

Impact des instruments conventionnels de Bank Al-Maghrib sur le taux débiteur : une étude empirique par VAR

Impact of Bank Al-Maghrib's conventional instruments on the lending rate: an empirical VAR study

Zineb YAKOUTY, (Doctorante)

*Laboratoire performance économique et logistique
Faculté des sciences juridiques économiques et sociales de Mohammedia
Université Hassan II de Casablanca, Maroc*

Younes EL KHATTAB, (Enseignant-Chercheur)

*Laboratoire performance économique et logistique
Faculté des sciences juridiques économiques et sociales de Mohammedia
Université Hassan II de Casablanca, Maroc*

Adresse de correspondance :	Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales –Mohammedia. Université Hassan II-Casablanca, Maroc. Code postal : 20650 Téléphone : 0523314682/83 fax : 0523314681
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	YAKOUTY, Z., & EL KHATTAB, Y. (2026). Impact des instruments conventionnels de Bank Al-Maghrib sur le taux débiteur : une étude empirique par VAR. <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 7(9), 46–65. https://doi.org/10.5281/zenodo.21480952
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

Received: 30/06/2026

Accepted: 25/07/2026

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

ISSN: 2658-8455

Volume 7, Issue 09 (2026)

Impact des instruments conventionnels de Bank Al-Maghrib sur le taux débiteur : une étude empirique par VAR

Résumé

L'article présente l'évaluation de l'effet des instruments conventionnels de la Banque centrale du Maroc, le taux directeur et le taux de réserves obligatoires, sur le taux débiteur observé, à travers une modélisation VAR appliquée à des données trimestrielles T1 2018-T4 2025, comblant une lacune de la littérature nationale qui n'a pas examiné conjointement ces deux instruments dans un cadre VAR commun. Les résultats témoignent d'une transmission significative, mais incomplète du taux directeur aux taux débiteurs, avec un coefficient de pass-through de 0,655 ($t=6,38$; $p=0,01$), le pic n'étant atteint qu'au troisième trimestre. Les réserves obligatoires exercent un effet positif, mais plus tardif, sans impact avant le cinquième ou sixième trimestre. L'analyse révèle un gap structurel entre taux directeur et taux débiteur, ainsi qu'une asymétrie de transmission : les hausses se répercutent plus rapidement que les baisses, traduisant une logique de maximisation des marges d'intermédiation bancaire. Ces résultats, obtenus sur un échantillon réduit de 32 trimestres dans un cadre VAR standard, restent tributaires des hypothèses sous-jacentes au modèle et relèvent de régularités statistiques plutôt que de mécanismes causaux structurels, ce qui limite la généralisation des conclusions. Les implications plaident pour un renforcement de la concurrence bancaire et le développement des marchés de capitaux.

Mots clés : Politique monétaire, taux directeur, réserves obligatoires, taux débiteur, modèle VAR, pass-through, Bank Al-Maghrib, Maroc.

JEL Classification : E23, E31, D2, D24

Type du papier : Recherche empirique

Abstract

This article assesses the effect of the Moroccan Central Bank's conventional policy instruments, the policy rate and the reserve requirement ratio, on the observed lending rate, using a VAR model applied to quarterly data from Q1 2018 to Q4 2025, thereby filling a gap in the national literature, which has not previously examined these two instruments jointly within a common VAR framework. The results indicate a significant but incomplete pass-through of the policy rate to lending rates, with a pass-through coefficient of 0.655 ($t=6.38$; $p=0.01$), with the peak not being reached until the third quarter. Reserve requirements have a positive but delayed effect, with no impact until the fifth or sixth quarter. The analysis reveals a structural gap between the policy rate and lending rates, as well as an asymmetry in transmission: increases are passed on more quickly than decreases, reflecting a strategy of maximizing banking intermediation margins. These results, obtained from a small sample of 32 quarters using a standard VAR framework, remain dependent on the model's underlying assumptions and reflect statistical regularities rather than structural causal mechanisms, which limits the generalizability of the conclusions. The implications support strengthening banking competition and developing capital markets.

Keywords: Monetary policy, policy rate, reserve requirements, lending rate, VAR model, pass-through, Bank Al-Maghrib, Morocco.

Classification JEL : E23, E31, D2, D24

Paper type: Empirical Research

1. Introduction

La politique monétaire est l'un des éléments essentiels de l'économie moderne. La banque centrale, en tant qu'autorité monétaire, possède divers outils, appelés « instruments » lui permettant d'agir sur les conditions de financement de l'économie et d'atteindre ainsi ses objectifs macroéconomiques. Parmi ces outils, le taux d'intérêt directeur et les réserves obligatoires jouent un rôle clé dans la mise en œuvre de la politique monétaire classique, car ils influencent directement le coût et l'accès au crédit bancaire.

Le contexte marocain confère à cette question une acuité particulière. Depuis 2018, Bank Al-Maghrib conduit sa politique monétaire dans un environnement marqué par des chocs successifs : la transition vers un régime de change plus flexible initiée en janvier 2018, la crise pandémique de 2020 qui a conduit à une baisse historique du taux directeur à 1,5%, et les tensions inflationnistes de 2022-2023 ayant poussé le taux directeur à 3%. Dans ce contexte, le taux débiteur moyen, qui s'établissait autour de 5,3% en 2024 selon les données de Bank Al-Maghrib, représente le prix effectif du crédit pour les entreprises et les ménages marocains, dont le financement repose à plus de 80% sur l'intermédiation bancaire.

Cependant, l'efficacité de cette transmission suscite des questions tant théoriques qu'empiriques. Bien que la théorie économique suggère qu'il existe un lien de causalité entre les instruments de la politique monétaire et le coût du crédit, la réalité observée dans les économies émergentes montre souvent des mécanismes de transmission qui sont incomplets, asymétriques ou retardés. Plusieurs facteurs, comme le niveau de développement du système financier, la concurrence au sein du secteur bancaire et les anticipations des agents économiques, peuvent affecter l'intensité et la rapidité avec lesquelles ces effets se matérialisent.

Si des travaux récents ont analysé la transmission du taux directeur vers les taux débiteurs au Maroc (Msady et al., 2021 ; Saidi et Qafas, 2026), aucune étude n'a, à notre connaissance, examiné conjointement l'impact du taux directeur et des réserves obligatoires sur le taux débiteur dans un cadre VAR permettant de capter leurs effets dynamiques et leurs interactions. Par ailleurs, les études antérieures mobilisent des modèles ARDL ou NARDL sur des périodes antérieures à 2025, sans couvrir les épisodes récents de resserrement monétaire. La présente étude comble cette double lacune en proposant une analyse empirique actualisée et méthodologiquement différenciée.

C'est dans cette optique que s'inscrit cet article, qui vise à analyser de manière empirique l'impact des instruments conventionnels de Bank Al-Maghrib, notamment le taux directeur et le taux de réserves obligatoires, sur le taux débiteur au Maroc. Pour cela, nous adoptons une approche de modélisation vectorielle autorégressive (VAR), qui permet de saisir les interdépendances dynamiques entre les variables monétaires et d'explorer les effets des chocs de politique monétaire à travers des fonctions de réponse impulsionnelle.

Tenant compte des considérations précédentes, notre recherche s'articule autour de la problématique suivante : Dans quelle mesure les variations du taux directeur et du taux de réserves obligatoires de Bank Al-Maghrib influencent-elles le taux débiteur au Maroc ?

Pour répondre à cette problématique, deux hypothèses de recherche sont formulées :

H1 : Une hausse du taux directeur de Bank Al-Maghrib entraîne une augmentation significative et positive du taux débiteur.

H2 : Une hausse du taux de réserves obligatoires exerce un effet positif et significatif sur le taux débiteur, bien que plus tardif que celui du taux directeur.

Le choix de la période 2018-2025 (32 observations trimestrielles) est motivé par la volonté de couvrir les réformes récentes du cadre de politique monétaire de Bank Al-Maghrib, tout en reconnaissant que ce nombre limité d'observations constitue une contrainte économétrique qui sera discutée dans la section méthodologique.

2. Revue de littérature théorique et empirique

La relation entre les instruments de la politique monétaire et les taux d'intérêt a été largement explorée dans la littérature économique, tant sur le plan théorique que pratique. D'une part, les travaux théoriques ont mis en lumière le rôle central du canal des taux d'intérêt dans la transmission des décisions monétaires. D'autre part, les études empiriques ont tenté d'évaluer l'influence et l'efficacité de cette transmission dans différents contextes institutionnels. Dans cette optique, cette section vise à passer en revue les contributions majeures, tant théoriques qu'empiriques, concernant l'effet des instruments classiques de la banque centrale sur le coût du crédit bancaire.

2.1. Revue de littérature conceptuelle et théorique

2.1.1. La politique monétaire : fondements et objectifs

La politique monétaire est l'un des outils les plus puissants dont l'État dispose pour réguler le fonctionnement de l'économie. Il s'agit des décisions adoptées par la banque centrale concernant la création de monnaie et les taux d'intérêt, dans le but d'assurer la stabilité des prix et le bon fonctionnement de la croissance économique (Mishkin, 2007). Depuis les grands débats théoriques du XX^e siècle, la façon d'envisager la politique monétaire et ses objectifs ont largement changé : entre keynésianisme et monétarisme.

L'approche keynésienne, héritée des travaux fondamentaux de Keynes (1936), réinscrit la politique monétaire au rang des instruments de stimulation de la demande globale. À ce titre, la baisse des taux directeurs favorise l'investissement et la consommation et, par voie de conséquence, l'activité économique générale, l'emploi. Cette politique discrétionnaire repose sur la thèse que les autorités monétaires peuvent et doivent intervenir pour stabiliser les fluctuations conjoncturelles (Keynes, 1936 ; Hicks, 1937).

En revanche, l'approche monétariste développée par Friedman (1968) remet en question l'efficacité à long terme des politiques monétaires actives, dans la mesure où pour Friedman, l'inflation est d'abord et avant tout un phénomène monétaire, qui résulte d'un excès de croissance de la masse monétaire. Dès lors, seule une politique monétaire restrictive, c'est-à-dire une hausse des taux d'intérêt et un resserrement des liquidités bancaires, serait la solution crédible à la persistance des tensions inflationnistes. Cela en coûtant de réduire temporairement pour de nombreux acteurs économiques les crédits consentis, la consommation, l'investissement (Friedman, 1968 ; Friedman & Schwartz, 1963).

La synthèse de ces deux courants a abouti à la Nouvelle Économie Keynésienne qui fonde théoriquement la politique monétaire moderne. Clarida, Galí et Gertler (1999) formalisent ce cadre et soulignent quand la banque centrale doit jouer entre un double objectif inflation-output gap. C'est dans cette perspective que les autorités monétaires ont progressivement adopté le ciblage d'inflation à la place du contrôle direct des agrégats monétaires pour donner la primauté à un pilotage basé sur le taux directeur (Bernanke & Mishkin, 1997).

2.1.2. Le taux directeur : instrument central de la politique monétaire

Le taux directeur représente le principal instrument d'opérationnalisation de la politique monétaire moderne, car c'est le taux d'intérêt, auquel la banque centrale prête des liquidités aux banques commerciales et, de ce fait, il détermine et conditionne également le coût marginal de leur refinancement (Woodford, 2003). Une variation du taux directeur se répercute sur l'ensemble des taux d'intérêt qui règnent au sein de l'économie, en particulier le taux débiteur facturé par les banques commerciales à leur clientèle, qui tient compte du coût de refinancement, mais également d'une prime de risque et d'une marge d'intermédiation (De Bondt, 2005).

Théoriquement, le lien entre le taux directeur et les objectifs macroéconomiques de la banque centrale a été formalisé par la célèbre règle de politique monétaire de Taylor (1993) qui stipule que le taux directeur optimal doit varier positivement avec l'écart entre l'inflation mesurée et l'objectif d'inflation, et l'écart du niveau de production avec son niveau potentiel (Taylor, 1993). Cette règle a constitué un repère normatif de premier plan pour les banques centrales qui a permis d'ancrer les anticipations d'inflation des agents économiques et de renforcer la crédibilité des politiques monétaires (Clarida et al., 1999 ; Taylor, 1995).

Dans ses recherches sur la politique monétaire optimale, Woodford (2003) a en outre établi que la stabilité des prix est une condition suffisante de l'absence de dispersion des prix relatifs, et que les banques centrales ont intérêt à mieux ajuster le taux directeur de façon progressive, que de le modifier de façon trop brutale, car cela déstabiliserait le système financier. Ce traitement prétentieux du taux directeur explique d'ailleurs en partie les délais et l'incomplétude de la répercussion de la décision en matière de politique monétaire sur les taux débiteurs bancaires (Cottarelli & Kourelis, 1994 ; Mojon, 2000).

2.1.3. Les réserves obligatoires : instrument de régulation de la liquidité

Les réserves obligatoires représentent l'un des principaux outils utilisés dans la politique monétaire, influençant directement la liquidité des banques et, par conséquent, leur capacité à accorder des crédits ainsi que la détermination des taux d'intérêt. Ces réserves sont définies comme l'obligation pour les banques commerciales de déposer une part spécifique de leurs dépôts auprès de la banque centrale. Cela crée une réserve qui ne peut pas être utilisée pour des fins de crédit (Fry, 1995 ; Borio & Fritz, 1995).

Le processus par lequel les réserves obligatoires affectent les taux d'intérêt fonctionnent principalement grâce au coût d'opportunité qu'elles engendrent pour les banques. En immobilisant une partie de leurs fonds sur un compte non rémunéré à la banque centrale, ces réserves diminuent la capacité de prêt des banques et augmentent leurs coûts d'opération. Cela les conduit à élever leurs taux d'intérêt pour maintenir leur rentabilité (Fry, 1995 ; Kashyap & Stein, 2000).

Ainsi, une augmentation du taux de réserves obligatoires représente en somme une sorte de taxe sur l'intermédiation bancaire, dont le coût est souvent répercuté sur les emprunteurs finaux, se traduisant par une hausse du taux d'intérêt (Montoro & Moreno, 2011).

De plus, les réserves obligatoires ont une fonction signal fort dans la mise en œuvre de la politique monétaire. Un changement du taux de réserves constitue un véritable message de la banque centrale aux marchés financiers concernant sa direction politique, ce qui peut influencer les attentes des acteurs économiques et, par extension, les pratiques de tarification des crédits par les banques commerciales (Gray, 2011).

Cette dimension signalétique confère aux réserves obligatoires une efficacité qui dépasse leur simple impact sur la liquidité du système bancaire. L'articulation entre le taux directeur et les réserves obligatoires est au centre de l'architecture des politiques monétaires conventionnelles. Si Montoro et Moreno (2011) ont montré que sur le plan opérationnel, les deux dispositifs sont disjoints, il n'en demeure pas moins que tous deux produisent des résultats identiques en débouchant sur les mêmes effets sur les conditions de crédit et le coût de financement de l'économie. D'où l'intérêt de leur articulation dans l'exercice des politiques monétaires que pourrait pratiquer la Banque centrale, et notamment, dans les économies émergentes, où la nature encore peu développée des marchés financiers fait du canal du crédit bancaire le principal canal de financement de l'économie réelle (Gray, 2011 ; Montoro & Moreno, 2011).

2.2. Revue de littérature empirique

De manière générale, les études empiriques consacrées à la transmission des instruments de la politique monétaire usuelle aux taux débiteurs sont très nombreuses, notamment depuis les

travaux fondateurs de Cottarelli et Kourelis (1994), qui ont été les premiers à tenter de mesurer et de comparer le degré de pass-through dans un panel de pays développés et en développement. À partir d'une enquête de conjoncture menée dans une trentaine de pays, ces auteurs montrent que les taux bancaires sont globalement rigides à la baisse aux variations du taux directeur, et que leur propre pass-through est limité. Cette contribution a suscité une large orientation de recherche empirique qui a progressivement bénéficié de méthodes économétriques de plus en plus appropriées.

Dans la zone euro, les études consacrées au pass-through donnent des résultats récurrents : d'une part, une rigidité des taux d'intérêt bancaire est confirmée et d'autre part, les effets des variations du taux de politique monétaire sont généralement constatés comme lents et incomplets dans le court terme. Mojon (2000) confirme cette hypothèse d'homogénéisation du pass-through en le vérifiant pour plusieurs pays européens, en soulignant que si le degré de concurrence bancaire ainsi que celui de développement financier sont déterminants quant à la rapidité de l'ajustement des taux débiteurs observés, Sander et Kleimeier (2004) soutiennent que le pass-through est d'autant plus élevé lorsque l'environnement inflationniste est marqué, de sorte que ce contexte macroéconomique joue un rôle dans la transmission monétaire.

D'autres travaux ont été menés pour enrichir cette littérature avec l'identification d'autres déterminants structurels du pass-through, tels que le développement du secteur financier (Cottarelli et Kourelis, 1994 ; Sander et Kleimeier, 2006 ; Égert et al., 2007), la concurrence bancaire (Mojon, 2000), la présence de banques étrangères, la santé et la stabilité du secteur bancaire. Ces conclusions montrent que le degré de pass-through des instruments de la politique monétaire aux taux débiteurs dépend structurellement du système financier de chaque pays, ce qui explique la nécessité de mener des travaux spécifiques selon chaque contexte national.

Au niveau national, la question de la transmission des instruments de politique monétaire aux taux débiteurs a bien fait l'objet de plusieurs contributions empiriques.

Bennouna (2018) a exploité les données de l'enquête trimestrielle de Bank Al-Maghrib sur les taux débiteurs, portant sur la période T2 2006T2- T2 2017, pour estimer, à l'aide d'un modèle à correction d'erreur en panel, le pass-through et la vitesse d'ajustement des taux débiteurs selon l'objet économique du crédit et le secteur institutionnel de l'emprunteur. Les résultats font ressortir une hétérogénéité marquée du degré de transmission, celle-ci étant plus complète pour les crédits immobiliers et à l'équipement que pour les crédits à la consommation, différence que l'auteur attribue notamment à des écarts de concurrence entre segments de marché.

Msady, Ouahid et Aït Cheikh (2021) se sont intéressés à la transmission des taux directeurs aux taux d'intérêt débiteurs au Maroc sur la période 2007-2021 en utilisant un modèle ARDL. Leur analyse a révélé que ce processus de transmission demeure incomplet à court terme. En effet, les décisions de politique monétaire influencent de manière limitée les taux d'intérêt, avec une élasticité du taux débiteur moyen par rapport au taux du marché interbancaire qui est faible. Cela indique que les banques n'ajustent pas immédiatement leurs taux en réponse aux modifications des orientations monétaires.

Plus récemment, Benyacoub (2024) a réexaminé la question du pass-through des taux d'intérêt au Maroc à travers un modèle ARDL à correction d'erreur intégrant explicitement la possibilité d'une asymétrie dans la dynamique de transmission, sur des données trimestrielles couvrant la période 2007T1-2022T2. Les résultats confirment un ajustement lent à court terme, mais une transmission significative et complète à long terme, confirmant l'existence d'une asymétrie dans le processus d'ajustement des taux débiteurs marocains.

Nazih et Hefnaoui (2025) se sont penchés sur l'effet du taux directeur sur la demande intérieure et la croissance économique au Maroc durant la période 1990-2024, en s'appuyant sur des modèles ARDL et VECM. Leurs résultats soulignent que le taux directeur a un impact significatif sur la demande intérieure à long terme, même si son influence sur la croissance du PIB apparaît plutôt modeste et statistiquement peu robuste. L'étude met également en lumière

un effet différencié avant et après la réforme du régime de change de 2018, indiquant une légère amélioration du mécanisme de transmission monétaire.

Dans un travail plus récent, Saidi et Qafas (2026) a étudié la relation entre le taux directeur de Bank Al-Maghrib et les taux débiteurs bancaires, couvrant la période 2010-2025 grâce à un modèle ARDL et à sa variante non linéaire, le NARDL. Les résultats obtenus démontrent une transmission complète à long terme, tout en mettant en évidence une asymétrie significative dans le processus de transmission, avec une demi-vie d'ajustement d'environ six mois. Ces conclusions signalent une amélioration progressive de l'efficacité du canal des taux d'intérêt au Maroc, surtout depuis les réformes apportées au cadre de politique monétaire de Bank Al-Maghrib.

Au-delà des travaux consacrés spécifiquement au pass-through, une autre branche de la littérature marocaine s'est attachée à documenter empiriquement le degré de concentration et de concurrence du secteur bancaire national, dimension structurelle déterminante pour la vitesse et l'ampleur de la transmission monétaire. Benazzi et Rouiessi (2017) ont mesuré le degré de concurrence bancaire au Maroc et concluent à une situation de concurrence monopolistique, un résultat cohérent avec celui obtenu par Anzoategui, Pería et Rocha (2010) pour un panel de pays de la région MENA, ces derniers situant l'indice de concurrence H du Maroc à un niveau intermédiaire, supérieur à celui du Koweït, mais inférieur à celui des Émirats Arabes Unis.

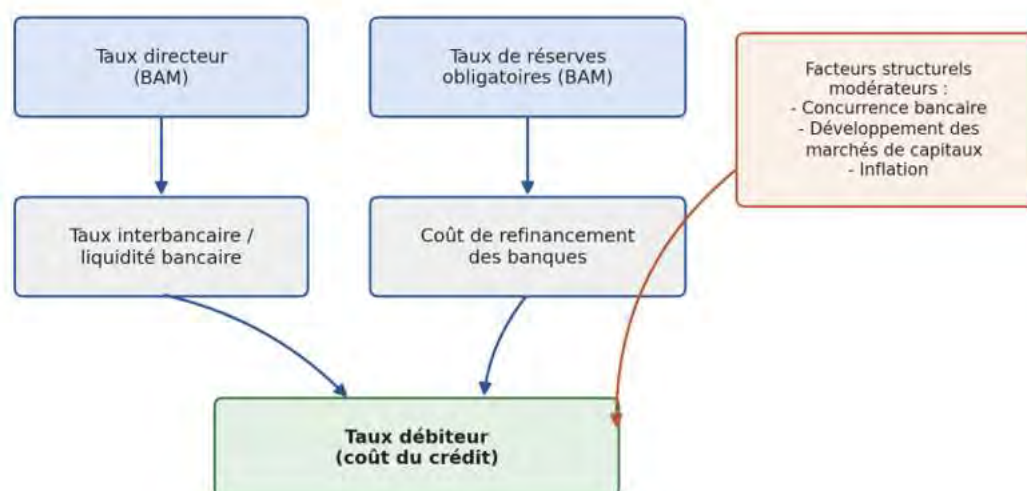
Dans une perspective complémentaire fondée sur les indices de concentration usuels, Rachidi (2019) a calculé les ratios de concentration C3 et C5 ainsi que l'indice de Herfindahl-Hirschman (IHH) pour le secteur bancaire marocain sur la période 2005-2019. Ses résultats mettent en évidence une tendance à la hausse de la concentration jusqu'en 2011, suivie d'une baisse à partir de 2012, avec un niveau de concentration plus modéré pour les crédits que pour les dépôts, évolution que l'auteur associe à la baisse des tarifs bancaires observée depuis cette même année. Ces travaux convergent pour souligner que si le secteur bancaire marocain n'est pas en situation de monopole, il demeure structurellement concentré, ce qui limite la pression concurrentielle exercée sur la fixation des taux débiteurs et retarde l'ajustement de ces derniers aux impulsions de politique monétaire.

En définitive, la revue de la littérature fait apparaître un double constat. D'une part, un large consensus se dégage, tant au niveau international, qu'au niveau national, quant au caractère incomplet et souvent asymétrique du pass-through des taux de politique monétaire aux taux débiteurs, la vitesse d'ajustement étant conditionnée par des facteurs structurels tels que le degré de concurrence bancaire, le développement financier et l'environnement inflationniste. D'autre part, en dépit de cet enrichissement récent de la littérature marocaine, aucune des contributions recensées n'a, à ce jour, mobilisé conjointement le taux directeur et le taux de réserves obligatoires au sein d'un même cadre d'analyse. Cette lacune, à la fois thématique et méthodologique, est d'autant plus notable que les réserves obligatoires constituent, aux côtés du taux directeur, l'un des principaux instruments conventionnels de Bank Al-Maghrib. Par ailleurs, les études existantes recourent presque exclusivement à des modèles ARDL, NARDL (Shin, Yu, & Greenwood-Nimmo, 2014) ou VECM (Johansen, 1995), qui imposent une structure causale a priori, alors qu'un cadre VAR (Sims, 1980 ; Lütkepohl, 2005) permettrait de traiter symétriquement les interactions entre les deux instruments, et permet surtout d'exploiter les fonctions de réponse impulsionnelle, qui retracent la trajectoire dynamique complète du taux débiteur suite à un choc sur le taux directeur ou sur les réserves obligatoires. Cette approche permet d'identifier le délai d'impact, le pic de transmission et la persistance des effets, offrant un éclairage plus fin que les approches usuelles. Le VAR présente toutefois la limite de nécessiter un nombre suffisant d'observations, contrainte sensible ici compte tenu de la taille réduite de l'échantillon trimestriel.

Afin de clarifier les hypothèses sous-jacentes au modèle VAR retenu, la Figure 1 propose une représentation synthétique des canaux de transmission attendus entre les instruments de

politique monétaire et le taux débiteur, ainsi que des facteurs structurels susceptibles d'en moduler l'intensité et la vitesse.

Figure 1 : Schéma synthétique des relations attendues entre les variables



Source : auteurs

3. Méthodologie de recherche

La démarche économétrique choisie dans ce travail repose sur le modèle vectoriel autorégressif (VAR), qui est notamment caractérisé par sa capacité à traiter au sein d'un même cadre toutes les variables, sans a priori de distinction entre les variables endogènes et exogènes, et de cette manière à rendre compte des interdépendances dynamiques entre les variables de politique monétaire et le taux débiteur (Sims, 1980). En effet, comme le soulignent Lütkepohl (2005) et Hamilton (1994), le modèle VAR est particulièrement bien adapté au traitement de l'analyse des effets dynamiques des chocs de politique monétaire dans la mesure où il permet de tracer les fonctions de réponse impulsionnelle.

3.1. Présentation des variables

Cette étude s'appuie sur des données trimestrielles s'étendant du premier trimestre 2018 au quatrième trimestre 2025, totalisant ainsi 32 observations. Ce nombre limité d'observations constitue une contrainte économétrique réelle qui réduit les degrés de liberté disponibles dans un modèle VAR à quatre variables. Afin d'atténuer cette limite, le choix du nombre de retards a été rigoureusement contraint par les critères d'information, et les intervalles de confiance des fonctions de réponse impulsionnelle ont été construits selon la méthode analytique (asymptotique) à ± 2 écarts-types, conformément à l'approche standard de Lütkepohl (1990, 2005), afin de garantir la robustesse des résultats malgré la taille réduite de l'échantillon. En effet, le choix de la période vise à saisir la dynamique récente de la politique monétaire de Bank Al-Maghrib, particulièrement depuis la réforme du régime de change initiée en 2018 et les ajustements monétaires réalisés face aux chocs exogènes successifs, tels que la pandémie de Covid-19 en 2020 et les tensions inflationnistes observées en 2022-2023. Les séries n'ont pas subi de désaisonnalisation ni d'annualisation, les données trimestrielles de Bank Al-Maghrib étant déjà publiées en termes de moyennes trimestrielles. Toutes les estimations sont réalisées sous EViews 10.

En effet, le taux d'intérêt directeur (TD) constitue l'instrument opérationnel principal de Bank Al-Maghrib pour affecter le niveau de liquidité sur le marché interbancaire. Le taux de réserves obligatoires (RO) est un instrument quantitatif complémentaire affectant le montant des

ressources prêtables des banques commerciales. Le taux d'inflation (INF), celui mesuré par la variation de l'indice des prix à la consommation, représente l'objectif ultime de la politique monétaire de Bank Al-Maghrib. Enfin, le taux débiteur moyen (TDB) constitue la variable d'intérêt principal qui mesure le coût effectif du crédit accordé par les banques commerciales à leurs clientèles respectives.

Table 1 : Présentation cdx variables utilisées dans l'estimation du modèle VAR

Variables	Description	Fréquence	Source
TD	Taux directeur	Trimestrielle	Bank AL-Maghrib (historique des décisions)
RO	Taux de réserve obligatoire	Trimestrielle	Bank AL-Maghrib (historique des décisions)
INF	Taux d'inflation	Trimestrielle	Bank AL-Maghrib (séries statistiques)
TDB	Taux débiteurs	Trimestrielle	Bank AL-Maghrib (Enquête trimestrielle de BAM sur les taux débiteurs)

Source : Auteurs

3.2. Etude de stationnarité

Avant de procéder à toute estimation économétrique, il est essentiel de vérifier les caractéristiques stochastiques des séries temporelles que nous avons choisies. Cette étape est cruciale pour éviter le danger de régression fallacieuse, qui pourrait entraîner des conclusions statistiques incorrectes (Granger & Newbold, 1974). À cet effet, nous mobilisons deux tests complémentaires de racine unitaire : le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) (Dickey & Fuller, 1979) et le test de Phillips-Perron (PP) (Phillips & Perron, 1988). La combinaison de ces deux tests permet de pallier les limites de puissance statistique propres à chaque test, notamment sur de petits échantillons.

Table 2 : Synthèse des résultats de l'étude de stationnarité (test ADF)

Variable	Nature du processus	Ordre d'intégration	Stationnarité
TD	DS sans dérive	I (1)	En différence première
RO	DS avec dérive	I (1)	En différence première
TDB	DS sans dérive	I (1)	En différence première
INF	DS sans dérive	I (1)	En différence première

Source : Auteurs

3.3. Etude de cointégration

Le test de cointégration de Johansen (1988), fondé sur la statistique de la trace, a été appliqué afin de vérifier l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre les variables du modèle. Les résultats montrent que la statistique de la trace associée à l'hypothèse nulle « aucune relation de cointégration » (35,123) est inférieure à la valeur critique au seuil de 5% (47,856), avec une probabilité associée de 0,2588, largement supérieure au seuil de signification retenu. Nous acceptons donc l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Dès lors, la procédure séquentielle du test de la trace s'arrête à cette première étape, conduisant à la conclusion qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables considérées.

Table 3 : Résultat du test de cointégration

Nombre d'équations de cointégration Hypothétique(s)	Valeur propre	Statistique de trace	Valeur critique à 0.05	Prob.**
None *	0.609282	35.12316	47.85613	0.2588
Au plus 1	0.383520	26.74941	29.79707	0.1079
Au plus 2	0.280308	13.68873	15.49471	0.0919
Au plus 3 *	0.163106	4.807561	3.841466	0.0283

Source : Auteurs, résultats Eviews 10

Ce résultat justifie le recours à une modélisation VAR en différences premières plutôt qu'à un modèle à correction d'erreur (VECM). En effet, selon Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990), le VECM n'est théoriquement approprié que lorsque les variables, bien que non stationnaires en niveau, partagent une ou plusieurs relations de cointégration traduisant un équilibre de long terme entre elles. En l'absence d'une telle relation, l'estimation d'un VECM serait statistiquement infondée et pourrait conduire à des résultats biaisés ou à une mauvaise spécification du modèle dynamique. Le modèle VAR appliqué aux variables stationnaires par différenciation constitue ainsi le cadre économétrique adéquat pour capturer les interdépendances entre les variables.

3.4. Spécification du modèle

Le modèle VAR retenu peut être formalisé de la manière suivante :

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Où :

- $Y_t = (TD_t, RO_t, INF_t, TDB_t)$ est le vecteur des quatre variables endogènes à l'instant t ;
- A_0 est le vecteur des constantes ;
- A_i sont les matrices de coefficients associées aux valeurs retardées des variables ;
- p est le nombre de retards optimal ;
- ε_t est le vecteur des termes d'erreur, supposé être un bruit blanc.

4. Estimation du modèle

Nous procédons à l'estimation du modèle vectoriel autorégressif (VAR). La première étape de cette estimation consiste à déterminer le nombre de retards optimal qui conditionne la qualité de l'ajustement du modèle et la validité des inférences s'ensuivant. À cet effet, nous utilisons les critères d'information d'Akaike (AIC), de Schwarz (SIC) et de Hannan-Quinn (HQ) mis en œuvre dans EViews. Le nombre de retards effectivement retenu est celui minimisant à la fois ces critères et pour lequel les résidus sont sans autocorrélation. Le modèle VAR est ensuite estimé selon la méthode des moindres carrés ordinaires équation par équation, comme préconisée par Sims (1980), avec l'ajout d'une constante afin de tenir compte des niveaux moyens des variables sur la durée d'étude.

4.1. Choix du nombre de retard optimal

La détermination du nombre optimal de retards est une étape cruciale dans l'estimation du modèle VAR dans la mesure où un nombre de retards insuffisant peut engendrer un biais d'omission, tandis qu'un nombre excessif réduit les degrés de liberté et dégrade la qualité des estimations (Lütkepohl, 2005). Dans cette optique sont mobilisés, sous EViews 10, les critères d'information de Akaike (AIC), de Schwarz (SIC) et de Hannan-Quinn (HQ), le retard retenu étant celui qui minimise à la fois ces critères tout en maintenant l'absence d'autocorrélation des résidus.

Table 4 : Nombre de retards optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-109.9304	NA	0.054362	8.439291	8.631267	8.496376
1	-4.948153	171.0822*	7.59e-05*	1.848011*	2.807890*	2.133434*
2	5.242078	13.58697	0.000128	2.278365	4.006147	2.792125

Source : Auteurs, résultats Eviews 10

Les tests des critères d'information utilisés dans le cadre du modèle VAR ont montré que ceux de SC et HQ ont atteint leur valeur minimum pour un retard égal à 1, ce qui signifie qu'un seul retard est suffisant pour capturer les interactions dynamiques entre les variables retenues tout en assurant la stabilité et la validité statistique du modèle. Un modèle VAR (1) sera donc retenu.

4.2. Estimation du modèle et interprétation des élasticités

4.2.1. Interprétation des élasticités significatives

Une augmentation de 1% du taux directeur acquise au trimestre précédent entraîne une augmentation de 1,038% du taux directeur du trimestre en cours. La statistique de Student élevée ($t = 5,43$) confirme la significativité statistique de cette estimation, malgré un écart-type relativement plus élevé que les autres coefficients du modèle. Ce résultat témoigne de la forte inertie de l'instrument : Bank Al-Maghrib modifie son taux directeur en petits bonds successifs et graduels, et non par bonds discontinus, conformément à la stratégie de lissage des taux adoptée par les banques centrales modernes.

Une élévation du taux directeur de 1% au trimestre précédent se traduit par une hausse de 0,655% du taux débiteur au trimestre présent. En effet, la statistique de Student élevée ($t = 6,38$) confirme la robustesse statistique de cette estimation, qui constitue le résultat central de notre étude. Ce résultat va dans le sens d'une transmission positive et significative de la politique monétaire vers le coût du crédit, mais l'élasticité inférieure à 1 témoigne d'une transmission encore imparfaite : les banques commerciales ne répercutent que partiellement les variations du taux directeur sur les taux débiteurs qu'elles appliquent, absorbant une partie du surcoût dans leurs marges. Ce coefficient obtenu dans la présente étude s'avère supérieur à l'élasticité à court terme estimée par Msady et al. (2021) via un modèle ARDL (inférieure à 0,5), ce qui s'explique par la couverture de la période récente de resserrement monétaire (2022-2023) durant laquelle la transmission a été plus rapide. Il demeure en revanche inférieur au pass-through de long terme identifié par Saidi et Qafas (2026) via un modèle NARDL, dont le coefficient dépasse l'unité, traduisant une surréaction des taux débiteurs aux variations du taux directeur à long terme.

Une augmentation de 1% du taux des réserves obligatoires du trimestre précédent engendre une augmentation de 0,880% au trimestre suivant. La très faible valeur de l'écart-type (0,07), conjuguée à une statistique de Student élevée ($t = 11,32$), confirme la grande précision de cette estimation, la plus robuste du modèle. Cette forte persistance est révélatrice du caractère structurel de cet instrument, que Bank Al-Maghrib modifie peu et de façon graduelle, contrairement au taux directeur qui constitue l'instrument d'ajustement conjoncturel de référence.

Une inflation en hausse de 1% au trimestre précédent se traduit par une hausse de 0,046% du taux directeur de Bank Al-Maghrib. L'écart-type (0,017) reste modéré au regard du coefficient, témoignant d'une estimation acceptable, bien que moins précise que les autres coefficients du modèle. Ce résultat montre bien que la banque centrale répond aux tensions inflationnistes tout en restant dans son cadre d'objectifs, la stabilité des prix.

Une augmentation de 1% de l'inflation au trimestre précédent se traduit par une augmentation de 0,898% de l'inflation au trimestre suivant. Le rapport élevé entre le coefficient et son écart-type ($t = 6,46$) confirme la significativité statistique de cette forte persistance. Ce résultat montre que les chocs de prix au Maroc sont de nature à se pérenniser, d'où la vigilance accrue que doit exercer Bank Al-Maghrib sur les écarts d'inflation afin d'éviter un ancrage durable des anticipations inflationnistes.

Table 5 : Résultats de l'estimation d'un VAR (1)

	DTD	DRO	DTDB	DINF
DTD (-1)	1.038686 (0.19112) [5.43466]	-0.296026 (0.65030) [-0.45521]	0.655873 (0.10276) [6.38257]	-1.185580 (1.47953) [-0.80132]
DRO (-1)	0.031426 (0.02285) [1.37530]	0.880496 (0.07775) [11.3250]	0.045674 (0.01229) [3.71761]	-0.139244 (0.17689) [-0.78718]
DTDB (-1)	-0.265858 (0.27012) [-0.98424]	0.491951 (0.91908) [0.53526]	0.049708 (0.14523) [0.34226]	-0.022494 (2.09105) [-0.01076]
DINF (-1)	0.046015 (0.01796) [2.56248]	0.031121 (0.06110) [0.50934]	-0.008568 (0.00966) [-0.88745]	0.898589 (0.13901) [6.46405]
C	1.056486 (0.94061) [1.12319]	-1.833866 (3.20047) [-0.57300]	3.143238 (0.50574) [6.21518]	3.091193 (7.28154) [0.42452]
R-squared	0.933427	0.903659	0.963024	0.839203
Adj. R-squared	0.921849	0.886904	0.956594	0.811238
Sum sq. resids	0.156688	6.537414	0.163240	33.83967
S.E. equation	0.156688	0.533137	0.084246	1.212967
F-statistic	80.62174	53.93393	149.7571	30.00934

Source : Auteurs, résultats Eviews10

4.2.2. Indicateurs globaux de la qualité d'ajustement du modèle

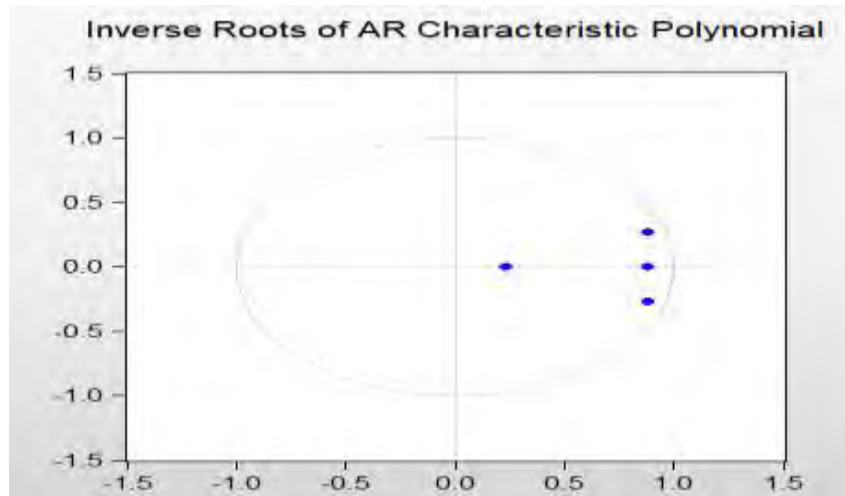
Afin de compléter l'évaluation de la robustesse statistique du modèle VAR (1), les indicateurs globaux de qualité d'ajustement sont présentés pour chacune des quatre équations du système. Les coefficients de détermination ajustés R^2 s'établissent respectivement à 0,922 pour l'équation du TD, 0,887 pour RO, 0,957 pour TDB et 0,811 pour INF, indiquant un pouvoir explicatif significatif selon les équations considérées. Ces résultats sont corroborés par les statistiques F, toutes largement significatives ($F = 80,62 ; 53,93 ; 149,76$ et $30,01$ respectivement), confirmant la significativité globale de chacune des équations estimées.

4.3. Validation du modèle

4.3.1. Test de stabilité du modèle

Afin de vérifier la stabilité globale du modèle VAR estimé, le test des racines inverses du polynôme caractéristique autorégressif a été effectué. Les résultats montrent que l'ensemble des racines inverses présente un module strictement inférieur à l'unité, se situant toutes à l'intérieur du cercle unité. Cette condition, nécessaire pour la stabilité dynamique d'un système VAR, confirme que le modèle estimé est stable. Par conséquent, les chocs affectant les variables du système s'atténuent progressivement dans le temps sans engendrer de divergence explosive, validant ainsi la robustesse structurelle du modèle retenu.

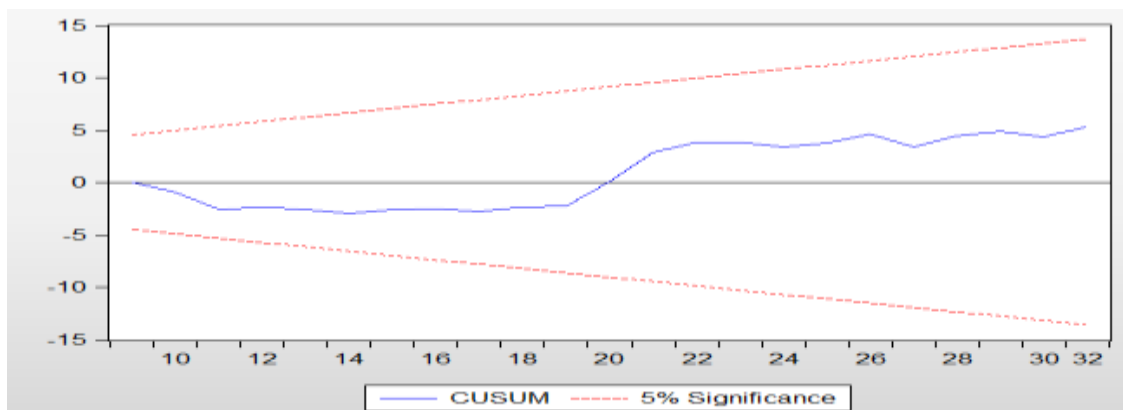
Figure 2 : Résultat du test de stabilité global du modèle (Test des racines AR)



Source : Auteurs, résultats Eviews 10

Par ailleurs, La stabilité des paramètres estimés a également été évaluée à l'aide du test CUSUM (Cumulative Sum of Recursive Residuals), appliqué à l'équation du modèle. Les résultats indiquent que la statistique CUSUM demeure constamment à l'intérieur des bandes de confiance à 5% sur l'ensemble de la période d'estimation, sans aucun dépassement des seuils critiques. Ce résultat confirme l'absence d'instabilité structurelle des coefficients estimés, attestant ainsi de la robustesse et de la fiabilité du modèle sur la période analysée.

Figure 3 : Résultat du test de stabilité des paramètres (CUSUM Test)



Source : Auteurs, résultats Eviews 10

4.3.2. Test diagnostics des résidus

L'analyse des résidus est une étape fondamentale de la validation du modèle économétrique pour s'assurer que les estimations soient fiables et que les inférences statistiques ne soient pas biaisées. En effet, le test d'autocorrélation (Breusch, 1978 ; Godfrey, 1978) permet de vérifier si les erreurs sont corrélées dans le temps ou entre observations, car elles sont source de biais pour les estimateurs. L'hétéroscédasticité, White (1980), est la situation, où la variance des résidus n'est plus constante et compromet ainsi la qualité des estimateurs. Enfin, l'hypothèse de normalité des résidus (Jarque & Bera, 1980), est décisive pour le bon fonctionnement des tests paramétriques et la validité des intervalles de confiance. De ce fait, l'ensemble de ces tests sont nécessaires à la robustesse et à la crédibilité du modèle économétrique estimé.

Table 6 : Résultats des tests des résidus

Test des résidus	Hypothèse nulle (H0)	Résultat principal	Interprétation
Autocorrélation	Absence d'autocorrélation	P-value = 0,60	Acceptation de H0 : Absence d'autocorrélation des résidus
Hétéroscédasticité	Variance des résidus constante	P-value = 0,06	Acceptation de H0 : Les résidus sont homoscedastiques. Si l'hypothèse nulle d'homoscédasticité est techniquement acceptée au seuil de 5%, la proximité de cette p-value avec le seuil critique invite à une interprétation prudente. Ce résultat peut s'expliquer en partie par la taille limitée de l'échantillon et ne remet pas en cause la validité globale du modèle, mais suggère de traiter les résultats avec une certaine réserve méthodologique
Normalité	Les résidus suivent une loi normale	P-value : 0,58	Acceptation de H0 : Les résidus sont normaux.

Source : Auteurs, résultats Eviews10

La synthèse des résultats obtenus de ces trois tests nous permet de conclure que notre VAR (1) est en mesure de reproduire adéquatement la dynamique conjointe des variables traitées. Le détail des tests achève de montrer que les résidus sont globalement indépendants, leur variance est stationnaire, leur distribution s'avère normale, rendant valides les conditions classiques requises pour l'inférence économétrique.

5. Résultats de l'analyse des fonctions des réponse impulsionnelle et discussion

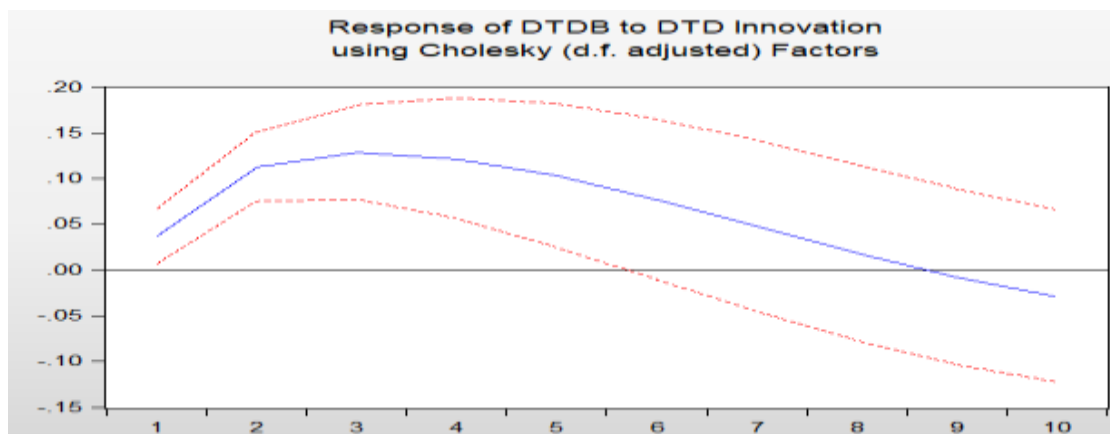
Pour appréhender la dynamique de transmission des instruments de la politique monétaire au taux débiteur, nous analysons les fonctions de réponse impulsionnelle, issues du VAR estimé. Ces fonctions permettent de retracer la dynamique du taux débiteur à la suite d'un choc d'un écart-type, appliqué tour à tour au taux directeur et au taux de réserves obligatoires, sur un horizon de dix trimestres. Afin d'apprécier la significativité statistique des effets décrits, les fonctions de réponse impulsionnelle sont accompagnées d'intervalles de confiance calculés selon la méthode analytique (asymptotique) à ± 2 écarts-types, conformément à l'approche standard développée par Lütkepohl (1990,2005), et représentés par les bandes pointillées encadrant chaque trajectoire estimée. La prise en compte de ces bandes permet de déterminer les horizons temporels sur lesquels les effets identifiés, notamment le pic de transmission observé au troisième trimestre et l'atténuation progressive de l'effet jusqu'à sa disparition au dixième trimestre, sont statistiquement significatifs, renforçant ainsi la crédibilité des interprétations avancées.

5.1. Réponse du taux débiteur à un choc sur le taux directeur

L'étude de la fonction de réponse impulsionnelle montre qu'un choc positif sur le taux directeur génère une réaction positive et significative dans le temps du taux débiteur. Cette réponse est quasi immédiate dès le premier trimestre et croît progressivement en intensité pour atteindre un maximum autour du troisième trimestre. Elle s'infléchit à partir du quatrième trimestre et devient nulle aux alentours du dixième trimestre.

Cependant, deux limites structurelles sont notables. D'abord, on constate l'existence d'un gap significatif entre la portée du choc monétaire initial sur le taux directeur et celle de son impact sur le taux d'intérêt débiteur qui témoigne d'un pass-through incomplet, témoignant de l'existence d'une marge d'intermédiation bancaire rigide que les banques commerciales marocaines semblent peu prêtes à ajuster en réponse aux décisions prises par Bank Al-Maghrib. Ce gap s'explique par la concentration du secteur bancaire marocain qui freine la pression concurrentielle Rachidi (2019).

Figure 4 : Fonction de réponse impulsionnelle du taux débiteur à un choc sur le taux directeur, avec intervalles de confiance analytiques à ± 2 écarts-types



Source : Auteurs, résultats Eviews10

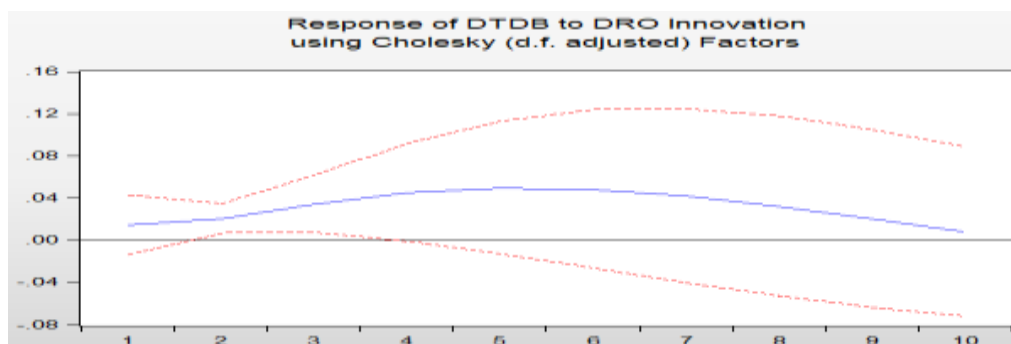
Dans un second temps, les résultats montrent une asymétrie dans la vitesse et dans l'ampleur de la transmission suivant le phénomène de variation du taux directeur. En effet, le taux débiteur réagit plus vite et plus fort dans les phases de resserrement monétaire (c'est-à-dire lorsque le taux directeur est augmenté) que dans les phases d'assouplissement. Ce comportement asymétrique relève d'une logique de maximisation des marges d'intermédiation, dont la mesure où les banques commerciales répercutent rapidement les hausses du coût de refinancement aux emprunteurs tout en conservant soigneusement pendant un certain temps les marges lorsque les baisses sont possibles.

5.2. Réponse du taux débiteur à un choc sur les réserves obligatoires

Dans le cas de la réponse du taux débiteur à un choc sur le taux de réserves obligatoires, la réaction positive est plus lente et plus repoussée que la réaction au taux directeur. En effet, elle reste proche de zéro au cours du premier trimestre, avant de s'accroître lentement jusqu'à son maximum entre le cinquième et le sixième trimestre, pour redescendre lentement vers zéro dans le dixième trimestre.

Cette dynamique de transmission différée peut s'expliquer par les caractéristiques du dispositif des réserves obligatoires comme instrument quantitatif : en immobilisant une part des ressources de la banque sur un compte non rémunéré auprès de Bank Al-Maghrib, leur hausse rend le coût d'opportunité qu'elles représentent pour les banques commerciales de plus en plus coûteux, pour ne se répercuter sur les taux débiteurs qu'avec un certain décalage. De plus, l'asymétrie de transmission du taux directeur observée est toujours présente, mais dans une moindre mesure pour les réserves obligatoires : l'accroissement du taux de réserves se répercute plus précocement sur le taux débiteur que sa diminution, les banques ont en effet de fortes lenteurs lorsqu'il s'agit de transférer à leurs clients les bénéfices d'un assouplissement de la même contrainte de liquidité.

Figure 4 : Fonction de réponse impulsionnelle du taux débiteur à un choc sur le taux des réserves obligatoires, avec intervalles de confiance analytiques à ± 2 écarts-types



Source : Auteurs, résultats Eviews10

6. Conclusion

Cet article a vocation à analyser empiriquement l'effet des instruments conventionnels de Bank Al-Maghrib, à savoir le taux directeur et le taux de réserves obligatoires sur le taux débiteur au Maroc, à partir d'une modélisation vectorielle autorégressive (VAR) mobilisant des données trimestrielles de la période 2018-2025. Cette étude vise un double objectif : d'une part, tester l'effectivité du mécanisme de transmission de la politique monétaire marocaine à celui du coût du crédit bancaire, et d'autre part, comparer tant leur nature que leur temporalité des effets des deux instruments retenus sur le taux débiteur.

Les résultats obtenus permettent d'extraire plusieurs enseignements majeurs. D'abord, à l'issue de l'estimation du modèle VAR, il ressort une transmission significative et positive du taux directeur au taux débiteur, avec un coefficient de pass-through de 0,655. Ce résultat révèle que les choix de Bank Al-Maghrib concernant le taux directeur sont bien répercutés sur le coût du crédit bancaire, avec un temps de retard d'un trimestre, confirmant ainsi les constats de Msady, Ouahid et Aït Cheikh (2021) et de Saidi et Qafas (2026) sur un pass-through au Maroc, bien qu'incomplet, mais significatif.

Ensuite, les fonctions de réponse impulsionnelle, désormais présentées sous forme de sous-graphiques distincts et pleinement légendés pour chaque choc étudié, incluant l'échelle des axes, l'unité des chocs et les bandes de confiance analytiques associées, établissent que le taux directeur porte un effet rapide et significatif sur le taux débiteur, dont le pic de transmission est atteint dès le troisième trimestre, tandis que le taux de réserves obligatoires engendre un effet plutôt lent et longtemps étalé dans le temps. Enfin, l'analyse révèle deux limites structurelles à l'efficacité de la politique monétaire conventionnelle au Maroc : un gap persistant entre le taux directeur et le taux débiteur, témoin de marges d'intermédiation bancaire rigides, et une transmission asymétrique significative selon le sens de variation des instruments (les hausses plus rapidement retranscrites que les baisses sur le coût du crédit bancaire).

Sur le plan théorique, cette étude s'inscrit dans le prolongement des cadres mobilisés dans la revue de littérature, notamment la règle de Taylor et le canal des taux d'intérêt de la politique monétaire. Sa contribution théorique réside dans la mise en évidence empirique, pour le cas marocain, d'une asymétrie du canal des taux d'intérêt selon le sens de variation des instruments monétaires, un résultat qui nuance les hypothèses de symétrie généralement admises dans les modèles théoriques de transmission. Par ailleurs, la mise en évidence d'un gap persistant entre le taux directeur et le taux débiteur enrichit la compréhension du rôle des marges d'intermédiation bancaire comme facteur de frictions dans le canal des taux d'intérêt,

complétant ainsi les enseignements théoriques classiques par une lecture contextualisée au marché bancaire marocain. Ces apports théoriques se distinguent des contributions empiriques de l'étude, qui résident quant à elles dans la quantification du degré de pass-through et dans la caractérisation de la dynamique temporelle de la transmission par instrument.

Ces résultats appellent plusieurs implications de politique monétaire pour les autorités marocaines. À court terme, il conviendrait de renforcer la lisibilité et la prévisibilité des décisions relatives au taux directeur, dans la mesure où celui-ci constitue le canal de transmission le plus rapide et le plus significatif vers le taux débiteur ; une communication plus explicite de Bank Al-Maghrib sur la trajectoire anticipée du taux directeur pourrait ainsi accélérer et homogénéiser la répercussion des décisions de politique monétaire sur le coût du crédit. De même, un suivi resserré de l'asymétrie de transmission identifiée pourrait inciter les autorités à examiner les pratiques tarifaires des banques lors des phases de baisse des taux, afin de limiter les rigidités observées. À moyen et long terme, la persistance d'un gap entre le taux directeur et le taux débiteur plaide en faveur d'un renforcement de la concurrence bancaire, par exemple via l'encouragement de nouveaux entrants ou le développement de plateformes de crédit alternatives, susceptibles de comprimer les marges d'intermédiation. Le développement des marchés de capitaux, notamment obligataire, constitue également un levier de moyen terme permettant de diversifier les sources de financement de l'économie et de réduire la dépendance au canal bancaire, tout en exerçant une pression concurrentielle indirecte sur le coût du crédit bancaire. Ces recommandations, bien qu'ancrées dans les résultats empiriques de l'étude, mériteraient d'être approfondies par des travaux complémentaires intégrant une analyse plus fine du comportement de tarification des banques marocaines.

L'étude présente néanmoins des limites qu'il convient de signaler. D'une part, la période d'étude plutôt courte pendant 32 trimestres limite les degrés de liberté et peut affecter la robustesse des résultats. D'autre part, le modèle VAR choisi ne tient pas compte d'autres variables pouvant influencer le taux débiteur, comme le risque de crédit, le taux de change ou encore les conditions de liquidité du marché interbancaire.

Ces limites ouvrent des perspectives de recherche futures, consistant notamment à élargir la période d'étude, mais aussi à envisager un modèle VAR structurel (SVAR) plus rigoureux sur l'identification des chocs de politique monétaire. Concernant ce dernier point, un schéma d'identification récursif à la Cholesky, similaire à celui retenu dans la présente étude, mais assorti de restrictions théoriques explicites sur l'ordre contemporain des variables, pourrait constituer une première extension naturelle. Une identification alternative fondée sur des restrictions de long terme à la Blanchard et Quah (1989), permettant de distinguer les chocs permanents des chocs transitoires sur le taux débiteur, offrirait une robustesse accrue quant à l'interprétation structurelle des chocs de politique monétaire identifiés. Le choix entre ces deux approches devra être guidé par les hypothèses économiques retenues quant à la neutralité de long terme des instruments conventionnels de Bank Al-Maghrib.

Références :

- (1). Anzoategui, D., Martinez Pería, M. S., & Rocha, R. (2010). Bank competition in the Middle East and Northern Africa region. *Review of Middle East Economics and Finance*, 6(2), 26–48. <https://doi.org/10.2202/1475-3693.1313>
- (2). Benazzi, S., & Rouiessi, I. (2017). *Analyse de la concurrence bancaire au Maroc : Approche de Panzar et Rosse* (Document de travail 2017-1). Bank Al-Maghrib, Département de la Recherche.
- (3). Bennouna, H. (2018). *Pass-through du taux d'intérêt au Maroc : Enseignements à partir de l'enquête trimestrielle sur les taux débiteurs* (Document de travail 2018-4). Bank Al-Maghrib, Département de la Recherche.

- (4). Benyacoub, B. (2024). Pass-through du taux d'intérêt au Maroc : Étude économétrique par le modèle ARDL. *Alternatives Managériales Economiques*, 6(2). <https://doi.org/10.48374/IMIST.PRSM/ame-v6i2.48459>
- (5). Bernanke, B. S., & Mishkin, F. S. (1997). Inflation targeting: A new framework for monetary policy? *Journal of Economic Perspectives*, 11(2), 97–116. <https://doi.org/10.1257/jep.11.2.97>
- (6). Blanchard, O. J., & Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79(4), 655–673.
- (7). Borio, C., & Fritz, W. (1995). *The response of short-term bank lending rates to policy rates: A cross-country perspective* (BIS Working Paper No. 27). Bank for International Settlements.
- (8). Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334–355. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x>
- (9). Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: A New Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661–1707. <https://doi.org/10.1257/jel.37.4.1661>
- (10). Cottarelli, C., & Kourelis, A. (1994). Financial structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy. *IMF Staff Papers*, 41(4), 587–623. <https://doi.org/10.2307/3867521>
- (11). De Bondt, G. (2005). Interest rate pass-through: Empirical results for the euro area. *German Economic Review*, 6(1), 37–78. <https://doi.org/10.1111/j.1465-6485.2005.00121.x>
- (12). Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- (13). Égert, B., Crespo-Cuaresma, J., & Reininger, T. (2007). Interest rate pass-through in central and eastern Europe: Reborn from ashes merely to pass away? *Journal of Policy Modeling*, 29(2), 209–225. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2007.01.005>
- (14). Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58(1), 1–17.
- (15). Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1963). *A monetary history of the United States, 1867–1960*. Princeton University Press.
- (16). Fry, M. J. (1995). *Money, interest, and banking in economic development* (2e éd.). Johns Hopkins University Press. (Baltimore, MD)
- (17). Godfrey, L. G. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46(6), 1293–1301. <https://doi.org/10.2307/1913829>
- (18). Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
- (19). Gray, S. (2011). *Central bank balances and reserve requirements* (IMF Working Paper No. WP/11/36). International Monetary Fund.
- (20). Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press. (Princeton, NJ)
- (21). Hicks, J. R. (1937). Mr. Keynes and the "Classics": A suggested interpretation. *Econometrica*, 5(2), 147–159. <https://doi.org/10.2307/1907242>
- (22). Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)

- (23). Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- (24). Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/0198774508.001.0001>
- (25). Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- (26). Kashyap, A. K., & Stein, J. C. (2000). What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy? *American Economic Review*, 90(3), 407–428. <https://doi.org/10.1257/aer.90.3.407>
- (27). Keynes, J. M. (1936). *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*. Payot. (Paris, France)
- (28). Lütkepohl, H. (1990). Asymptotic distributions of impulse response functions and forecast error variance decompositions of vector autoregressive models. *The Review of Economics and Statistics*, 72(1), 116–125. <https://doi.org/10.2307/2109746>
- (29). Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer. (Berlin, Allemagne)
- (30). Mishkin, F. S. (2007). *The economics of money, banking, and financial markets* (8e éd.). Pearson Addison-Wesley. (Boston, MA)
- (31). Mojon, B. (2000). *Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy* (ECB Working Paper No. 40). European Central Bank.
- (32). Montoro, C., & Moreno, R. (2011, mars). The use of reserve requirements as a policy instrument in Latin America. *BIS Quarterly Review*, 53–65.
- (33). Msady, A., Ouahid, D., & Aït Cheikh, M. (2021). Analyse du pass-through des taux directeurs sur les taux d'intérêts bancaires au Maroc. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 2(6-1), 473–488. <https://doi.org/10.5281/zenodo.5736292>
- (34). Nazih, K., & Hefnaoui, H. (2025). L'impact du taux directeur sur la demande et la croissance au Maroc : preuves empiriques d'un modèle ARDL et VECM. *African Scientific Journal*, 3(33). <https://doi.org/10.5281/zenodo.18338190>
- (35). Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- (36). Rachidi, M. A. (2019). « Étude de la concentration du secteur bancaire marocain ». *Revue Marocaine de Gestion et d'Economie*, 5(10). <https://revues.imist.ma/index.php/RMGE/article/view/23449>
- (37). Saidi, A., & Qafas, A. (2026). Transmission du taux directeur de Bank Al-Maghrib aux taux débiteurs bancaires : degré, vitesse et asymétrie (2010–2025). *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 7(3), 308–326. <https://doi.org/10.5281/zenodo.18842920>
- (38). Sander, H., & Kleimeier, S. (2004). Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about financial integration, competition and monetary policy transmission. *Journal of International Money and Finance*, 23(3), 461–492. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2004.02.001>
- (39). Sander, H., & Kleimeier, S. (2006). Expected versus unexpected monetary policy impulses and interest rate pass-through in eurozone retail banking markets. *Journal of Banking & Finance*, 30(7), 1839–1870. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2005.07.006>
- (40). Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In R. C. Sickles

- & W. C. Horrace (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt* (pp. 281–314). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9
- (41). Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- (42). Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)
- (43). Taylor, J. B. (1995). The monetary transmission mechanism: An empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 11–26. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.11>
- (44). White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838. <https://doi.org/10.2307/1912934>
- (45). Woodford, M. (2003). *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. Princeton University Press. (Princeton, NJ)