

Transmission du taux directeur de Bank Al-Maghrib aux taux débiteurs bancaires : degré, vitesse et asymétrie (2010-2025)

Pass-through of Bank Al-Maghrib policy rate to bank lending rates: degree, speed and asymmetry (2010-2025)

Ayoub SAIDI, (Doctorant)

*Laboratoire de recherche en sciences de gestion des organisations
Ecole Nationale de Commerce et de Gestion
Université Ibn Tofail Kénitra, Maroc*

Ahlam QAFAS, (Enseignant chercheur)

*Laboratoire de recherche en sciences de gestion des organisations
Ecole Nationale de Commerce et de Gestion
Université Ibn Tofail Kénitra, Maroc*

Adresse de correspondance :	École nationale de commerce et de gestion, Campus universitaire B.P. : 1420, 14000 Kénitra
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude. Ils assument l'entière responsabilité de tout éventuel plagiat, de l'usage de l'intelligence artificielle dans la rédaction, ainsi que des résultats présentés dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	SAIDI, A., & QAFAS, A. (2026). Transmission du taux directeur de Bank Al-Maghrib aux taux débiteurs bancaires : degré, vitesse et asymétrie (2010-2025). <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 7(3), 308–326. https://doi.org/10.5281/zenodo.18842920
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics - IJAFAME

ISSN: 2658-8455

Volume 7, Issue 03 (2026)

Transmission du taux directeur de Bank Al-Maghrib aux taux débiteurs bancaires : degré, vitesse et asymétrie (2010-2025)

Résumé

Cet article examine la transmission du taux directeur de Bank Al-Maghrib (BAM) aux taux débiteurs pratiqués par les banques commerciales marocaines sur la période 2010-2025. À travers un modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag) et sa variante non linéaire NARDL, nous estimons le degré, la vitesse et la symétrie du pass-through des taux d'intérêt dans le contexte marocain. Le bounds test de Pesaran confirme l'existence d'une relation de cointégration entre les deux variables. Le pass-through de long terme indique une transmission surcomplète du taux directeur vers les taux débiteurs. Le terme de correction d'erreur suggère un ajustement modéré, avec une demi-vie d'environ six mois. L'estimation NARDL révèle une asymétrie significative : le pass-through des baisses du taux directeur dépasse celui des hausses, un résultat contre-intuitif qui contredit la thèse classique de rigidité à la baisse et qui pourrait refléter une dynamique concurrentielle spécifique au marché bancaire marocain.

Mots-clés : Transmission monétaire ; Taux directeur ; Taux débiteurs ; Pass-through ; ARDL ; NARDL ; Asymétrie ; Bank Al-Maghrib ; Maroc.

Classification JEL : E43, E52, E58, G21.

Type du papier : Recherche empirique

Abstract

This paper investigates the pass-through of Bank Al-Maghrib's (BAM) policy rate to commercial bank lending rates in Morocco over the period 2010-2025, using quarterly data. An ARDL bounds testing approach and its nonlinear extension NARDL are employed to estimate the degree, speed, and symmetry of interest rate transmission. The Pesaran bounds test confirms a cointegrating relationship. The long-run pass-through indicates over-complete transmission, while the error correction term implies moderate adjustment speed with a half-life of approximately six months. NARDL estimation reveals significant asymmetry: the pass-through of policy rate decreases exceeds that of increases. This counterintuitive finding challenges the conventional downward-rigidity hypothesis and appears to reflect competitive dynamics specific to the Moroccan banking market, echoing recent evidence from Colombia and Latin America.

Keywords: Monetary transmission; Policy rate; Lending rates; Pass-through; ARDL; NARDL; Asymmetry; Bank Al-Maghrib; Morocco.

JEL Classification: E43, E52, E58, G21.

Type of paper: Empirical research

1. Introduction

Le pass-through des taux d'intérêt — c'est-à-dire le degré auquel les décisions de taux directeur de la banque centrale se répercutent sur les taux débiteurs des banques commerciales — constitue le premier maillon du mécanisme de transmission monétaire (Mishkin, 1995, 1996 ; Gregor et al., 2019). Lorsque ce maillon fonctionne mal, l'efficacité de la politique monétaire s'en trouve affaiblie. Ce problème se pose avec une acuité particulière dans les économies émergentes, où la concentration bancaire, le faible développement des marchés de capitaux et les frictions informationnelles créent un terrain propice à un pass-through incomplet et potentiellement asymétrique (Cottarelli et Kourelis, 1994 ; Oyadeyi, 2023).

Au Maroc, cette problématique a pris une dimension très concrète avec le cycle monétaire récent. Après plus d'une décennie de stabilité, Bank Al-Maghrib (BAM) a procédé entre septembre 2022 et mars 2023 à trois hausses consécutives de son taux directeur, le portant de 1,5% à 3%. Puis, à partir de juin 2024, trois baisses successives ont ramené le taux à 2,25%. Or, les observations de BAM révèlent un décalage significatif : depuis juin 2024, les taux débiteurs n'ont reculé que de 58 points de base face à une baisse de 75 points de base du taux directeur. Ce décalage de 17 points de base soulève un véritable puzzle empirique : dans quelle mesure traduit-il un comportement systématique de marge des banques marocaines, ou un simple délai d'ajustement ? Et quelles en sont les implications pour l'efficacité de la politique monétaire dans un contexte où le marché bancaire est dominé par trois groupes détenant plus de 60% des actifs ?

La littérature internationale situe le pass-through moyen de long terme autour de 0,8-0,9 (Gregor et al., 2019), avec une hétérogénéité considérable. Le Maroc s'inscrit-il dans ce schéma d'un pass-through incomplet et lent, comme au Nigeria (Jibrilla et Balami, 2022), en Inde (Chattopadhyay et Mitra, 2023) ou en Indonésie (Hasanah, 2018) ? Ou bien présente-t-il un profil atypique, comme le Brésil où Divino et Haraguchi (2022) documentent une sur-transmission, ou la Colombie où Galindo et Steiner (2020) trouvent une rigidité à la hausse plutôt qu'à la baisse ? L'absence totale d'études économétriques sur le pass-through vers les taux débiteurs marocains — un vide que confirme notre synthèse bibliométrique — empêche de répondre à ces questions.

Le présent article vise à combler cette lacune. Sa contribution est triple. D'abord, il fournit la première estimation économétrique du pass-through vers les taux débiteurs au Maroc, comblant un vide empirique dans la littérature. Ensuite, il mobilise conjointement l'approche ARDL (Pesaran et al., 2001) et sa variante NARDL (Shin et al., 2014) pour tester formellement l'asymétrie hausse/baisse. Enfin, il exploite un échantillon couvrant le cycle complet 2010-2025, offrant un terrain quasi expérimental pour éclairer la conduite de la politique monétaire. Notre approche vise à répondre à trois questions : (i) Le taux directeur de BAM et les taux débiteurs bancaires entretiennent-ils une relation de long terme, et si oui, la transmission est-elle complète ou partielle ? (ii) Existe-t-il une asymétrie dans la répercussion des hausses et des baisses du taux directeur ? (iii) À quelle vitesse les déséquilibres de court terme sont-ils résorbés ?

Pour répondre à ces questions, l'article déploie une démarche en six temps. La section 2 ancre l'analyse dans le cadre théorique du pass-through et passe en revue les évidences empiriques récentes dans les économies émergentes, en s'attardant sur les déterminants structurels qui font du Maroc un cas d'étude singulier ; elle aboutit à la formulation d'anticipations précises sur le degré, la vitesse et le sens de l'asymétrie attendue. La section 3 décrit les données trimestrielles mobilisées et justifie le choix de la stratégie ARDL/NARDL au regard des contraintes de l'échantillon et de la nature des questions posées. La section 4 expose les résultats de manière factuelle, des tests de stationnarité jusqu'à la décomposition asymétrique, en laissant les chiffres parler d'eux-mêmes. La section 5 ouvre la discussion : elle confronte nos estimations à la

littérature internationale, en explore les mécanismes économiques sous-jacents et en tire les implications pour la conduite de la politique monétaire. La section 6 conclut en synthétisant les apports, en identifiant les limites et en traçant les voies d'approfondissement.

2. Revue de littérature

2.1. Cadre théorique : le canal du taux d'intérêt

Le canal du taux d'intérêt est le mécanisme le plus direct par lequel la politique monétaire affecte l'économie réelle. Dans le schéma classique formalisé par Mishkin (1995, 1996), une hausse du taux directeur augmente le coût de refinancement des banques, qui le répercutent sur leurs taux débiteurs, ce qui réduit l'investissement et la consommation. La chaîne paraît linéaire et proportionnelle. En réalité, plusieurs facteurs viennent altérer, retarder ou déformer cette transmission.

Cottarelli et Kourelis (1994) furent parmi les premiers à documenter systématiquement ces facteurs dans les économies en développement. Leur étude pionnière sur un panel de 31 pays identifie la concentration bancaire, les barrières à l'entrée, le degré de libéralisation financière et la volatilité des taux du marché monétaire comme déterminants clés du pass-through. Trois décennies plus tard, leur intuition reste pertinente : dans un marché bancaire oligopolistique, les banques disposent d'un pouvoir de marché qui leur permet d'absorber partiellement les variations du taux directeur sans les transmettre intégralement.

La théorie prédit également des asymétries. Deux hypothèses s'affrontent. D'un côté, l'hypothèse de réaction adverse de la clientèle (Stiglitz et Weiss, 1981) suggère que les banques hésitent à relever brusquement leurs taux de peur de sélectionner des emprunteurs plus risqués — d'où une rigidité à la hausse. De l'autre, l'hypothèse de collusion (Hannan et Berger, 1991) prédit l'inverse : les banques seraient plus promptes à augmenter leurs taux qu'à les réduire, protégeant ainsi leurs marges. Laquelle de ces forces domine dépend de la structure concurrentielle du marché considéré.

La règle de Taylor (1993), souvent invoquée en arrière-plan, établit que le taux directeur devrait répondre systématiquement à l'écart d'inflation et à l'output gap. Dans la mesure où les agents économiques anticipent ces réactions, une partie de la transmission peut s'opérer par le canal des anticipations, avant même que la décision de politique monétaire ne soit officiellement prise. Cet effet d'anticipation, documenté par Divino et Haraguchi (2022) au Brésil, complique l'estimation du pass-through puisqu'une partie de la transmission est déjà intégrée dans les taux avant le changement du taux directeur.

Enfin, la méta-analyse de Gregor et al. (2019), portant sur 54 études et couvrant aussi bien des économies avancées qu'émergentes, établit un pass-through moyen de long terme d'environ 0,8-0,9. Les auteurs montrent que la profondeur des marchés de capitaux renforce la transmission, tandis que l'indépendance de la banque centrale exerce un effet non linéaire : passer d'un très faible niveau d'indépendance à un niveau modéré peut temporairement affaiblir le pass-through, alors que le renforcer davantage à partir d'un niveau élevé tend à l'améliorer.

2.2. Evidences empiriques dans les économies émergentes

La littérature empirique s'est considérablement enrichie au cours de la dernière décennie, grâce notamment à la diffusion des modèles ARDL et NARDL. Les résultats convergent sur un constat fondamental : le pass-through est généralement incomplet et lent, mais sa forme et son ampleur varient selon le contexte institutionnel. Plutôt que de dresser un inventaire par pays, nous organisons cette revue autour des mécanismes théoriques identifiés dans la section précédente, en montrant comment chaque étude empirique les éclaire. Le Tableau 1 synthétise les principaux résultats.

Le pouvoir de marché bancaire, identifié par Cottarelli et Kourelis (1994) comme le premier déterminant du pass-through incomplet, trouve une illustration particulièrement nette dans les travaux sur l'Afrique et l'Amérique latine. Au Nigeria, Jibrilla et Balami (2022) appliquent un modèle de cointégration à seuil (TAR/MTAR) et mettent en évidence une rigidité à la hausse des taux débiteurs : les banques nigérianes transmettent plus fidèlement les baisses du taux directeur que ses hausses, un schéma cohérent avec l'hypothèse de réaction adverse de Stiglitz et Weiss (1981) selon laquelle les banques, en position de force dans un marché concentré, limitent volontairement la hausse de leurs taux pour ne pas sélectionner des emprunteurs plus risqués. Au Brésil, Divino et Haraguchi (2022) documentent un phénomène distinct mais tout aussi révélateur du pouvoir de marché : un pass-through sur-proportionnel pour les produits à marge élevée. Les banques brésiliennes, loin d'absorber les variations du taux directeur, les amplifient — un comportement de marge amplificatrice que les auteurs attribuent à la capacité des grands établissements, en position dominante, d'ajuster leurs marges au-delà de la simple répercussion du coût de refinancement. Comme nous le verrons, nos estimations pour le Maroc révèlent un pass-through de long terme également supérieur à l'unité (1,23), bien que le mécanisme sous-jacent s'avère plus complexe une fois l'asymétrie prise en compte.

La question de l'asymétrie, au cœur du débat entre Stiglitz et Weiss (1981) et Hannan et Berger (1991), reçoit des réponses nuancées selon les contextes. En Colombie, Galindo et Steiner (2020) étudient la transmission par NARDL et trouvent un pass-through quasi complet en données agrégées, mais révèlent une asymétrie significative lorsqu'ils désagrègent par type de crédit : les taux de détail répondent davantage aux baisses qu'aux hausses, un résultat favorable à l'hypothèse de réaction adverse plutôt qu'à celle de collusion. Otero et al. (2024) élargissent cette perspective à quatre économies latino-américaines sous régime de ciblage d'inflation et confirment que l'asymétrie varie selon le segment de crédit — les crédits commerciaux s'ajustant davantage en phase de baisse, tandis que les crédits hypothécaires affichent une plus grande rigidité — suggérant que la structure concurrentielle de chaque segment conditionne la forme de la transmission, conformément au cadre théorique de Cottarelli et Kourelis (1994). Leigh et Xu (2025) complètent ce tableau pour le Brésil en documentant une hétérogénéité marquée du pass-through selon les produits bancaires, avec un coefficient moyen autour de 0,70, sensible à la taille de l'établissement et au degré de concurrence locale.

Le rôle de la structure bilantaire et des anticipations, souligné par Mishkin (1995, 1996) dans son analyse des canaux de transmission, est mis en lumière par les études asiatiques. En Thaïlande, Lertsomphol (2021) montre que le pass-through s'affaiblit en période de crise, lorsque les ratios de capitalisation sont faibles et les NPL importants : les banques, fragilisées, deviennent plus prudentes dans l'ajustement de leurs taux, privilégiant la reconstitution de leurs marges. Ce résultat illustre comment les contraintes bilantaires peuvent dominer le signal de la politique monétaire, un mécanisme théorisé par Cottarelli et Kourelis (1994). En Chine, Li et Liu (2019) étudient l'effet de la libéralisation des taux d'intérêt et montrent que la suppression des plafonds réglementaires a amélioré le pass-through, confirmant que les distorsions réglementaires affaiblissent la transmission. Li et al. (2021) prolongent cette analyse en appliquant un NARDL et trouvent une asymétrie de sens opposé à celle de la Colombie : les hausses sont mieux transmises que les baisses. Ce résultat, apparemment contradictoire, s'explique par la structure du marché chinois où les banques d'État, dominant le système, répercutent fidèlement les signaux du taux directeur à la hausse mais absorbent une partie des baisses pour préserver leur rentabilité — un comportement qui relève davantage de la logique administrative que de la concurrence de marché.

En Turquie, Aksehirli (2024) conclut à un pass-through symétrique sur 2011-2023, mais dont le niveau décline entre sous-périodes. Ce résultat nuancé rappelle que l'asymétrie n'est pas une fatalité et que des facteurs institutionnels — en l'occurrence les interventions macroprudentielles turques — peuvent temporairement neutraliser les mécanismes de marché

qui la génèrent. En Inde, Chattopadhyay et Mitra (2023) exploitent le passage du régime de base rate au MCLR (Marginal Cost of Funds-based Lending Rate) pour montrer que la réforme réglementaire a partiellement amélioré la transmission, conformément à l'idée que la transparence du mécanisme de fixation des taux réduit le pouvoir discrétionnaire des banques. Hasanah (2018) confirme pour l'Indonésie un pass-through incomplet, attribué à la faible profondeur du marché interbancaire et à la prédominance des dépôts à taux fixe dans le refinancement bancaire.

Pour l'Europe, Beyer (2024) documente une hétérogénéité considérable du pass-through à travers 30 pays, variant selon les produits de crédit et de dépôt. Havránek et al. (2016) montrent, sur le cas tchèque, que l'efficacité bancaire joue un rôle médiateur : les banques les plus efficaces transmettent plus rapidement les variations du taux directeur, un résultat cohérent avec le cadre de Cottarelli et Kourelis (1994) sur le rôle de la structure de marché dans la transmission.

Tableau 1 : Synthèse des études empiriques sur le pass-through dans les économies émergentes

Auteur(s)	Pays	Méthode	Pass-through LT	Asymétrie
Gregor et al. (2019)	54 études	Méta-analyse	0,80-0,90	Variable
Jibrilla & Balami (2022)	Nigeria	TAR/MTAR	Incomplet	Rigidité à la hausse
Galindo & Steiner (2020)	Colombie	NARDL	$\approx 1,00$	Rigidité à la hausse
Otero et al. (2024)	Am. Latine (4)	NARDL	Variable	Selon type de crédit
Divino & Haraguchi (2022)	Brésil	ECM	$> 1,00$	Sur-proportionnel (+)
Leigh & Xu (2025)	Brésil	ECM	$\approx 0,70$	Hétérogène
Lertsomphol (2021)	Thaïlande	Panel ECM	Incomplet	Affaibli en crise
Li & Liu (2019)	Chine	ARDL	Amélioré	Post-libéralisation
Li et al. (2021)	Chine	NARDL	Incomplet	Hausse > Baisse
Aksehirli (2024)	Turquie	ARDL/NARDL	Déclinant	Symétrique
Chattopadhyay & Mitra (2023)	Inde	ECM	Partiel	Amélioré sous MCLR
Hasanah (2018)	Indonésie	ECM	Incomplet	-
Beyer (2024)	Europe (30)	Panel	Variable	Par produit
Présente étude	Maroc	ARDL/NARDL	1,23	Baisse > Hausse

Source : Élaboré par les auteurs.

Trois enseignements transversaux se dégagent de cette synthèse. Premièrement, le pass-through est quasi systématiquement incomplet dans les économies émergentes, généralement compris entre 0,5 et 0,9. Deuxièmement, l'asymétrie est fréquente mais son sens varie selon la structure concurrentielle et le type de crédit. Troisièmement, les déterminants structurels -concentration bancaire, qualité du crédit, profondeur des marchés - jouent un rôle déterminant. Or, le Maroc cumule plusieurs de ces facteurs (forte concentration, ancrage du change, marché obligataire peu profond), ce qui rend son cas particulièrement intéressant à analyser.

2.3. Le cas marocain : un vide empirique

Le Maroc présente un ensemble de caractéristiques structurelles qui, mises en regard des déterminants du pass-through identifiés dans la littérature, dessinent le portrait d'une économie où la transmission monétaire devrait s'écarter sensiblement des schémas standards.

La première de ces caractéristiques est la forte concentration du secteur bancaire. Trois groupes -Attijariwafa Bank, le Groupe Banque Centrale Populaire et BMCE Bank of Africa -détiennent à eux seuls plus de 60% des actifs du système, une configuration qui place le Maroc parmi les marchés bancaires les plus concentrés de la région MENA. Or, la littérature est sans ambiguïté sur ce point : Cottarelli et Kourelis (1994) établissent que la concentration bancaire figure parmi

les premiers déterminants d'un pass-through incomplet, et Gregor et al. (2019) confirment, sur un échantillon de 54 études, que les marchés oligopolistiques tendent à afficher une transmission plus lente et potentiellement asymétrique. Au Brésil, Divino et Haraguchi (2022) attribuent précisément la sur-transmission observée au pouvoir de marché des grands établissements, qui profitent des phases de hausse pour élargir leur spread. Le marché marocain, structurellement comparable sur ce plan, pourrait présenter un comportement similaire — à moins que la concurrence pour les parts de marché du crédit, vive entre les trois groupes dominants, ne produise l'effet inverse en phase de baisse, comme Galindo et Steiner (2020) le documentent en Colombie.

La deuxième caractéristique tient au régime de change. Le Maroc opère un ancrage glissant vis-à-vis d'un panier euro-dollar (60/40), un régime qui, tout en offrant une stabilité nominale appréciable, contraint partiellement l'autonomie de la politique monétaire. Mishkin (1995, 1996) souligne que l'efficacité du canal du taux d'intérêt est étroitement liée à la flexibilité du change : un régime de change fixe ou quasi fixe limite la marge de manœuvre de la banque centrale et peut atténuer la réactivité des banques commerciales aux signaux du taux directeur. Oyadeyi (2023) confirme empiriquement, sur un panel de 70 pays, que l'ouverture financière et la flexibilité du change figurent parmi les déterminants positifs du pass-through. L'élargissement de la bande de fluctuation du dirham, amorcé en 2018 et porté à $\pm 5\%$ en 2020, pourrait toutefois modifier progressivement cette donne en renforçant le rôle du taux d'intérêt comme instrument d'ajustement, une évolution dont les effets sur la transmission restent à documenter.

Troisièmement, l'absence de ciblage formel de l'inflation distingue le Maroc de la plupart des économies émergentes étudiées dans la littérature. La Colombie, la Turquie, le Brésil et la Thaïlande — pays pour lesquels les études citées dans la section précédente documentent un pass-through relativement bien calibré — opèrent tous sous un régime explicite de ciblage d'inflation, qui ancre les anticipations et renforce la crédibilité des signaux de la banque centrale. Galindo et Steiner (2020) soulignent que le cadre de ciblage d'inflation colombien contribue à la quasi-complétude du pass-through agrégé en facilitant la lecture des intentions de la banque centrale par les acteurs du marché. Au Maroc, bien que la communication de BAM ait gagné en transparence ces dernières années — avec des conférences de presse trimestrielles et la publication de rapports de politique monétaire détaillés — le passage à un ciblage formel demeure inachevé. Cette ambiguïté institutionnelle pourrait limiter l'effet de signal des décisions de taux, un mécanisme que Chattopadhyay et Mitra (2023) identifient comme crucial dans le cas indien : le passage du base rate au MCLR, en rendant la transmission plus transparente, a significativement amélioré le pass-through.

Enfin, la profondeur limitée du marché obligataire marocain et la prédominance du crédit bancaire dans le financement de l'économie constituent un dernier trait distinctif. Havránek et al. (2016) montrent que dans les systèmes dominés par l'intermédiation bancaire, la transmission dépend presque exclusivement du comportement des banques, sans le contreponds que peut offrir un marché obligataire profond où les entreprises auraient la possibilité de se financer directement. Au Maroc, cette configuration place les banques en position d'intermédiaires quasi incontournables, renforçant à la fois leur pouvoir de marché et leur rôle dans la transmission — un contexte qui rend l'étude du pass-through d'autant plus déterminante pour l'évaluation de l'efficacité de la politique monétaire.

Malgré l'intérêt évident que présente ce cas d'étude, la littérature indexée ne contient, à notre connaissance, aucune estimation économétrique du pass-through du taux directeur de BAM vers les taux débiteurs bancaires. Ce vide empirique contraste avec l'abondance des travaux sur des économies présentant des configurations comparables et souligne la nécessité de l'investigation que nous proposons.

Notre étude se démarque des contributions existantes sur trois plans : concentration sur le taux débiteur global au Maroc (pays absent de la littérature), combinaison du degré, de la vitesse et de l'asymétrie dans un cadre ARDL/NARDL unifié, et couverture d'un cycle complet 2010-2025 incluant resserrement et assouplissement.

À la lumière de la revue précédente, nous formulons trois anticipations. Premièrement, la concentration bancaire élevée devrait conduire à un pass-through s'écartant de l'unité. Deuxièmement, la vitesse d'ajustement devrait se situer dans la fourchette de 6 à 12 mois. Troisièmement, l'asymétrie devrait être présente, et les résultats de Galindo et Steiner (2020) et d'Otero et al. (2024) suggèrent qu'une rigidité à la hausse est plausible dans un marché où les banques se font concurrence pour placer leurs crédits.

3. Données et méthodologie

3.1. Description des données

L'étude mobilise des données trimestrielles couvrant la période 2010T1 à 2025T4, soit 64 observations. Deux variables sont utilisées, toutes deux issues des publications officielles de Bank Al-Maghrib. Le Tableau 2 en présente la description détaillée.

Tableau 2 : Description des variables

Variable	Notation	Description	Fréquence	Source
Taux directeur BAM	TDir	Taux principal des opérations de refinancement de BAM	Trimestrielle	bkam.ma (Historique des décisions)
Taux débiteur global	TD	Taux moyen pondéré des crédits bancaires, toutes catégories	Trimestrielle	bkam.ma (Enquête taux débiteurs)

Source : Bank Al-Maghrib.

Le taux directeur (TDir) correspond au taux principal des opérations de refinancement, fixé par le Conseil de BAM lors de ses réunions trimestrielles (mars, juin, septembre, décembre). Lorsque le taux a été modifié en cours de trimestre, nous retenons le taux en vigueur à la fin du trimestre. Sur la période, il a varié entre 1,50% (juin 2020 - juin 2022) et 3,25% (2010-2012). Le taux débiteur global (TD) est issu de l'enquête trimestrielle de BAM auprès des établissements bancaires. Il agrège l'ensemble des crédits accordés : trésorerie, équipement, immobilier et consommation. Les données sont téléchargeables en CSV sur le site de BAM. Sur la période, il a oscillé entre 4,82% (T4-2025) et 6,65% (T4-2011). Le Tableau 3 présente les statistiques descriptives des deux séries.

Tableau 3 : Statistiques descriptives (2010T1 - 2025T4, N = 64)

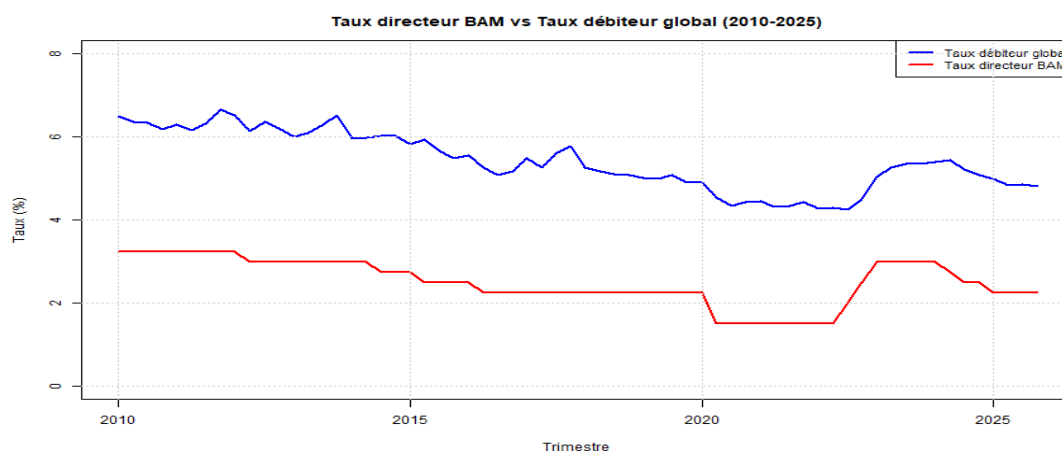
Statistique	Taux directeur (TDir)	Taux débiteur global (TD)	Spread (TD - TDir)
Moyenne	2,45	5,65	3,20
Médiane	2,50	5,55	3,09
Écart-type	0,53	0,54	0,31
Minimum	1,50	4,82	2,32
Maximum	3,25	6,65	3,93
Observations	64	64	64

Source : Élaboré par les auteurs à partir des données BAM.

La Figure 1 offre une visualisation du co-mouvement entre le taux directeur et le taux débiteur qui, au-delà de la simple description chronologique, met en lumière un fait stylisé central pour notre analyse : la réactivité des taux débiteurs apparaît visuellement plus marquée lors des phases de baisse du taux directeur que lors de ses hausses. Le cycle 2022-2025, qui concentre un resserrement rapide suivi d'un assouplissement en trois étapes, constitue à cet égard un test naturel particulièrement parlant. Cette observation graphique préfigure le résultat formel du

modèle NARDL, qui confirmera que le pass-through des baisses (1,21) excède significativement celui des hausses (0,87).

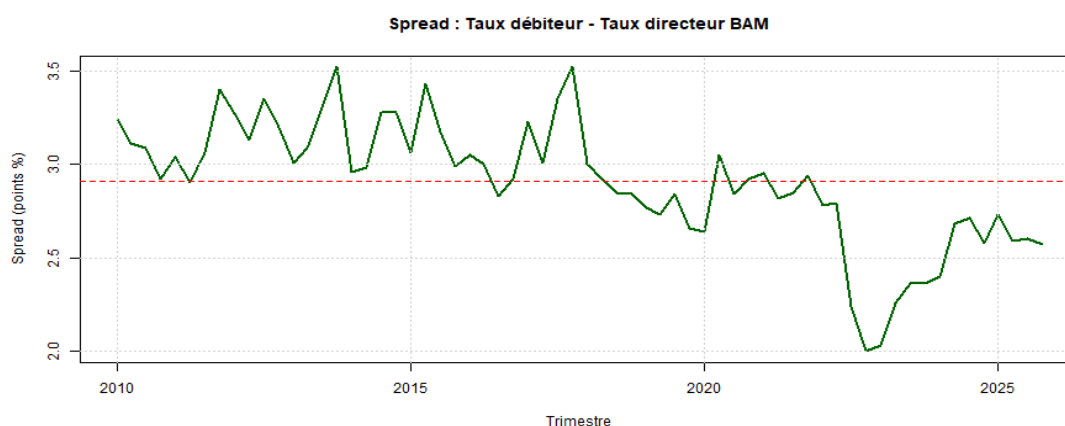
Figure 1 : Évolution du taux directeur BAM et du taux débiteur global (2010T1 - 2025T4)



Source : Élaboré par les auteurs à partir des données de Bank Al-Maghrib.

La Figure 2, qui retrace l'évolution du spread entre taux débiteur et taux directeur, apporte un éclairage complémentaire sur le mécanisme de marge amplificatrice que notre modèle ARDL capture à travers un pass-through supérieur à l'unité. La chute brutale du spread en 2020-2021 - consécutive à la baisse d'urgence de 75 points de base que les banques n'ont pas intégralement répercutée dans un premier temps - puis sa remontée progressive à partir de 2022 illustrent concrètement la capacité des banques à élargir leur marge au-delà de la simple répercussion du taux directeur lors des phases de resserrement. Ce comportement, visible à l'œil nu, est précisément ce que la constante de long terme de 2,27 points de pourcentage formalise dans notre estimation : un plancher structurel de marge bancaire, indépendant du niveau du taux directeur, qui reflète les coûts opérationnels, les provisions pour risque et la prime de liquidité propre au système bancaire marocain.

Figure 2 : Évolution du spread (Taux BAM - Taux débiteur global) durant la période 2010T1 - 2025T4



Source : Élaboré par les auteurs à partir des données de Bank Al-Maghrib.

3.2. Spécification du modèle ARDL

Le choix de l'approche ARDL/NARDL se justifie à plusieurs égards. La taille de notre échantillon (64 observations) rend les méthodes de Johansen peu fiables, alors que l'ARDL est

adapté aux petits échantillons (Pesaran et al., 2001). Cette approche permet d'estimer simultanément la relation de long terme et la dynamique de court terme. L'extension NARDL offre un cadre naturel pour tester des réponses différenciées aux hausses et baisses. Cette stratégie a été adoptée par Galindo et Steiner (2020), Li et al. (2021), Aksehirli (2024) et Otero et al. (2024).

La première étape consiste à tester l'ordre d'intégration des séries par les tests ADF (Augmented Dickey-Fuller) et Phillips-Perron. L'approche ARDL de Pesaran et al. (2001) présente l'avantage de ne pas exiger que toutes les variables soient intégrées du même ordre : elle s'applique dès lors que les variables sont $I(0)$, $I(1)$, ou un mélange des deux, à condition qu'aucune ne soit $I(2)$.

Le modèle ARDL s'écrit sous la forme d'un modèle à correction d'erreur non contraint (UECM) :

$$\Delta TD_t = \alpha_0 + \beta_1 TD_{t-1} + \beta_2 TDir_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta TD_{t-i} + \sum \delta_j \Delta TDir_{t-j} + \varepsilon_t$$

Le pass-through de long terme est donné par $-\beta_2/\beta_1$. Si ce ratio égale 1, la transmission est complète ; s'il est inférieur à 1, elle est incomplète ; s'il dépasse 1, il y a sur-transmission. Le coefficient β_1 représente le terme de correction d'erreur (ECT), dont le signe négatif et la significativité confirment le retour vers l'équilibre. La sélection des retards est effectuée par minimisation du critère AIC, avec un maximum de 4 retards.

L'existence d'une cointégration est testée par le bounds test : si la statistique F dépasse la borne supérieure tabulée par Pesaran et al. (2001), la relation de long terme est confirmée indépendamment de l'ordre d'intégration.

3.3. Extension NARDL pour le test d'asymétrie

Pour tester l'asymétrie, nous recourons à la décomposition proposée par Shin et al. (2014). Le taux directeur est décomposé en sommes partielles positives et négatives :

$$TDir_t^{\{+\}} = \sum \max(\Delta TDir_j, 0)$$

$$TDir_t^{\{-\}} = \sum \min(\Delta TDir_j, 0)$$

Le modèle NARDL remplace alors $TDir$ par $TDir^+$ et $TDir^-$. Si les coefficients de long terme associés diffèrent significativement — testé par un test de Wald — l'hypothèse de symétrie est rejetée.

En synthèse, le protocole empirique se déroule en cinq étapes : (1) tests de stationnarité ADF et Phillips-Perron ; (2) estimation ARDL avec sélection des retards par AIC et bounds test ; (3) dérivation du modèle à correction d'erreur et calcul du pass-through de long terme ; (4) extension NARDL avec décomposition en sommes partielles et test de Wald ; (5) batterie de tests diagnostiques et tests CUSUM.

L'ensemble des estimations est réalisé sous R (version 4.3), avec les packages ARDL, nardl et strucchange. Le modèle est estimé avec constante sans tendance (cas III de Pesaran et al., 2001). La correction de Newey-West est appliquée pour l'hétéroscédasticité. Aucune variable muette de crise n'est introduite, le choc COVID étant capturé par la dynamique des séries.

La validité des modèles est vérifiée par les tests de Breusch-Godfrey (autocorrélation), Breusch-Pagan (hétéroscédasticité), Jarque-Bera (normalité) et RESET de Ramsey (forme fonctionnelle). La stabilité structurelle est évaluée par les tests CUSUM. En cas d'hétéroscédasticité, les écarts-types de Newey-West sont utilisés.

4. Résultats et discussion

4.1. Tests de stationnarité

Les résultats des tests de racine unitaire sont présentés au Tableau 4.

Tableau 4 : Tests de racine unitaire ADF et Phillips-Perron

Variable	ADF (niveau)	ADF (diff.)	PP (niveau)	PP (diff.)	Conclusion
TD (taux débiteur)	-2,073 (0,545)	-3,570 (0,043)**	-1,594 (0,613)	- (0,010)***	I(1)
TDir (taux directeur)	-2,331 (0,441)	-3,208 (0,094)*	-1,423 (0,690)	- (0,010)***	I(1)

Note : ***, **, * désignent la significativité aux seuils de 1%, 5% et 10%. P-values entre parenthèses.

Source : estimations des auteurs sous R.

Les deux séries sont non stationnaires en niveau et stationnaires en première différence, soit I(1). Pour le taux débiteur, le test ADF en différence n'est significatif qu'au seuil de 10% ($p = 0,094$), mais le test de Phillips-Perron, plus adapté aux séries présentant des paliers, confirme nettement la stationnarité en différence ($p = 0,01$). Aucune variable n'étant I(2), l'approche ARDL est pleinement justifiée.

4.2. Estimation ARDL et bounds test

Tableau 5 : Résultats de l'estimation ARDL(1,0)

Variable	Coefficient	Ecart-type	t-statistique	p-value
Constante (α_0)	0,6337	0,1829	3,465	< 0,001***
TD_{t-1}	0,7207	0,0540	13,344	< 0,001***
TDir_t	0,3424	0,0680	5,033	< 0,001***

Note : R^2 ajusté = 0,939. AIC = -40,72. Observations = 63. *** significatif à 1%.

Source : estimations des auteurs sous R.

La procédure de sélection par le critère AIC retient un modèle ARDL(1,0) — un retard pour la variable dépendante et aucun retard additionnel pour le taux directeur. Ce choix parcimonieux est en soi porteur d'information économique : l'absence de retards distribués pour le taux directeur signifie que l'impulsion de politique monétaire se transmet aux taux débiteurs dès le trimestre courant, sans délai d'incorporation supplémentaire. Les banques marocaines ajustent donc leurs grilles tarifaires quasi immédiatement après les décisions de BAM, un comportement cohérent avec un marché concentré où les acteurs dominants surveillent étroitement les signaux de la banque centrale — un mécanisme que Cottarelli et Kourelis (1994) identifient comme caractéristique des systèmes à faible nombre d'acteurs.

Le coefficient de la variable dépendante retardée ($TD_{t-1} = 0,721$) traduit une forte inertie des taux débiteurs : d'un trimestre à l'autre, près de 72% du niveau précédent persiste, indépendamment des mouvements du taux directeur. Cette persistance, loin d'être anodine, reflète la rigidité inhérente à la tarification bancaire — contrats à taux fixe en cours, délais de renégociation, comportements de lissage — que Havránek et al. (2016) documentent comme une caractéristique structurelle des systèmes dominés par l'intermédiation bancaire. Le coefficient contemporain du taux directeur ($TDir_t = 0,342$) indique qu'à court terme, une hausse de 100 points de base du taux directeur se répercute immédiatement à hauteur de 34 points de base sur les taux débiteurs. Ce pass-through de court terme, partiel par construction, est conforme aux ordres de grandeur rapportés par Beyer (2024) pour les économies européennes et par Chattopadhyay et Mitra (2023) pour l'Inde sous le régime MCLR. Il confirme que l'ajustement complet nécessite du temps — un temps que le modèle à correction d'erreur permettra de quantifier précisément.

Le R^2 ajusté de 0,939 témoigne d'un excellent ajustement : le seul taux directeur, combiné à l'inertie du taux débiteur, explique 94% de la variance trimestrielle de ce dernier. Cette proportion est remarquablement élevée pour une spécification bivariée et laisse peu de place aux facteurs omis, confortant la pertinence du cadre ARDL retenu. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1%, ce qui assure la robustesse statistique de l'estimation

Le bounds test (Tableau 6) produit une statistique F de 14,33 ($p = 0,0003$), largement supérieure à la borne critique supérieure, y compris au seuil de 1%. Le bounds t-test confirme ($t = -5,17$, $p = 0,0003$). La cointégration est établie sans ambiguïté.

Tableau 6 : Bounds test de Pesaran (cas III : constante sans tendance)

Test	Statistique	p-value	Décision
Bounds F-test	14,326	0,0003	Cointégration confirmée ***
Bounds t-test	-5,171	0,0003	Cointégration confirmée ***

Note : $k = 1$ variable explicative. Bornes critiques de Pesaran et al. (2001).

Source : estimations des auteurs sous R.

4.3. Pass-through de long terme et vitesse d'ajustement

Tableau 7 : Coefficients de long terme et modèle à correction d'erreur

Paramètre	Coefficient	Ecart-type	t-stat	p-value	Interprétation
Constante LT	2,269	0,372	6,094	< 0,001***	Plancher de marge bancaire
Pass-through LT (TDir)	1,226	0,144	8,503	< 0,001***	Sur-transmission
ECT (β_1)	-0,279	0,052	-5,397	< 0,001***	28% d'ajustement/trimestre

Note : Demi-vie de l'ajustement $\approx 2,1$ trimestres ($\approx 6,3$ mois).

Source : estimations des auteurs sous R.

Le pass-through de long terme, estimé à 1,226, est statistiquement différent de zéro et, ce qui est plus remarquable, statistiquement supérieur à l'unité. Autrement dit, sur le long terme, une hausse de 100 points de base du taux directeur se traduit par une hausse de 123 points de base des taux débiteurs. Les banques n'absorbent pas le choc ; elles l'amplifient.

Ce résultat dépasse la plage de 0,8-0,9 rapportée par Gregor et al. (2019) et s'apparente à la sur-transmission documentée au Brésil par Divino et Haraguchi (2022). La constante de long terme de 2,27 points représente le plancher structurel de la marge bancaire. Les mécanismes sous-jacents seront discutés en section 5.

Enfin, la méta-analyse de Gregor et al. (2019), portant sur 54 études et couvrant aussi bien des économies avancées qu'émergentes, établit un pass-through moyen de long terme d'environ 0,8-0,9. Les auteurs montrent que la profondeur des marchés de capitaux renforce la transmission, tandis que l'indépendance de la banque centrale exerce un effet non linéaire : passer d'un très faible niveau d'indépendance à un niveau modéré peut temporairement affaiblir le pass-through, alors que le renforcer davantage à partir d'un niveau élevé tend à l'améliorer.

4.4. Tests diagnostiques

Tableau 8 : Tests diagnostiques

Test	Hypothèse nulle	Statistique	p-value	Décision
Breusch-Godfrey (lag=4)	Pas d'autocorrélation	4,869	0,301	Non rejetée ✓
Breusch-Pagan	Homoscédasticité	6,918	0,031	Rejetée **
Jarque-Bera	Normalité des résidus	2,583	0,275	Non rejetée ✓
RESET (Ramsey)	Forme fonctionnelle correcte	1,572	0,216	Non rejetée ✓

Note : ** significatif à 5%. La correction de Newey-West est appliquée pour l'hétéroscédasticité.

Source : estimations des auteurs sous R.

Les résultats sont globalement satisfaisants. Le modèle ne souffre ni d'autocorrélation, ni de non-normalité des résidus, ni de mauvaise spécification fonctionnelle. Seule l'hétéroscédasticité est détectée au seuil de 5% (Breusch-Pagan, $p = 0,031$). Ce problème, relativement courant avec des séries de taux d'intérêt qui connaissent des épisodes de volatilité

variable, est corrigé par les écarts-types de Newey-West. Avec cette correction, tous les coefficients demeurent significatifs au seuil de 1%, confortant la validité de l'inférence.

Figure 3 : Test CUSUM de stabilité des paramètres

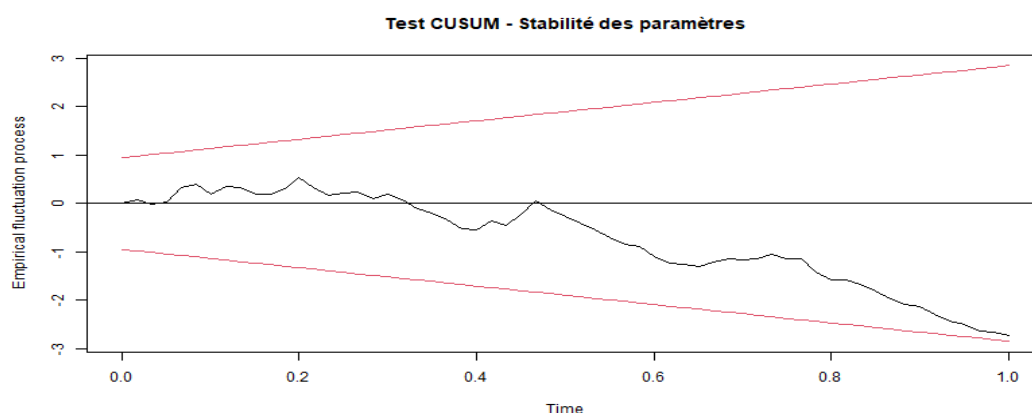
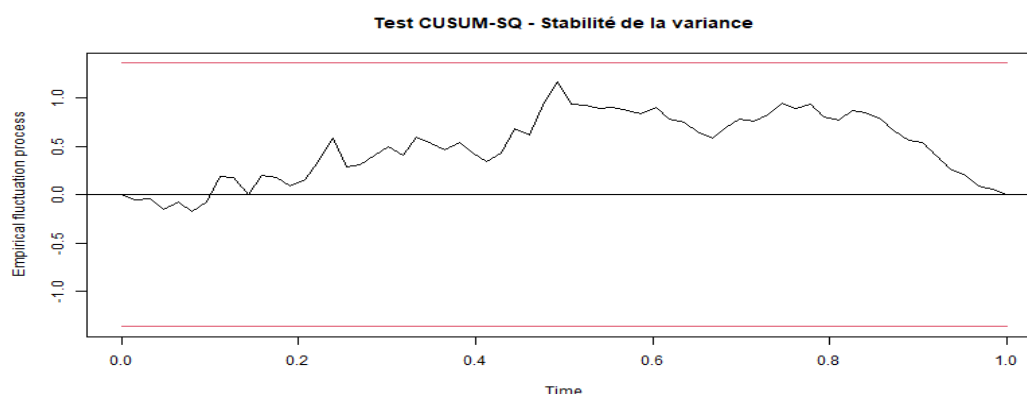


Figure 4 : Test CUSUM de carrés de stabilité de la variance



Source : Élaboré par les auteurs sous R.

Les Figures 3 et 4 présentent les résultats des tests de stabilité structurelle. Le test CUSUM (Figure 3), qui évalue la stabilité des paramètres, fournit une réponse globalement rassurante : la statistique récursive demeure à l'intérieur des bandes de confiance à 5% sur l'intégralité de la période. On observe toutefois un fléchissement vers la borne inférieure en fin d'échantillon, sans franchissement de la bande critique. Ce fléchissement est en soi un résultat informatif. Plutôt qu'un simple artefact, il peut être lu comme l'indice d'une instabilité paramétrique latente que le modèle linéaire ARDL ne parvient pas à capter pleinement — précisément parce qu'il impose une réponse symétrique à des chocs qui, en fin de période, alternent rapidement entre resserrement et assouplissement. Cette tension dans les résidus récurrents constitue, en creux, un argument supplémentaire en faveur de l'extension NARDL : en autorisant des coefficients distincts pour les hausses et les baisses du taux directeur, le modèle asymétrique relâche la contrainte de symétrie qui, comme le suggère le test CUSUM, pèse sur l'estimation linéaire en fin d'échantillon. Le léger gain de R^2 ajusté entre le modèle ARDL (0,939) et le NARDL (0,947) confirme cette lecture.

Le test CUSUM de carrés (Figure 4) évalue la stabilité de la variance des résidus. La courbe reste nettement à l'intérieur des bandes de confiance sur l'intégralité de la période, confirmant l'homoscédasticité structurelle du modèle. On note un pic vers le milieu de l'échantillon (autour de 2017-2018), correspondant à une période de forte stabilité du taux directeur où la variabilité des résidus était naturellement plus faible. Pris ensemble, les deux tests CUSUM valident la

stabilité structurelle du modèle ARDL et permettent de conclure que les coefficients estimés ne souffrent pas de rupture structurelle significative sur la période 2010-2025.

4.5. Analyse de l'asymétrie (NARDL)

Le modèle NARDL sélectionné est un NARDL(1,0,0) avec un R^2 ajusté de 0,947, légèrement supérieur au modèle linéaire, ce qui indique que la prise en compte de l'asymétrie améliore l'ajustement. Le bounds test confirme la cointégration ($F = 14,23$, P -valeur $< 0,001$).

Tableau 9 : Résultats du modèle NARDL asymétrique

Panel A : Estimation ARDL(1,0,0)	Coefficient	Ecart-type	t-stat	p-value
Constante	2,722	0,443	6,152	$< 0,001^{***}$
TD_{t-1}	0,573	0,069	8,303	$< 0,001^{***}$
TDir ⁺ (hausse)	0,370	0,064	5,773	$< 0,001^{***}$
TDir ⁻ (baisse)	0,515	0,084	6,129	$< 0,001^{***}$

Note : R^2 ajusté = 0,947. Bounds F-test = 14,23 ($p < 0,001^{***}$).

Source : Élaboré par les auteurs sous R

Tableau 10 : Multiplicateurs de long terme asymétriques et test de Wald

Paramètre	Coefficient	Ecart-type	t-stat	p-value
Constante LT	6,375	0,086	74,275	$< 0,001^{***}$
Pass-through LT des HAUSSES (TDir ⁺)	0,867	0,115	7,539	$< 0,001^{***}$
Pass-through LT des BAISSES (TDir ⁻)	1,205	0,088	13,762	$< 0,001^{***}$
Différence (TDir ⁻ - TDir ⁺)	0,338	-	-	-
Test de Wald (H0 : symétrie)	F = 19,015	-	-	$< 0,001^{***}$

Note : L'hypothèse nulle du test de Wald est $TDir^+ = TDir^-$ (symétrie).

Source : Élaboré par les auteurs sous R

Les résultats de la décomposition sont particulièrement parlants. Le pass-through de long terme des hausses (TDir⁺) est estimé à 0,867 : une augmentation de 100 points de base du taux directeur ne se traduit que par 87 points de base de hausse des taux débiteurs. Les banques absorbent donc environ 13% des hausses. En revanche, le pass-through des baisses (TDir⁻) atteint 1,205 : une réduction de 100 points de base du taux directeur entraîne 121 points de base de baisse des taux débiteurs. La différence entre les deux (0,338) est statistiquement significative selon le test de Wald ($F = 19,02$, $P < 0,001$).

Ce résultat est contre-intuitif au regard de l'hypothèse dominante de rigidité à la baisse (Hannan et Berger, 1991), qui prédit l'inverse. Cependant, il n'est pas isolé. Galindo et Steiner (2020) documentent un phénomène similaire en Colombie, où les taux débiteurs de détail répondent davantage aux baisses qu'aux hausses. Otero et al. (2024) trouvent également que les crédits commerciaux en Amérique latine s'ajustent davantage dans les phases de baisse, cohérent avec un modèle où la demande de crédit est élastique.

Les mécanismes économiques sous-jacents à cette asymétrie seront détaillés dans la section 5 (Discussion).

Tableau 11 : Synthèse des principaux résultats

Résultat	Valeur	Significativité	Interprétation
Modèle sélectionné	ARDL(1,0)	-	1 retard pour TD, 0 pour TDir
R^2 ajusté	0,939	-	Excellent ajustement
Bounds F-test	14,33	$P < 0,001^{***}$	Cointégration confirmée
Pass-through LT (linéaire)	1,226	$P < 0,001^{***}$	Sur-transmission
ECT (vitesse d'ajustement)	-0,279	$P < 0,001^{***}$	28%/trimestre ; demi-vie ≈ 6 mois
Pass-through hausse (TDir ⁺)	0,867	$P < 0,001^{***}$	Transmission incomplète
Pass-through baisse (TDir ⁻)	1,205	$P < 0,001^{***}$	Sur-transmission
Test de Wald (asymétrie)	F = 19,02	$P < 0,001^{***}$	Asymétrie confirmée

Source : estimations des auteurs sous R.

5. Discussion

Les résultats présentés appellent une discussion approfondie autour de trois axes : la signification du pass-through sur-complet, l'interprétation de l'asymétrie, et les implications pour la politique monétaire.

5.1. La sur-transmission : un comportement de marge amplificatrice

Un pass-through de 1,23 signifie que, pour chaque point de hausse du taux directeur, les banques augmentent leurs taux débiteurs de 1,23 point. Loin d'absorber le choc comme dans la majorité des émergents (Gregor et al., 2019), elles l'amplifient. Ce comportement peut s'expliquer par la structure oligopolistique : en l'absence de pression concurrentielle suffisante, les banques profitent des phases de hausse pour élargir leur spread, anticipant peut-être une détérioration du risque de crédit. Ce mécanisme a été documenté par Divino et Haraguchi (2022) au Brésil.

La constante de long terme de 2,27 points, interprétée comme le plancher structurel de la marge, est cohérente avec les spreads observés (Figure 2). Elle suggère que même si BAM ramenait son taux à zéro, les taux débiteurs resteraient autour de 2,3% — reflétant les coûts opérationnels, les provisions pour risque et la prime de liquidité.

La demi-vie d'ajustement de six mois situe le Maroc dans la fourchette documentée pour les émergents (6 à 12 mois). Ce résultat indique que le marché bancaire marocain n'est ni particulièrement rapide ni lent dans son ajustement, cohérent avec un marché concentré mais fonctionnel.

5.2. L'asymétrie inversée : concurrence en phase de baisse

Le résultat le plus saillant est l'asymétrie inversée : les baisses sont mieux transmises (1,21) que les hausses (0,87). Ce schéma contredit l'hypothèse de collusion de Hannan et Berger (1991) et se rapproche de l'hypothèse de réaction adverse (Stiglitz et Weiss, 1981) : les banques hésitent à relever brusquement leurs taux mais répercutent volontiers les baisses pour attirer de nouveaux clients.

Trois mécanismes complémentaires peuvent être avancés. Premièrement, la pression concurrentielle asymétrique : lorsque BAM réduit son taux, les banques se livrent une course aux parts de marché sur le crédit, amplifiant la baisse. En revanche, lors d'un resserrement, elles absorbent partiellement la hausse pour ne pas freiner la demande. Deuxièmement, l'effet de signal : les baisses, accompagnées de communications rassurantes de BAM, incitent les banques à anticiper une reprise du crédit. Troisièmement, l'effet de marge accumulée : le cycle de baisse 2024-2025 intervient après une période où les banques avaient élargi leurs marges, leur laissant un espace pour réduire leurs taux.

Ce résultat rejoint les observations de Galindo et Steiner (2020) en Colombie et d'Otero et al. (2024) en Amérique latine, mais va à l'encontre de Li et al. (2021) pour la Chine. Cette divergence pourrait refléter les différences dans la structure des marchés : le marché chinois, plus diversifié, offre des alternatives au crédit bancaire, réduisant la pression concurrentielle lors des phases d'assouplissement.

5.3. Implications pour la politique monétaire

Les mécanismes établis dans la section précédente ont des conséquences directes pour la conduite et le calibrage de la politique monétaire au Maroc, que nous déclinons en trois dimensions : l'efficacité de l'instrument, la régulation prudentielle et la communication de la banque centrale.

S'agissant de l'efficacité de l'instrument, le résultat central est que BAM dispose d'un levier dont la puissance varie selon le sens de l'impulsion. En phase d'assouplissement, chaque baisse de

100 points de base se traduit par une réduction de 121 points de base des taux débiteurs — un multiplicateur supérieur à l'unité qui soutient la demande de crédit au-delà de l'impulsion initiale. Ce résultat conforte la stratégie gradualiste adoptée depuis juin 2024 et suggère que même des baisses modérées produisent un impact substantiel sur les conditions de financement. En phase de resserrement, l'absorption partielle du choc par les banques (87 points de base répercutés pour 100 décidés) implique que BAM doit calibrer ses hausses en tenant compte de cette atténuation : pour produire un effet donné sur le coût du crédit, elle doit agir plus fortement que ne le suggérerait un pass-through symétrique.

Sur le plan prudentiel, c'est moins l'amplification ou l'atténuation prise isolément qui pose question que le comportement de marge structurel qu'elles révèlent conjointement. La constante de long terme de 2,27 points de pourcentage indique que les banques maintiennent en permanence un spread qui excède ce que justifieraient les seuls coûts de refinancement — un spread qu'elles compriment en phase de baisse sous la pression concurrentielle, mais qu'elles reconstituent et élargissent dès que le cycle s'inverse. Cette dynamique asymétrique du spread, plutôt que le niveau du pass-through en soi, constitue le véritable enjeu réglementaire. Beyer (2024) recommande un suivi renforcé de la transmission précisément dans les économies où cette hétérogénéité masque des transferts de rente entre banques et emprunteurs. La mise en place d'un dispositif de suivi du spread par segment de crédit — distinguant immobilier, consommation, trésorerie et équipement — permettrait de vérifier si l'asymétrie que nous documentons au niveau agrégé se retrouve uniformément ou si elle est concentrée sur les segments où le pouvoir de marché est le plus prononcé, conformément aux recommandations d'Oyadeyi (2023).

Enfin, nos résultats éclairent la dimension communicationnelle de la politique monétaire. L'effet de signal identifié en section 5.2 suggère que la transmission ne dépend pas uniquement du niveau du taux directeur mais également du cadrage narratif qui l'accompagne. Les baisses assorties de communications rassurantes sur les perspectives économiques semblent amplifier la réponse des banques, un mécanisme que le passage éventuel à un régime de ciblage formel de l'inflation — en ancrant plus explicitement les anticipations — pourrait renforcer davantage. Chattopadhyay et Mitra (2023) montrent pour l'Inde que la réforme du cadre de transparence (passage au MCLR) a précisément amélioré la transmission en réduisant le pouvoir discrétionnaire des banques dans la fixation des taux.

6. Conclusion

Cette étude avait pour objectif de fournir la première estimation économétrique du pass-through des taux d'intérêt au Maroc, comblant un vide empirique que notre revue de littérature a mis en évidence : malgré l'abondance des travaux sur des économies présentant des configurations comparables — Nigeria, Colombie, Brésil, Thaïlande, Chine, Inde —, aucune estimation rigoureuse n'existait pour le cas marocain. En mobilisant un modèle ARDL et sa variante NARDL sur des données trimestrielles couvrant la période 2010-2025 — un échantillon qui intègre le cycle complet de resserrement puis d'assouplissement de 2022-2025 —, nous apportons des réponses étayées aux trois questions de recherche formulées en introduction.

S'agissant de l'existence et de la nature de la relation de long terme, le bounds test de Pesaran confirme sans ambiguïté la cointégration entre le taux directeur de BAM et les taux débiteurs bancaires ($F = 14,33$; $p < 0,001$). Ce premier résultat, loin d'être anodin, établit que la politique monétaire de BAM exerce un ancrage effectif sur le coût du crédit bancaire à long terme — une condition nécessaire, mais non suffisante, de l'efficacité de la transmission monétaire. Le pass-through de long terme, estimé à 1,23, va toutefois au-delà de la simple transmission : il indique une sur-transmission. Les banques marocaines ne se contentent pas de répercuter les variations du taux directeur, elles les amplifient. Ce résultat, qui dépasse la plage de 0,8-0,9 documentée par Gregor et al. (2019) dans leur méta-analyse de 54 études, s'apparente au comportement de

marge amplificatrice que Divino et Haraguchi (2022) attribuent, dans le cas brésilien, au pouvoir de marché des grands établissements bancaires. La structure oligopolistique du marché marocain — trois groupes détenant plus de 60% des actifs — et l'ouverture commerciale croissante du pays, qui expose les banques à la concurrence indirecte des circuits de financement internationaux, constituent les deux facettes d'un même mécanisme : le pouvoir de marché permet l'amplification des hausses, tandis que la pression concurrentielle, particulièrement vive en phase de baisse, contraint les banques à répercuter intégralement — voire à surenchérir — les réductions du taux directeur.

La contribution la plus originale de cette étude tient précisément à la mise en évidence de cette asymétrie. L'estimation NARDL révèle que le pass-through des baisses du taux directeur (1,21) dépasse significativement celui des hausses (0,87), un écart de 34 points de base validé par le test de Wald ($F = 19,02$; $p < 0,001$). Ce résultat contredit l'hypothèse classique de rigidité à la baisse de Hannan et Berger (1991), selon laquelle les banques exploiteraient leur pouvoir de marché pour résister aux baisses tout en répercutant pleinement les hausses. Il se rapproche davantage de l'hypothèse de réaction adverse de Stiglitz et Weiss (1981), où les banques limitent volontairement les hausses de taux pour ne pas sélectionner des emprunteurs plus risqués, et rejoint empiriquement les observations de Galindo et Steiner (2020) en Colombie et d'Otero et al. (2024) en Amérique latine. La conjonction de trois mécanismes — la pression concurrentielle en phase d'assouplissement, l'effet de signal des communications rassurantes de BAM, et l'espace de marge accumulé durant le resserrement de 2022-2023 — offre un cadre explicatif cohérent avec la théorie et les observations empiriques internationales.

Quant à la vitesse d'ajustement, le terme de correction d'erreur ($ECT = -0,28$) implique une demi-vie d'environ six mois, situant le Maroc dans la fourchette médiane documentée pour les économies émergentes comparables. Ce rythme suggère un marché bancaire ni particulièrement rigide — comme certains systèmes africains où l'ajustement peut prendre plus d'un an (Jibrilla et Balami, 2022) — ni exceptionnellement réactif — comme les marchés post-libéralisation chinois étudiés par Li et Liu (2019). Il reflète un système financier fonctionnel dans sa capacité d'absorption des impulsions monétaires, mais où les frictions inhérentes à la concentration et à la structure bilantaire des établissements ralentissent la convergence vers l'équilibre de long terme.

Sur le plan des implications pour la politique monétaire, ces résultats dessinent un paysage contrasté. D'un côté, ils confortent l'efficacité de l'outil conventionnel de BAM : le taux directeur se transmet effectivement — et même de manière amplifiée — aux conditions de crédit, particulièrement dans les phases d'assouplissement où la transmission atteint 1,21. Cette observation est rassurante dans le contexte actuel de détente monétaire : les baisses engagées par BAM depuis juin 2024 devraient se propager avec force aux taux débiteurs, soutenant la demande de crédit des ménages et des entreprises. Elle conforte également la stratégie gradualiste adoptée par la banque centrale, dans la mesure où même des baisses modérées produisent un impact substantiel. De l'autre côté, la sur-transmission et l'asymétrie impliquent que les ménages et les entreprises subissent, lors des phases de resserrement, un surcoût qui excède la hausse décidée par la banque centrale — un mécanisme que Beyer (2024) recommande de surveiller étroitement dans les économies à pass-through hétérogène. La mise en place d'un dispositif de suivi renforcé de la transmission, incluant un tableau de bord du spread bancaire par segment de crédit publié régulièrement, constituerait un premier pas vers une meilleure transparence, dans l'esprit des recommandations d'Oyadeyi (2023) sur le rôle de la régulation dans l'amélioration du pass-through.

Ces résultats doivent toutefois être interprétés au regard de plusieurs limites, qui ouvrent autant de pistes d'approfondissement. Premièrement, l'analyse porte sur le taux débiteur global agrégé, qui masque potentiellement des hétérogénéités sectorielles importantes. Galindo et Steiner (2020) montrent pour la Colombie que l'asymétrie varie considérablement selon le segment de

crédit ; une décomposition similaire pour le Maroc — immobilier, consommation, trésorerie, équipement — permettrait de vérifier si l'asymétrie inversée que nous documentons est uniforme ou concentrée sur certains produits. Deuxièmement, l'introduction de variables structurelles — indice de concentration bancaire (IHH), ratio de NPL, indicateur d'ouverture financière, profondeur du marché obligataire — enrichirait l'analyse en permettant de tester directement les mécanismes que nous invoquons, conformément aux recommandations méthodologiques d'Oyadeyi (2023) et de Havránek et al. (2016). Troisièmement, un test de changement structurel autour du cycle 2022-2025, période durant laquelle BAM a opéré le resserrement le plus rapide de son histoire, vérifierait si ce choc a modifié le régime de transmission de manière durable. Quatrièmement, l'extension de l'échantillon à mesure que de nouvelles observations deviennent disponibles renforcera la robustesse des estimations NARDL, dont la fiabilité bénéficie de séries plus longues. Enfin, une comparaison formelle avec d'autres économies du Maghreb ou de la région MENA — Tunisie, Jordanie, Égypte — situerait le cas marocain dans un cadre régional plus large et contribuerait à distinguer ce qui relève des spécificités nationales de ce qui procède de facteurs structurels partagés.

Références

- (1). Aksehirli, N. (2024). Interest Rate Pass-Through in Türkiye: Evidence of the Monetary Policy Approach. *Ekonomi Politika ve Finans Arastirmalari Dergisi*. <https://doi.org/10.30784/epfad.1407576>
- (2). Altavilla, C., Canova, F., et Ciccarelli, M. (2016). Mending the Broken Link: Heterogeneous Bank Lending and Monetary Policy Pass-Through. *Journal of Monetary Economics*. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.01.001>
- (3). Amado, M., Molina, L., Díaz, W., et Quiñonez, J. (2025). The pass-through of policy interest rate movements to bank interest rates in Latin America. *Economic Bulletin*. <https://doi.org/10.53479/39486>
- (4). Beyer, R. (2024). Monetary Policy Pass-Through to Interest Rates: Stylized Facts from 30 European Countries. *IMF Working Papers*. <https://doi.org/10.5089/9798400263613.001>
- (5). Chattopadhyay, S., et Mitra, A. (2023). Monetary policy transmission in India under the base rate and MCLR regimes. *Humanities and Social Sciences Communications*, 10, 1-14. <https://doi.org/10.1057/s41599-023-01883-9>
- (6). Cottarelli, C., et Kourelis, A. (1994). Financial Structure, Bank Lending Rates, and the Transmission Mechanism of Monetary Policy. *IMF Staff Papers*, 41(4), 587-623.
- (7). Divino, J., et Haraguchi, C. (2022). Observed and expected interest rate pass-through under remarkably high market rates. *Empirical Economics*. <https://doi.org/10.1007/s00181-022-02335-0>
- (8). Galindo, A., et Steiner, R. (2020). Asymmetric Interest Rate Transmission in an Inflation Targeting Framework: The Case of Colombia. *Latin American Journal of Central Banking*. <https://doi.org/10.32468/be.1138>
- (9). Gregor, J., Melecký, A., et Melecký, M. (2019). Interest Rate Pass-Through: A Meta-Analysis of the Literature. *Journal of Economic Surveys*. <https://doi.org/10.1111/joes.12393>
- (10). Hannan, T., et Berger, A. (1991). The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry. *American Economic Review*, 81(4), 938-945.
- (11). Hasanah, H. (2018). Interest Rate Pass-Through: Empirical Study Towards Monetary Policy Transmission Effectiveness in Indonesia. *Applied Economics and Finance Review*, 2, 14-24.

- (12). Havránek, T., Irsova, Z., et Lešánovská, J. (2016). Bank efficiency and interest rate pass-through: Evidence from Czech loan products. *Economic Modelling*, 54, 153-169.
- (13). Jibrilla, A., et Balami, D. (2022). Interest Rate Pass-through in Nigeria: An Asymmetric Cointegration Approach. *Central Bank of Nigeria Journal of Applied Statistics*.
- (14). Leigh, D., et Xu, R. (2025). Monetary Policy Transmission to Lending Rates. *IMF Working Papers*. <https://doi.org/10.5089/9798229019002.001>
- (15). Lertsomphol, D. (2021). The monetary policy transmission during the crisis: Evidence from Thailand. <https://doi.org/10.58837/chula.is.2021.61>
- (16). Li, J., et Liu, M. (2019). Interest rate liberalization and pass-through of monetary policy rate to bank lending rates in China. *Frontiers of Business Research in China*, 13, 1-19.
- (17). Li, X., Si, D., et Ge, X. (2021). China's interest rate pass-through after the interest rate liberalization. *International Review of Economics and Finance*, 73, 257-274.
- (18). Mishkin, F. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10.
- (19). Mishkin, F. (1996). The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. *NBER Working Paper No. 5464*.
- (20). Otero, J., Gómez-Ramírez, L., et Restrepo, L. (2024). Asymmetries in the interest rate channel in inflation-targeting Latin American countries. *Journal of Economic Asymmetries*. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2024.e00370>
- (21). Oyadeyi, O. (2023). Financial development, interest rate pass-through and interest rate channel of monetary policy. *Cogent Economics and Finance*, 11.
- (22). Pesaran, M. H., Shin, Y., et Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- (23). Saabir, K. (2025). Is the Repo Rate Truly Passed Through? *International Journal For Multidisciplinary Research*.
- (24). Shin, Y., Yu, B., et Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. Springer.
- (25). Stefano, D., et Wibowo, B. (2025). A Comparative Analysis of Asymmetric Transmission across Monetary Policy Regimes in Indonesia's Banking Sector. *Quantitative Economics and Management Studies*.
- (26). Stiglitz, J., et Weiss, A. (1981). Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *American Economic Review*, 71(3), 393-410.
- (27). Taylor, J. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.