,005	1,402	71,894	58,167	24,413
Maximum	8,155	66,008	58,900	3,986	0,786	6,657	100,906	60,627	28,145
Minimum	-7,178	36,303	10,910	0,726	-2,974	0,303	52,332	54,015	20,810
Std. Dev.	3,064	9,468	12,667	0,836	0,926	1,701	10,937	1,420	2,055
Skewness	-1,940	-1,123	-1,359	0,067	-1,396	1,810	0,664	-0,922	0,046
Kurtosis	8,617	2,915	4,084	2,289	4,358	5,317	4,110	4,388	2,025
Jarque-Bera	40,775	4,424	7,495	0,457	8,438	16,157	2,620	4,662	0,839
Probability	0,000	0,109	0,024	0,796	0,015	0,000	0,270	0,097	0,657

Source : élaboré par l'auteurs à partir des sorties EViews.

L'examen des statistiques descriptives (Tableau 1) révèle une hétérogénéité marquée dans le comportement des variables retenues. La croissance économique (PIB) présente la plus forte volatilité de l'échantillon, avec un écart-type de 3,064 pour une moyenne de 3,612 %, et un écart considérable entre sa valeur minimale (-7,178 %) et maximale (8,155 %), traduisant l'impact des chocs conjoncturels ayant affecté l'économie marocaine sur la période, notamment la récession liée à la pandémie de 2020. À l'inverse, l'indice de stabilité politique (STAB) affiche la plus faible dispersion relative, cohérente avec la nature lente et peu volatile de ce type d'indicateur institutionnel.

La majorité des variables présentent une asymétrie négative (PIB, CREDIT, CAP, PORT, STAB), tandis que l'inflation (INF) se distingue par une asymétrie positive marquée (1,810), reflétant des pics inflationnistes ponctuels observés en fin de période. Les coefficients d'aplatissement indiquent une distribution leptokurtique pour le PIB et l'inflation (kurtosis respectivement de 8,617 et 5,317), révélant une sensibilité de ces variables aux valeurs extrêmes. Le test de Jarque-Bera confirme le rejet de l'hypothèse de normalité pour le PIB, la

capitalisation boursière, les flux de portefeuille et l'inflation (probabilités inférieures à 5 %), tandis que les autres variables suivent une distribution proche de la normale. Cette non-normalité de certaines séries ne constitue toutefois pas un obstacle à l'application de la méthodologie ARDL, celle-ci ne requérant pas, contrairement à l'approche de Johansen, la normalité des variables elles-mêmes, mais uniquement celle des résidus du modèle estimé.

Avant toute estimation, l'ordre d'intégration de chaque variable a été déterminé à l'aide des tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP), ce dernier permettant de confirmer la robustesse des résultats obtenus par l'ADF, notamment sur un échantillon de taille réduite (21 observations annuelles).

Tableau 3. Résultats des tests de racine unitaire (ADF et PP)

Variable	ADF niveau	ADF diff. 1	PP niveau	PP diff. 1	Ordre d'intégration
PIB	-6,025***	—	-6,015***	—	I(0)
CAP	-3,271**	—	-3,657**	—	I(0)
CREDIT	-2,394	-4,355** ^t	-2,340	-4,369** ^t	I(1)
IDE	-3,284**	—	-3,284**	—	I(0)
PORT	-4,171***	—	-3,532**	—	I(0)
INF	-1,763	-5,697***	-1,772	-5,666***	I(1)
OUV	-1,839	-4,679***	-1,592	-5,572***	I(1)
STAB	-4,325***	—	-4,327***	—	I(0)
DEP	-2,550	-5,578***	-2,554	-5,570***	I(1)

Note : *** significatif à 1 %, ** significatif à 5 %. ^t Test réalisé avec tendance et constante.

Source : élaboré par l'auteurs à partir des sorties EViews.

Les résultats du Tableau 2 montrent que le PIB, la capitalisation boursière (CAP), les IDE, les flux de portefeuille (PORT) et la stabilité politique (STAB) sont stationnaires en niveau, et donc intégrés d'ordre zéro, I(0). En revanche, le crédit privé (CREDIT), l'inflation (INF), l'ouverture commerciale (OUV) et les dépenses publiques (DEP) ne deviennent stationnaires qu'après une différenciation première, et sont donc intégrés d'ordre un, I(1). La concordance systématique entre les tests ADF et PP renforce la fiabilité de ces conclusions. Aucune variable n'étant intégrée d'ordre deux, I(2), la condition préalable à l'application de la méthodologie ARDL en approche des bornes est satisfaite ; cette configuration mixte I(0)/I(1) justifie pleinement le recours à cette méthode plutôt qu'à l'approche de Johansen, en particulier compte tenu de la taille réduite de l'échantillon.

Le nombre de retards optimal a été déterminé à partir d'un modèle VAR non contraint incluant l'ensemble des variables, sur la base des critères d'information usuels (LR, FPE, AIC, SC, HQ).

Tableau 4. Critères de sélection du retard optimal (VAR Lag Order Selection)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-383,3462	NA	886008,2	39,23462	39,68270	39,32209
1	-204,2050	179,1412*	117,5799*	29,42050*	33,90130*	30,29520*

* indique le retard sélectionné par le critère. Source : élaboré par l'auteurs à partir des sorties EViews.

L'ensemble des critères converge de manière unanime vers un retard optimal de 1, résultat cohérent avec la taille réduite de l'échantillon (21 observations annuelles). Ce nombre de retards a donc été retenu comme borne supérieure pour la spécification du modèle ARDL.

Le modèle ARDL a été estimé selon la procédure de sélection automatique fondée sur le critère d'information d'Akaike (AIC), qui a testé 256 combinaisons possibles de retards et retenu la spécification ARDL(1,1,0,1,1,1,0,1), avec le PIB comme variable dépendante.

Tableau 5. F-Bounds Test et t-Bounds Test de cointégration

Test	Statistique	Valeur	I(0) à 5%	I(1) à 5%	I(0) à 1%	I(1) à 1%
F-Bounds Test	F-statistic	17,712	2,22	3,39	2,79	4,10
t-Bounds Test	t-statistic	-5,812	-2,86	-4,72	-3,43	-5,37

$k = 8$ régresseurs ; échantillon = 20 observations. H_0 : absence de relation de niveau (no levels relationship).

Source : élaboré par l'auteurs à partir des sorties EViews.

La statistique F obtenue (17,712) est très largement supérieure à la borne supérieure critique I(1), y compris au seuil de 1 % (4,10), conduisant au rejet net de l'hypothèse nulle d'absence de relation de long terme. Ce résultat est confirmé par le t-Bounds test, dont la statistique (-5,812) dépasse également, en valeur absolue, la borne critique I(1) à 1 % (-5,37). L'existence d'une relation de cointégration entre la croissance économique et l'ensemble des variables explicatives et de contrôle retenues est donc établie de manière robuste, ce qui valide le

recours à un modèle à correction d'erreur (ECM) pour distinguer les dynamiques de court terme et de long terme.

Tableau 6. Estimation ARDL(1,1,0,1,1,1,0,1) — résultats de court terme et de long terme du modèle de croissance économique

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Relation de long terme (Levels Equation)				
CAP	-0,0059	0,0936	-0,063	0,9525
CREDIT	-0,0434	0,1986	-0,218	0,8378
IDE	0,1727	0,6898	0,250	0,8146
PORT	0,9247	0,4546	2,034	0,1117
INF	0,8057	0,5203	1,548	0,1964
OUV	-0,2451***	0,1011	-2,425	0,0723
STAB	0,2533	0,3666	0,691	0,5276
DEP	0,1118	0,5685	0,197	0,8536
C	7,3478	24,0932	0,305	0,7756
Dynamique de court terme (Conditional Error Correction Regression)				
D(CAP)	-0,3235**	0,0954	-3,391	0,0275
D(IDE)	0,9699	0,9024	1,075	0,3430
D(PORT)	-0,1494	0,6060	-0,247	0,8174
D(INF)	-0,3762	0,6138	-0,613	0,5731
D(OUV)	0,1190	0,0937	1,270	0,2730
D(DEP)	-1,6568***	0,6236	-2,657	0,0566
CREDIT (retard 0)	-0,0571	0,2548	-0,224	0,8336
STAB (retard 0)	0,3335	0,4953	0,673	0,5376
Vitesse d'ajustement				
ECT (-1) = PIB(-1)	-1,3165*	0,2265	-5,812	0,0044
Statistiques du modèle				
R ² ajusté	0,8523			
F-statistique (Prob.)	8,310 (0,0269)			
Durbin-Watson	2,354			

Note : * significatif à 1 %, ** à 5 %, *** à 10 %. CREDIT et STAB entrent en niveau contemporain (retard 0, sélection automatique AIC) et ne comportent donc pas de terme différencié. Source : élaboré par l'auteurs à partir des sorties EViews.

La relation de long terme entre le PIB et ses déterminants, telle qu'estimée par le modèle ARDL, s'écrit sous la forme du terme à correction d'erreur suivant :

$$EC_t = \text{PIB}_t - (-0,0059 \text{ CAP}_t - 0,0434 \text{ CREDIT}_t + 0,1727 \text{ IDE}_t + 0,9247 \text{ PORT}_t + 0,8057 \text{ INF}_t - 0,2451 \text{ OUV}_t + 0,2533 \text{ STAB}_t + 0,1118 \text{ DEP}_t)$$

où EC désigne l'écart entre le PIB observé et sa valeur d'équilibre de long terme. C'est ce terme, retardé d'une période, qui constitue la variable $ECT(-1)$ intégrée à la régression de court terme (coefficient de -1,3165, cf. Tableau 5), et dont la significativité confirme l'existence du mécanisme de correction d'erreur.

Sur le long terme, une seule variable ressort statistiquement significative : l'ouverture commerciale (OUV), avec un coefficient négatif de -0,2451, significatif au seuil de 10 %. Une hausse d'un point de l'indice d'ouverture commerciale est ainsi associée, toutes choses égales par ailleurs, à une baisse de 0,245 point de la croissance à long terme. Ce résultat, à première vue contre-intuitif au regard de la théorie standard du commerce international, est néanmoins fréquemment rapporté dans la littérature empirique sur les économies émergentes et en développement : une ouverture commerciale insuffisamment accompagnée par des gains de compétitivité à l'exportation peut accroître la dépendance aux importations, creuser le déficit commercial structurel et exposer l'économie à une plus grande vulnérabilité face aux chocs externes, sans que les bénéfices attendus en matière de transfert technologique et d'efficience productive ne se matérialisent pleinement.

Les autres variables (capitalisation boursière, crédit privé, IDE, flux de portefeuille, inflation, stabilité politique et dépenses publiques), ne présentent pas d'effet significatif à long terme dans le modèle estimé. Ce résultat ne doit pas être interprété comme une absence de rôle économique de ces variables, mais plutôt comme le signe que leur influence, lorsqu'elle existe, se manifeste principalement à court terme plutôt que dans une relation d'équilibre durable. La faible significativité observée peut également être imputée à la puissance statistique limitée inhérente à un échantillon de 21 observations annuelles, contrainte fréquemment rencontrée dans les études ARDL appliquées à des séries temporelles courtes.

À court terme, deux variables exercent un effet statistiquement significatif sur la croissance économique. La capitalisation boursière en différence première, $D(CAP)$, présente un coefficient négatif de -0,3235, significatif au seuil de 5 %, suggérant qu'une hausse immédiate de la capitalisation boursière est associée à un ralentissement transitoire de la croissance. Ce résultat peut refléter une volatilité financière de court terme propre à un marché boursier encore peu profond, où les ajustements de portefeuille et les mouvements spéculatifs ne se traduisent pas nécessairement, dans l'immédiat, par une allocation efficiente du capital vers l'investissement productif.

Les dépenses publiques en différence première, D(DEP), affichent également un coefficient négatif (-1,6568), significatif au seuil de 10 %. Ce résultat peut s'interpréter à la lumière d'un effet d'éviction (crowding-out) de court terme, ou traduire une composition des dépenses publiques encore insuffisamment orientée vers l'investissement productif sur la période considérée. Les autres variables en différence (IDE, PORT, INF, OUV), ainsi que le crédit privé et la stabilité politique entrant en niveau contemporain, ne présentent pas d'effet significatif à court terme.

Le coefficient du terme à correction d'erreur (ECT) est négatif et hautement significatif (-1,3165 ; $p = 0,0044$), confirmant, indépendamment du Bounds Test, l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur et donc d'une relation de cointégration entre les variables. L'ampleur de ce coefficient indique qu'environ 131,7 % du déséquilibre observé au cours d'une période est résorbé au cours de la période suivante : l'ajustement vers l'équilibre de long terme est donc rapide, mais s'opère de façon oscillatoire amortie plutôt que par une convergence monotone et progressive, la valeur absolue du coefficient étant comprise entre 1 et 2. Cette dynamique traduit une économie marocaine capable de corriger rapidement les écarts par rapport à sa trajectoire de croissance de long terme, tout en connaissant, dans l'immédiat suivant un choc, un léger dépassement avant stabilisation cohérent avec la forte volatilité déjà relevée dans les statistiques descriptives du PIB.

Afin de déterminer le sens des relations entre les variables au-delà de la seule cointégration de long terme établie par le Bounds Test, un test de causalité de Granger par paires (Pairwise Granger Causality Test) a été appliqué à l'ensemble des variables du modèle, avec un retard de 1, cohérent avec le retard optimal retenu précédemment. Seules les relations significatives à un seuil inférieur ou égal à 10 % sont présentées dans le Tableau 7 ; le tableau exhaustif des 36 paires testées figure en annexe.

Tableau 7. Relations de causalité de Granger significatives

Hypothèse nulle (H0)	Obs.	F-Statistic	Prob.	Décision
PIB does not Granger Cause CREDIT	20	3,495	0,0789*	Rejetée : PIB → CREDIT
CAP does not Granger Cause CREDIT	20	10,471	0,0049***	Rejetée : CAP → CREDIT
IDE does not Granger Cause DEP	20	11,687	0,0033***	Rejetée : IDE → DEP
DEP does not Granger Cause STAB	20	3,594	0,0751*	Rejetée : DEP → STAB

*Note : *** significatif à 1 %, * significatif à 10 %. Seules les relations significatives sont présentées ; le tableau complet des 36 paires testées figure en Annexe 1. Source : élaboré par l'auteurs à partir des sorties EViews.*

Le résultat le plus notable de ce test est l'absence totale de causalité de Granger, dans un sens comme dans l'autre, entre le PIB et les variables financières explicatives (CAP, CREDIT, IDE, PORT) à un retard d'un an, à l'exception d'une causalité inverse significative de la croissance vers le crédit privé ($F = 3,495$; $p = 0,079$). Ce résultat suggère une dynamique de type « demand-following » (Patrick, 1966), où le développement du crédit bancaire marocain répond davantage à la croissance économique qu'il ne la précède, plutôt qu'une dynamique « supply-leading » telle que postulée par H2. Ce constat ne contredit pas pour autant la relation de cointégration de long terme établie par le Bounds Test : la causalité de Granger évalue une prédictibilité de court terme à un horizon fixe, tandis que le test des bornes capture une relation d'équilibre de long terme ; les deux résultats ne sont donc pas mutuellement exclusifs, mais renvoient à des échelles temporelles différentes.

Par ailleurs, deux relations de causalité indirecte méritent d'être soulignées. D'une part, la capitalisation boursière cause significativement le crédit privé ($F = 10,471$; $p = 0,005$), révélant une complémentarité entre les deux piliers du système financier marocain, pertinente au regard de H3. D'autre part, les IDE causent significativement les dépenses publiques ($F = 11,687$; $p = 0,003$), ce qui peut traduire un effet d'accompagnement budgétaire de l'investissement étranger, par exemple via le financement d'infrastructures ou les recettes fiscales générées. Enfin, une causalité des dépenses publiques vers la stabilité politique est également détectée ($F = 3,594$; $p = 0,075$). Ces relations, bien qu'extérieures au lien direct avec la croissance, dessinent des canaux de transmission indirects entre les sphères financière, budgétaire et institutionnelle de l'économie marocaine.

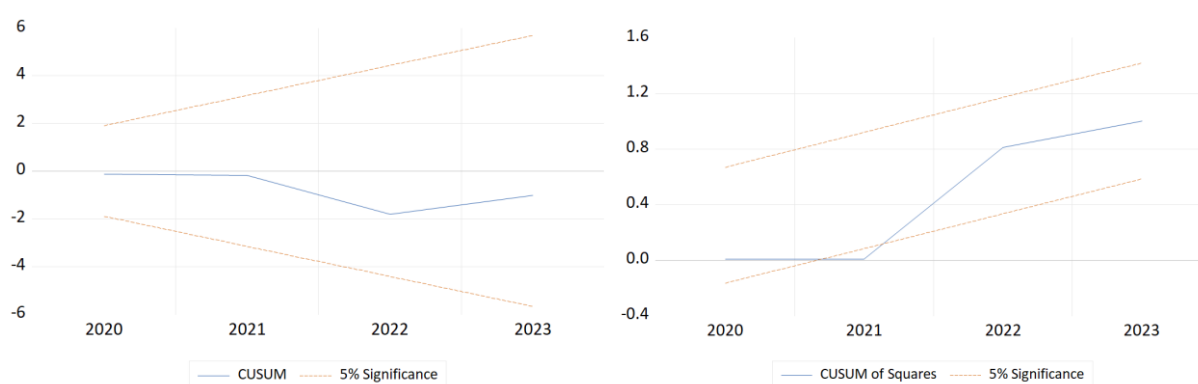
La validité statistique du modèle a été vérifiée à l'aide de quatre tests de diagnostic portant sur les résidus, complétés par les tests de stabilité structurelle CUSUM et CUSUM of Squares.

Tableau 8. Tests de diagnostic du modèle ARDL

Test	Statistique	Valeur	Prob.	Décision
Normalité	Jarque-Bera	1,256	0,534	Résidus normaux
Hétéroscédasticité (Breusch-Pagan-Godfrey)	F-statistic	0,313	0,956	Homoscédasticité
Forme fonctionnelle (Ramsey RESET)	F-statistic	3,389	0,163	Spécification adéquate
Autocorrélation (Breusch-Godfrey)	F-statistic	0,775	0,564	Absence d'autocorrélation

Note : la statistique F du test de Breusch-Godfrey est privilégiée à la statistique du Chi² ($Obs \times R^2$, Prob. = 0,0127), cette dernière étant connue pour sur-rejeter l'hypothèse nulle sur de très petits échantillons. Ce choix est corroboré par la statistique de Durbin-Watson du modèle ARDL (2,354), proche de 2. Source : élaboré par l'auteurs à partir des sorties EViews.

L'ensemble des tests de diagnostic confirme la robustesse statistique du modèle retenu. Le test de Jarque-Bera valide l'hypothèse de normalité des résidus ($p = 0,534$). Le test de Breusch-Pagan-Godfrey confirme l'homoscédasticité des résidus ($p = 0,956$). Le test RESET de Ramsey atteste de l'adéquation de la forme fonctionnelle linéaire retenue ($p = 0,163$). Enfin, sur la base de la statistique F, plus fiable sur un échantillon de taille réduite, le test de Breusch-Godfrey ne détecte pas d'autocorrélation significative des résidus ($p = 0,564$).

Figure 2 : Tests de stabilité structurelle CUSUM et CUSUM of Squares**Source : sortie EViews**

Les tests de stabilité structurelle CUSUM et CUSUM of Squares, appliqués aux résidus récurrents du modèle, confirment par ailleurs la stabilité des coefficients estimés sur l'ensemble de la période étudiée : dans les deux cas, la courbe cumulée demeure à l'intérieur des bornes critiques au seuil de significativité de 5 %, sans dépassement observé. Ce résultat valide l'absence de rupture structurelle dans la relation entre la croissance économique et ses déterminants sur la période 2003-2023, et confirme la fiabilité du modèle ARDL retenu pour l'analyse.

.

5. CONCLUSION

Ce travail examine la relation entre les flux financiers, le développement financier et la croissance économique au Maroc sur la période 2003-2023, à l'aide d'un modèle ARDL à correction d'erreur, rendu nécessaire par un mélange de variables $I(0)$ et $I(1)$ qui exclut le recours à la cointégration de Johansen. Le test des bornes confirme l'existence d'une relation de long terme (F-statistique de 17,712) et le terme à correction d'erreur, négatif et significatif (-1,3165 ; $p = 0,0044$), indique un retour rapide à l'équilibre après un choc. Ce résultat méthodologique solide contraste toutefois avec la faiblesse des résultats économiques individuels : aucune des quatre variables financières testées (capitalisation boursière, crédit privé, IDE, flux de portefeuille) ne ressort comme déterminant significatif de la croissance à long terme. Seule l'ouverture commerciale exerce un effet significatif, et négatif. À court terme, la capitalisation boursière et les dépenses publiques affichent un coefficient négatif et significatif, et le test de causalité de Granger révèle une causalité allant de la croissance vers le crédit privé, non l'inverse, conforme à la dynamique « demand-following » de Patrick (1966) plutôt qu'à la thèse « supply-leading » de la libéralisation financière. Les tests de diagnostic et de stabilité structurelle valident la robustesse du modèle, ce qui indique que ces résultats reflètent une réalité économique plutôt qu'un défaut de spécification : au Maroc, la croissance semble précéder l'approfondissement financier plutôt qu'elle n'en découle, une lecture qui rejoint le paradoxe de Lucas (1990) sur l'absence de conditions d'absorption suffisantes des capitaux.

Ces résultats appellent trois recommandations. D'abord, orienter les réformes financières vers la qualité de l'intermédiation plutôt que vers son volume (base d'investisseurs institutionnels, instruments de financement long terme, réorientation du crédit vers l'investissement productif), puisque l'expansion quantitative du système financier ne suffit pas à générer de la croissance additionnelle. Ensuite, articuler plus étroitement ouverture commerciale et stratégie industrielle (montée en gamme des exportations, réduction de la dépendance aux importations stratégiques, renforcement de la compétitivité), l'effet négatif de l'ouverture commerciale étant le résultat le plus robuste de l'étude. Enfin, renforcer la supervision macroprudentielle et la liquidité du marché boursier pour limiter la volatilité de court terme et améliorer la transmission des ressources financières vers l'économie réelle.

Quatre limites bornent toutefois la portée de ces conclusions. La taille de l'échantillon (21 observations annuelles) reste la contrainte la plus structurante, limitant la puissance des tests individuels et imposant un nombre de retards restreint. La spécification teste des effets directs et linéaires alors que la littérature récente souligne le caractère souvent conditionnel de cette relation, si bien que les hypothèses H3 et H4 n'ont été testées que partiellement, faute de termes d'interaction ou de modèle à seuil. La qualité institutionnelle n'est représentée que par la stabilité politique, alors que d'autres dimensions (efficacité gouvernementale, État de droit, contrôle de la corruption) pourraient jouer un rôle distinct. Enfin, le test de causalité de Granger repose sur un unique retard, insuffisant pour explorer des relations à plus long horizon.

Ces limites ouvrent plusieurs prolongements : l'introduction de termes d'interaction explicites ou l'estimation d'un modèle ARDL non linéaire pour tester les effets conditionnels ; la désagrégation des IDE par type de flux pour révéler des effets hétérogènes ; un test de causalité de Toda-Yamamoto, plus robuste au mélange d'ordres d'intégration ; et l'extension de l'analyse à d'autres dimensions institutionnelles ainsi qu'à la relation entre développement financier et croissance verte, afin de situer le cas marocain dans les débats les plus récents de la littérature.

BIBLIOGRAPHIE

- Abaidoo, R., & Agyapong, E. K. (2026). Institutional framework, macroeconomic instability and financial markets : Perspective from emerging economies. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 42(1), 198-217. <https://doi.org/10.1108/JEAS-08-2023-0214>
- Agosin, M. R., & Machado, R. (2005). Foreign Investment in Developing Countries : Does it Crowd in Domestic Investment? *Oxford Development Studies*, 33(2), 149-162. <https://doi.org/10.1080/13600810500137749>
- Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S., & Sayek, S. (2004). FDI and economic growth : The role of local financial markets. *Journal of International Economics*, 64(1), 89-112. <https://ideas.repec.org/a/eee/inecon/v64y2004i1p89-112.html>
- Arcand, J. L., Berkes, E., & Panizza, U. (2015). Too much finance? *Journal of Economic Growth*, 20(2), 105-148. <https://doi.org/10.1007/s10887-015-9115-2>
- Arcand, J.-L., Berkes, E., & Panizza, U. (2015). Too much finance? *Journal of Economic Growth*, 20(2), 105-148. https://econpapers.repec.org/article/kapjecgro/v_3a20_3ay_3a2015_3ai_3a2_3ap_3a105-148.htm
- Balasubramanyam, V. N., Salisu, M., & Sapsford, D. (1996). Foreign Direct Investment and Growth in EP and is Countries. *The Economic Journal*, 106(434), 92. <https://doi.org/10.2307/2234933>
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (1995). *Technological Diffusion, Convergence, and Growth* (No. W5151; p. w5151). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w5151>
- Benbouziane, M., & Benamar, A. (2010). Could GCC Countries Achieve an Optimal Currency Area? *Middle East Development Journal*, 2(2), 203-227. <https://doi.org/10.1142/S179381201000023X>
- 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. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00049-6](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00049-6)

- Bui, N. T., & Thi Doan, T.-T. (2025). Analysis of the impacts of financial development on green growth : How does institutional quality matter? *Asia and the Global Economy*, 5(2), 100111. <https://doi.org/10.1016/j.aglobe.2025.100111>
- Cecchetti, S. G., & Kharroubi, E. (2012). *Reassessing the impact of finance on growth*.
- De Mello, L. R. (1997). Foreign direct investment in developing countries and growth : A selective survey. *Journal of Development Studies*, 34(1), 1-34. <https://doi.org/10.1080/00220389708422501>
- Deléchat, C., Ramirez, G., Wagh, S., & Wakeman-Linn, J. (2010). How Global Financial Markets Affect Sub-Saharan Africa. *IMF Staff Papers*, 57(1), 172-208. <https://doi.org/10.1057/imfsp.2009.29>
- Ding, G., Xiong, Y., & Wang, Y. (2024). Moderating effect of digital governance and eco-policy stringency in realizing natural resources-growth nexus : Role of financial development and FDI in G20 countries. *Resources Policy*, 92, 104976. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104976>
- Durham, J. B. (2004). Absorptive capacity and the effects of foreign direct investment and equity foreign portfolio investment on economic growth. *European Economic Review*, 48(2), 285-306. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(02\)00264-7](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(02)00264-7)
- Ehigiamusoe, K. U., & Lean, H. H. (2019). Foreign Capital Inflows and Economic Growth in Nigeria : Any Nexus? *Journal of African Business*, 20(4), 455-471. <https://doi.org/10.1080/15228916.2019.1581010>
- Farzam, Z., & Dhume-Shinkre, P. (2026). Impact of greenfield FDI, M&A, FPI, and institutional quality on financial development dimensions : Exploring depth, access and efficiency. *Studies in Economics and Finance*, 43(1), 203-223. <https://doi.org/10.1108/SEF-05-2025-0309>
- Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485-512. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90027-D](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90027-D)
- Frost, J., Gambacorta, L., Huang, Y., Shin, H. S., & Zbinden, P. (2019). BigTech and the changing structure of financial intermediation. *Economic Policy*, 34(100), 761-799. <https://ideas.repec.org/a/oup/ecpoli/v34y2019i100p761-799..html>

- Gazdar, K., & Cherif, M. (2015). Institutions and the finance–growth nexus : Empirical evidence from MENA countries. *Borsa Istanbul Review*, 15(3), 137-160. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2015.06.001>
- Gossel, S. J., & Biekpe, N. (2014). Economic growth, trade and capital flows : A causal analysis of post-liberalised South Africa. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 23(6), 815-836. <https://doi.org/10.1080/09638199.2013.786118>
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Grossman, G. M., & Helpman, E. (1993). *Innovation and Growth in the Global Economy*. MIT Press. <https://mitpress.mit.edu/9780262570978/innovation-and-growth-in-the-global-economy/>
- Ibrahim, M., & Alagidede, P. (2018). Effect of financial development on economic growth in sub-Saharan Africa. *Journal of Policy Modeling*, 40(6), 1104-1125. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2018.08.001>
- Khan, I., Xue, J., Zaman, S., & Mehmood, Z. (2023). Nexus Between FDI, Economic Growth, Industrialization, and Employment Opportunities : Empirical Evidence from Pakistan. *Journal of the Knowledge Economy*, 14(3), 3153-3175. <https://doi.org/10.1007/s13132-022-01006-w>
- Khan, M. S., & Senhadji, A. S. (2001). *Threshold Effects in the Relationship Between Inflation and Growth*.
- Kose, M. A., Prasad, E. S., & Terrones, M. E. (2009). Does financial globalization promote risk sharing? *Journal of Development Economics*, 89(2), 258-270. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.09.001>
- Levine, R. (1997). *Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda*. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-1678>
- Li, F., Ouyang, S., & Chen, V. (2025). International capital flows, financial development, and economic growth fluctuations. *International Review of Financial Analysis*, 102, 104125. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2025.104125>
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)

- McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Brookings Institution.
- Mensah, B. D., Tweneboah, G., Asongu, S., & Tagbator, T. E. (2025). Growth effects of FDI inflows, financial development and institutional quality in emerging economies : A panel quantile regression approach. *Journal of Financial Economic Policy*, 17(5), 661-679. <https://doi.org/10.1108/JFEP-08-2024-0220>
- Osei, M. J., & Kim, J. (2020). Foreign direct investment and economic growth : Is more financial development better? *Economic Modelling*, 93, 154-161. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.07.009>
- Patra, B., & Sethi, N. (2024). Financial development and growth nexus in Asian countries : Mediating role of FDI, foreign aid and trade. *International Journal of Social Economics*, 51(5), 623-640. <https://doi.org/10.1108/IJSE-09-2022-0587>
- Patrick, H. T. (1966). Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries. *Economic Development and Cultural Change*, 14(2), 174-189. <https://doi.org/10.1086/450153>
- 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* (No. W22476; p. w22476). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w22476>
- Prasad, E., Rajan, R., & Subramanian, A. (2007). Foreign Capital and Economic Growth. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2007(1), 153-230. <https://doi.org/10.1353/eca.2007.0016>
- Reisen, H., & Soto, M. (2001). Which Types of Capital Inflows Foster Developing-Country Growth? *International Finance*, 4(1), 1-14. <https://doi.org/10.1111/1468-2362.00063>
- Rodrik, D. (2007). *One Economics, Many Recipes : Globalization, Institutions, and Economic Growth*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400829354>
- Romer, P. M. (1990). *Endogenous Technological Change*.
- Sakyi, D., Villaverde, J., & Maza, A. (2015). Trade openness, income levels, and economic growth : The case of developing countries, 1970–2009. *The Journal of*

International Trade & Economic Development, 24(6), 860-882.

<https://doi.org/10.1080/09638199.2014.971422>

- Seetanah, B. (2009). The Economic Importance of Education : Evidence from Africa Using Dynamic Panel Data Analysis. *Journal of Applied Economics*, 12(1), 137-157. [https://doi.org/10.1016/S1514-0326\(09\)60009-X](https://doi.org/10.1016/S1514-0326(09)60009-X)
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Stulz, R. M. (2005). The Limits of Financial Globalization. *The Journal of Finance*, 60(4), 1595-1638. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00775.x>
- Ullah, W., Zubir, A. S. M., & Ariff, A. M. (2024). Exploring the moderating effect of regulatory quality on the relationship between financial development and economic growth/economic volatility for developed and developing countries. *Borsa Istanbul Review*, 24(5), 934-944. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2024.04.015>
- Vo, D. T. H., Phan, C. T., Pham, Q. M., Pham, H., & Vo, T. T. (2026). Institutional quality, financial development, and economic growth : Drivers of environmental innovation across emerging and advanced markets. *Research in Globalization*, 12, 100347. <https://doi.org/10.1016/j.resglo.2026.100347>

Annexe 1. Résultats complets du test de causalité de Granger (36 paires)

Le tableau ci-dessous présente l'intégralité des résultats du test de causalité de Granger par paires, à un retard de 1, sur l'échantillon 2003-2023 (20 observations après ajustement).

Hypothèse nulle (H0)	Obs.	F-Statistic	Prob.
CAP does not Granger Cause PIB	20	1,5439	0,2309
PIB does not Granger Cause CAP		0,4801	0,4977
CREDIT does not Granger Cause PIB	20	1,6274	0,2192
PIB does not Granger Cause CREDIT		3,4952	0,0789
IDE does not Granger Cause PIB	20	1,8058	0,1967
PIB does not Granger Cause IDE		0,2700	0,6101
PORT does not Granger Cause PIB	20	0,6702	0,4243
PIB does not Granger Cause PORT		0,0230	0,8814
INF does not Granger Cause PIB	20	0,2894	0,5976
PIB does not Granger Cause INF		0,3697	0,5512
OUV does not Granger Cause PIB	20	1,1747	0,2936
PIB does not Granger Cause OUV		0,2239	0,6421
STAB does not Granger Cause PIB	20	0,0648	0,8021
PIB does not Granger Cause STAB		0,1527	0,7009
DEP does not Granger Cause PIB	20	0,2515	0,6224
PIB does not Granger Cause DEP		0,8337	0,3740
CREDIT does not Granger Cause CAP	20	1,1394	0,3007
CAP does not Granger Cause CREDIT		10,4707	0,0049
IDE does not Granger Cause CAP	20	0,7348	0,4033
CAP does not Granger Cause IDE		0,0030	0,9568
PORT does not Granger Cause CAP	20	0,0159	0,9010
CAP does not Granger Cause PORT		0,2338	0,6349
INF does not Granger Cause CAP	20	0,0846	0,7747
CAP does not Granger Cause INF		0,0107	0,9188
OUV does not Granger Cause CAP	20	0,9786	0,3364
CAP does not Granger Cause OUV		1,7518	0,2032
STAB does not Granger Cause CAP	20	0,3495	0,5622
CAP does not Granger Cause STAB		0,1365	0,7163
DEP does not Granger Cause CAP	20	0,7739	0,3913
CAP does not Granger Cause DEP		0,9992	0,3315
IDE does not Granger Cause CREDIT	20	0,4813	0,4972
CREDIT does not Granger Cause IDE		0,1002	0,7554
PORT does not Granger Cause CREDIT	20	1,1599	0,2965
CREDIT does not Granger Cause PORT		0,4012	0,5349
INF does not Granger Cause CREDIT	20	0,3828	0,5443
CREDIT does not Granger Cause INF		0,0364	0,8510
OUV does not Granger Cause CREDIT	20	0,1167	0,7368
CREDIT does not Granger Cause OUV		0,7453	0,4000
STAB does not Granger Cause CREDIT	20	0,0183	0,8941
CREDIT does not Granger Cause STAB		1,0415	0,3218
DEP does not Granger Cause CREDIT	20	1,5441	0,2309
CREDIT does not Granger Cause DEP		0,5135	0,4834

PORT does not Granger Cause IDE	20	0,4872	0,4946
IDE does not Granger Cause PORT		0,5226	0,4796
INF does not Granger Cause IDE	20	1,7765	0,2002
IDE does not Granger Cause INF		0,2771	0,6054
OUV does not Granger Cause IDE	20	0,8442	0,3711
IDE does not Granger Cause OUV		1,5337	0,2324
STAB does not Granger Cause IDE	20	2,3799	0,1413
IDE does not Granger Cause STAB		0,5686	0,4611
DEP does not Granger Cause IDE	20	0,3555	0,5589
IDE does not Granger Cause DEP		11,6869	0,0033
INF does not Granger Cause PORT	20	1,3934	0,2541
PORT does not Granger Cause INF		0,0341	0,8556
OUV does not Granger Cause PORT	20	2,0743	0,1680
PORT does not Granger Cause OUV		0,6595	0,4280
STAB does not Granger Cause PORT	20	2,8314	0,1107
PORT does not Granger Cause STAB		2,0222	0,1731
DEP does not Granger Cause PORT	20	0,2040	0,6572
PORT does not Granger Cause DEP		0,3643	0,5541
OUV does not Granger Cause INF	20	0,6116	0,4450
INF does not Granger Cause OUV		0,2895	0,5975
STAB does not Granger Cause INF	20	1,0624	0,3171
INF does not Granger Cause STAB		0,1848	0,6727
DEP does not Granger Cause INF	20	1,8371	0,1930
INF does not Granger Cause DEP		0,1748	0,6811
STAB does not Granger Cause OUV	20	0,4650	0,5045
OUV does not Granger Cause STAB		1,1595	0,2966
DEP does not Granger Cause OUV	20	0,4763	0,4994
OUV does not Granger Cause DEP		0,2346	0,6343
DEP does not Granger Cause STAB	20	3,5945	0,0751
STAB does not Granger Cause DEP		0,5726	0,4596

Note : les lignes en gras indiquent les relations significatives à un seuil $\leq 10\%$. Échantillon : 2003-2023, 20 observations, 1 retard. Source : élaboré par l'auteurs à partir des sorties EViews.