

Analyse des mécanismes de transmission de la politique monétaire au Maroc

Analysis of monetary policy transmission mechanisms in Morocco

Rajae BAHOU

Laboratoire Interdisciplinaire de Recherche en Économie, Finance et Management des Organisations (LIREFIMO), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques Et Sociales de Fès ; Université Sidi Mohamed Ben Abdellah, Fès, Maroc.

Hafid El Hassani

Laboratoire Interdisciplinaire de Recherche en Économie, Finance et Management des Organisations (LIREFIMO), Faculté des Sciences Juridiques, Économiques Et Sociales de Fès ; Université Sidi Mohamed Ben Abdellah, Fès, Maroc.

Résumé. Cet article propose une analyse empirique des mécanismes de transmission de la politique monétaire au Maroc en s'appuyant sur un modèle autorégressif vectoriel (VAR). L'étude couvre la période allant du premier trimestre 2005 au premier trimestre 2023, correspondant à 72 observations trimestrielles, marquée par d'importantes réformes du cadre de la politique monétaire ainsi que par des mutations économiques et financières significatives. L'objectif principal est d'évaluer la capacité de la politique monétaire à influencer à la fois la sphère financière et la sphère réelle de l'économie marocaine, à travers l'identification et l'analyse des principaux canaux de transmission. Les résultats empiriques mettent en évidence le rôle prépondérant du canal du taux d'intérêt dans la transmission des impulsions monétaires, celui-ci apparaissant comme le mécanisme le plus efficace pour relayer les décisions de politique monétaire vers l'activité économique. Le canal du crédit occupe la deuxième position en termes d'importance, traduisant l'influence des conditions de financement bancaire sur l'investissement et la consommation. Toutefois, l'impact global de ces deux canaux demeure modéré, ce qui suggère une transmission partielle des décisions de politique monétaire vers l'économie réelle. Ces résultats peuvent s'expliquer par certaines caractéristiques structurelles de l'économie marocaine, telles que la profondeur relative du système financier, la structure du marché du crédit et le comportement des agents économiques. En conclusion, l'étude souligne la nécessité de renforcer l'efficacité des canaux de transmission afin d'améliorer l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique et la stabilité macroéconomique.

Mots-clés : *Politique monétaire ; Canaux de transmission ; Taux d'intérêt ; Crédit ; VAR ; Maroc ; Activité économique ; Système financier ; Croissance ; Stabilité.*

Abstract. This article provides an empirical analysis of monetary policy transmission mechanisms in Morocco using a Vector Autoregressive (VAR) model. The study is based on quarterly data covering the period from 2005Q1 to 2023Q1, a phase marked by major reforms in the monetary policy framework and significant economic and financial transformations. The main objective is to assess the ability of monetary policy to influence both the financial and real sectors of the Moroccan economy through the identification and analysis of the main transmission channels. The empirical results highlight the predominant role of the interest rate channel in the transmission of monetary policy shocks, making it the most effective mechanism for conveying policy decisions to economic activity. The credit channel ranks second in terms of importance, reflecting the influence of banking financing conditions on investment and consumption. However, the overall impact of these two channels remains moderate, suggesting a partial transmission of monetary policy decisions to the real economy, particularly with

respect to output dynamics. These findings can be explained by certain structural characteristics of the Moroccan economy, including the relative depth of the financial system, the structure of the credit market, and the behavior of economic agents. Overall, the study underscores the need to strengthen the effectiveness of monetary transmission channels to enhance the impact of monetary policy on economic growth and macroeconomic stability.

Keywords: *Monetary policy; Transmission channels; Interest rate; Credit, VAR; Morocco; Economic activity; Financial system; Growth; Stability.*

1. Introduction

La libéralisation financière et l'évolution des cadres de la politique monétaire ont suscité un regain d'intérêt au cours des dernières décennies. L'environnement financier dans lequel les autorités monétaires ont historiquement opéré a connu de profondes transformations, marquées notamment par la déréglementation des marchés, la multiplication des innovations financières, le développement du financement direct, l'accroissement de la mobilité internationale des capitaux ainsi que les avancées rapides des technologies de l'information. Ces mutations ont profondément modifié les conditions de conduite de la politique monétaire, tant en matière de définition des objectifs que de mise en œuvre et d'efficacité des instruments.

Dans un contexte où les systèmes monétaire, bancaire et financier sont de plus en plus imbriqués, les canaux de transmission des impulsions monétaires vers l'économie réelle deviennent plus nombreux, plus diffus et plus complexes. Leur compréhension constitue depuis longtemps un champ central de la recherche macroéconomique et un élément fondamental de l'analyse de la politique économique. Les divergences observées dans la littérature portent principalement sur l'importance relative accordée aux différents canaux de transmission, notamment le rôle des banques et des institutions financières, du taux d'intérêt, du taux de change, de la valeur des actifs et de la monnaie dans le processus de transmission monétaire. Dans cette perspective, la problématique de cette recherche peut être formulée comme suit : dans quelle mesure les différents canaux de transmission de la politique monétaire interagissent-ils au sein de l'économie marocaine ?

Afin de répondre à cette problématique, les hypothèses suivantes sont formulées :

- H1 : Il existe une relation réciproque entre le taux du marché monétaire et le taux directeur.
- H2 : Il existe une corrélation négative entre le canal du crédit et le canal du taux d'intérêt.
- H3 : Le canal du taux d'intérêt et le canal du taux de change entretiennent une relation positive.
- H4 : Il existe un lien positif entre le canal du taux d'intérêt et le canal des prix des actifs.

La contribution de cet article à la littérature existante réside dans plusieurs aspects. Premièrement, contrairement aux travaux antérieurs portant sur le Maroc, qui analysent généralement les canaux de transmission de manière isolée ou sur des périodes limitées, cette étude propose une analyse conjointe et intégrée des principaux canaux de transmission de la politique monétaire au sein d'un cadre empirique unifié. Deuxièmement, l'article mobilise des données relativement récentes couvrant une période marquée par d'importantes réformes du cadre de la politique monétaire et du système financier marocain, ce qui permet de mieux appréhender l'évolution des mécanismes de transmission. Enfin, sur le plan méthodologique, l'utilisation d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR) permet de capter les interactions dynamiques et les effets de rétroaction entre les différents canaux, offrant ainsi une lecture plus

complète et réaliste du processus de transmission monétaire dans une économie émergente comme celle du Maroc.

L'objectif principal de cet article est d'analyser les interactions entre les différents canaux de transmission de la politique monétaire dans le contexte de l'économie marocaine. Il s'agit, dans un premier temps, de présenter les principaux canaux de transmission, à savoir le canal du taux d'intérêt, le canal du crédit, le canal du taux de change, le canal des prix des actifs ainsi que le canal des anticipations. Dans un second temps, l'étude vise à procéder à l'identification empirique de ces canaux à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR). Les variables retenues sont le taux du marché monétaire, le taux directeur, le crédit au secteur privé, le taux de change effectif réel et l'indice boursier MASI. L'analyse repose notamment sur les fonctions de réponse impulsionnelle et la décomposition de la variance des erreurs de prévision afin d'évaluer l'importance relative de chaque canal.

Sur le plan méthodologique, le recours au modèle VAR permet une représentation flexible du processus de transmission monétaire, sans imposer d'hypothèses théoriques a priori quant au sens de la causalité entre les variables. Cette approche apparaît particulièrement pertinente dans le contexte marocain, où les mécanismes de transmission sont susceptibles d'évoluer dans le temps et d'interagir de manière complexe.

Le reste de l'article est organisé comme suit. Le premier axe est consacré à la revue de la littérature. Le deuxième axe présente les données utilisées ainsi que la méthodologie économétrique adoptée. Le troisième axe expose les résultats empiriques et en propose une analyse approfondie. Enfin, le dernier axe conclut et met en évidence les principales implications en matière de politique économique.

2. Revue de littérature

L'importance cruciale des canaux de transmission de la politique monétaire dans le processus de prise de décision des banques centrales a généré de nombreuses recherches théoriques visant à identifier les caractéristiques propres à chaque canal, les mécanismes par lesquels ils fonctionnent, ainsi que les conditions de leur efficacité. Parmi ces canaux on cite :

a. Le canal traditionnel du taux d'intérêt

Le canal traditionnel du taux d'intérêt trouve ses origines dans les travaux fondateurs de Keynes (1936) et dans la synthèse néoclassique, qui ont mis en évidence les interactions entre la sphère monétaire et la sphère réelle à travers le modèle IS-LM formalisé par Hicks (1937). Dans ce cadre, le mécanisme de transmission de la politique monétaire par le canal du taux d'intérêt peut être résumé comme suit : une augmentation de la masse monétaire entraîne une baisse du taux d'intérêt réel, ce qui stimule l'investissement et conduit, in fine, à une hausse de la production.

En présence de rigidités nominales à court terme, une expansion monétaire réduit le coût du capital, incitant les entreprises à accroître leurs dépenses d'investissement. Cette dynamique se traduit par une augmentation de la demande globale et, par conséquent, du niveau de production. Conformément à la théorie des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt développée par Fisher (1933), les taux d'intérêt à long terme dépendent des anticipations des taux à court terme. Ainsi, les décisions de politique monétaire affectant les taux courts se transmettent aux taux à moyen et long terme, lesquels jouent un rôle déterminant dans les décisions d'investissement et dans l'évolution du revenu global.

Par ailleurs, le canal du taux d'intérêt agit également sur la consommation des ménages à travers deux mécanismes complémentaires : l'effet de substitution et l'effet de revenu. L'effet de substitution, mis en évidence par Slutsky (1915) et Hicks (1939), résulte de la baisse simultanée

du coût du crédit et du rendement de l'épargne, ce qui incite les ménages à privilégier la consommation immédiate au détriment de l'épargne. L'effet de revenu, introduit par Modigliani (1971), repose sur l'augmentation de la valeur actualisée des actifs financiers consécutive à la baisse des taux d'intérêt. Cette hausse du patrimoine accroît le revenu permanent des ménages et stimule ainsi leur demande de biens de consommation.

Le **canal du taux d'intérêt** constitue le mécanisme traditionnel de transmission de la politique monétaire. Il repose sur l'idée qu'une décision de la banque centrale modifiant la masse monétaire ou les taux directeurs influence les taux d'intérêt du marché. Une politique monétaire expansionniste provoque une baisse des taux d'intérêt, ce qui réduit le coût du financement.

Cette diminution du coût du capital incite les entreprises à accroître leurs investissements et encourage les ménages à augmenter leur consommation, notamment de biens durables. L'augmentation conjointe de l'investissement et de la consommation stimule la demande globale et conduit à une hausse de la production.

Schématiquement :

M ↑ → **taux d'intérêt** ↓ → **investissement (I)** ↑ et **consommation (C)** ↑ → **production (Y)**
↑¹

En résumé, la transmission de la politique monétaire par le canal du taux d'intérêt s'opère en deux étapes. Dans un premier temps, les variations des taux d'intérêt à court terme se transmettent aux taux à long terme à travers la structure de la courbe des taux. Dans un second temps, les modifications des taux à long terme influencent les principaux agrégats macroéconomiques, notamment l'investissement et la consommation, et, par conséquent, l'activité économique globale.

b. Le canal du crédit

Le canal du crédit met en évidence le rôle central des asymétries d'information sur les marchés financiers et explique comment la politique monétaire influence les décisions de dépenses, en particulier celles liées aux biens durables et à l'investissement. Ces asymétries informationnelles entraînent des dysfonctionnements sur le marché du crédit et se manifestent principalement sous deux formes.

La sélection adverse apparaît lorsque l'emprunteur dispose de davantage d'informations que le prêteur sur les risques du projet au moment de la signature du contrat. La banque peut ainsi accorder des crédits à des agents plus risqués qu'elle ne l'avait anticipé. L'aléa moral, quant à lui, se produit lorsque le prêteur ne peut pas observer ou contrôler le comportement de l'emprunteur après l'octroi du prêt, ce qui peut encourager ce dernier à adopter des comportements plus risqués.

Ces problèmes d'information confèrent un avantage à l'agent le mieux informé et expliquent le rôle spécifique des banques dans le financement de l'économie. Dans ce cadre, la transmission de la politique monétaire s'effectue principalement à travers deux canaux du crédit : le canal étroit du crédit bancaire et le canal du bilan.

i. Le canal étroit du crédit bancaire

Le canal étroit du crédit bancaire souligne l'importance des banques en tant qu'intermédiaires financiers capables de réduire les asymétries d'information. Tant que les banques ne peuvent pas substituer parfaitement les dépôts par d'autres sources de financement, la politique monétaire influence directement leur capacité d'octroi de crédit.

¹ Hicks, J. R., « *Mr. Keynes and the Classics: A Suggested Interpretation* », *Econometrica*, 1937.

Une politique monétaire expansionniste entraîne une augmentation des réserves et des dépôts bancaires, ce qui permet aux banques d'accroître l'offre de prêts. Cette hausse du crédit favorise l'investissement et la consommation, conduisant ainsi à une augmentation de la production.

Schématiquement :

$M \uparrow \Rightarrow \text{Dépôts bancaires} \uparrow \Rightarrow \text{Prêts bancaires} \uparrow \Rightarrow \text{Investissement} \uparrow \Rightarrow \text{Production (Y)} \uparrow^2$

ii. Le canal du bilan

Le canal du bilan repose également sur les asymétries d'information présentes sur le marché du crédit. La situation financière des entreprises, mesurée par leur valeur nette, détermine l'intensité des problèmes de sélection adverse et d'aléa moral. Une valeur nette faible accroît les risques perçus par les prêteurs et limite l'accès au crédit.

Une politique monétaire expansionniste provoque une baisse des taux d'intérêt, ce qui améliore les bilans des entreprises en augmentant leurs revenus et la valeur de leurs actifs. Cette amélioration réduit les problèmes d'information, facilite l'octroi de crédits, stimule l'investissement et accroît la demande globale.

Schématiquement :

$M \uparrow \Rightarrow \text{Taux d'intérêt} \downarrow \Rightarrow \text{Sélection adverse} \downarrow \text{ et aléa moral} \downarrow \Rightarrow \text{Prêts bancaires} \uparrow \Rightarrow \text{Investissement} \uparrow \Rightarrow Y \uparrow^3$

c. Le canal du taux de change

L'intégration financière mondiale et l'internationalisation croissante des économies ont renforcé la sensibilité des économies au **canal du taux de change**. Ce dernier constitue un important mécanisme de transmission de la politique monétaire, notamment à travers son impact sur les **exportations nettes**.

Une dépréciation de la monnaie nationale rend les biens domestiques relativement moins chers pour les agents étrangers. Les entreprises nationales gagnent ainsi en compétitivité, ce qui favorise les exportations, réduit les importations et entraîne une hausse des exportations nettes. Cette dynamique contribue, à terme, à l'augmentation de la production globale.

Le mécanisme de transmission de la politique monétaire par le canal du taux de change peut être résumé comme suit :

$M \uparrow \Rightarrow \text{taux d'intérêt} \downarrow \Rightarrow \text{taux de change} \downarrow \Rightarrow \text{exportations nettes (NX)} \uparrow \Rightarrow \text{production (Y)} \uparrow^4$

Les variations du taux directeur fixées par la banque centrale influencent donc le taux de change à travers les **taux d'intérêt**. Dans un régime de changes flottants, une baisse des taux d'intérêt tend à réduire l'attractivité des actifs libellés en monnaie nationale, ce qui provoque des sorties de capitaux et une dépréciation de la monnaie. Cette dépréciation stimule alors les exportations et la production.

Dans le cas d'une **mobilité parfaite des capitaux**, une baisse des taux d'intérêt diminue encore davantage l'attrait de la monnaie nationale, entraînant une réduction des entrées de capitaux et accentuant la pression à la baisse sur le taux de change.

² Bernanke, B. S. et Blinder, A. S., « *Credit, Money, and Aggregate Demand* », *American Economic Review*, vol. 78, n°2, 1988, p. 435-439.

³ Bernanke, B. S. et Gertler, M., « *Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations* », *American Economic Review*, vol. 79, n°1, 1989, p. 14-31.

⁴ Mishkin, F. S., *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, Pearson, chapitre consacré aux canaux de transmission de la politique monétaire.

Inversement, une hausse du taux directeur conduit généralement à une appréciation de la monnaie nationale, en augmentant le rendement réel attendu des actifs financiers libellés en monnaie locale. Toutefois, si cette hausse est jugée insuffisante par les marchés financiers, notamment en raison de tensions inflationnistes, les agents économiques peuvent réviser leurs anticipations d'inflation à la hausse. Dans ce cas, le rendement réel attendu des actifs domestiques peut rester inchangé, voire diminuer, limitant ainsi l'effet de la politique monétaire sur le taux de change.

d. Le canal des prix des actifs

Le canal des prix des actifs constitue un mécanisme essentiel de transmission de la politique monétaire. Il repose principalement sur deux effets liés aux **cours boursiers** : la **théorie de l'investissement de Tobin (coefficient q)** et l'**effet de richesse sur la consommation**.

i. La théorie du coefficient q de Tobin

Le coefficient q de Tobin mesure le rapport entre la **valeur boursière d'une entreprise** et le **coût de remplacement de son capital productif**. Il est défini comme suit :

$$Q = \frac{\text{valeur boursière de l'entreprise}}{\text{coût du remplacement du capital}}_5$$

La décision d'investissement d'une entreprise est positivement liée à la valeur de ce coefficient. Lorsque le q de Tobin est supérieur à 1, la valeur de marché du capital excède son coût de remplacement. Dans ce cas, il devient avantageux pour l'entreprise d'investir, car elle peut financer de nouveaux projets en émettant des actions à un coût relativement faible.

Une **politique monétaire expansionniste**, en entraînant une baisse des taux d'intérêt, stimule la demande d'actions et fait augmenter leur prix, ce qui accroît la valeur boursière des entreprises et, par conséquent, le q de Tobin. Cette hausse favorise l'investissement et stimule la production.

Le mécanisme peut être résumé ainsi :

M ↑ ⇒ **taux d'intérêt** ↓ ⇒ **cours des actions** ↑ ⇒ **q** ↑ ⇒ **investissement (I)** ↑ ⇒ **production (Y)** ↑⁶

Les fondements théoriques de ce canal s'inscrivent à la fois dans les approches monétariste et keynésienne.

- Selon l'approche monétariste, une politique monétaire accommodante crée un excès de liquidités, incitant les agents économiques à investir sur les marchés financiers, ce qui fait augmenter la demande d'actions et leurs cours.
- Selon l'approche keynésienne, la baisse des taux d'intérêt réduit l'attractivité des obligations au profit des actions, ce qui entraîne une hausse de leur valeur et, par conséquent, du q de Tobin.

ii. L'effet de richesse

Le canal des prix des actifs agit également à travers l'effet de richesse sur la consommation (Ando et Modigliani, 1963). Les actions constituant une part importante de la richesse des agents économiques, toute variation de leur valeur influence directement cette richesse.

⁵ Tobin, J., « A General Equilibrium Approach to Monetary Theory », Journal of Money, Credit and Banking, vol. 1, n°1, 1969, p. 15-29.

⁶ Tobin, J., « A General Equilibrium Approach to Monetary Theory », Journal of Money, Credit and Banking, vol. 1, n°1, 1969, p. 15-29.

Une hausse des cours boursiers accroît la richesse financière des ménages, ce qui augmente leur revenu permanent et les incite à consommer davantage. Cette augmentation de la consommation contribue à stimuler la demande globale et la production.

Ainsi, la politique monétaire agit indirectement sur la consommation par l'intermédiaire des variations des prix des actifs financiers.

3. Analyse empirique des interactions des canaux de transmission de la politique monétaire : Approche VAR

a. La méthodologie de recherche

Le choix du modèle à vecteur autorégressif (VAR) s'inscrit dans une volonté d'examiner de manière approfondie les interactions dynamiques entre les différents canaux de transmission de la politique monétaire au sein de l'économie marocaine. Le cadre VAR permet d'analyser simultanément plusieurs variables macroéconomiques et financières en les traitant comme endogènes, sans imposer, au préalable, des hypothèses structurelles restrictives quant aux relations de causalité entre elles.

Cette souplesse méthodologique s'avère particulièrement adaptée au contexte d'une économie émergente, marquée par une transformation progressive des mécanismes de transmission monétaire ainsi que par des interactions complexes entre les dimensions monétaires, financière et réelle. À cet égard, le modèle VAR offre la possibilité de saisir les effets de rétroaction et les ajustements dynamiques résultant des chocs de politique monétaire.

Les résultats des tests de racine unitaire révèlent que les séries étudiées sont intégrées d'ordre un $I(1)$. En l'absence d'évidences empiriques robustes attestant l'existence d'une relation de cointégration stable sur l'ensemble de la période considérée, le recours à un modèle VAR apparaît plus pertinent qu'un modèle à correction d'erreur (VECM), ce dernier supposant l'existence d'un équilibre de long terme clairement identifié.

Par ailleurs, l'approche VAR met à disposition des outils analytiques performants, tels que les fonctions de réponse impulsionnelle et la décomposition de la variance des erreurs de prévision. Ces outils permettent d'analyser la dynamique de diffusion des chocs monétaires et de mesurer l'importance relative des différents canaux de transmission, contribuant ainsi à une meilleure évaluation de l'efficacité de la politique monétaire au Maroc

b. Choix de l'échantillon et de la période d'étude

L'analyse empirique est menée sur la période allant du premier trimestre 2005 au premier trimestre 2023, correspondant à un total de 72 observations trimestrielles. Le choix de cet horizon temporel repose sur plusieurs considérations méthodologiques et empiriques.

Premièrement, cette période assure la disponibilité, la fiabilité et la cohérence des données macroéconomiques et financières pour l'ensemble des variables retenues dans l'analyse. L'utilisation de données trimestrielles permet par ailleurs de capter de manière plus fine la dynamique des mécanismes de transmission de la politique monétaire.

Deuxièmement, l'échantillon couvre une phase marquée par d'importantes réformes du cadre institutionnel et opérationnel de la politique monétaire au Maroc, notamment le renforcement de l'indépendance opérationnelle de la Banque centrale et l'amorce du processus de flexibilisation du régime de change. Ces évolutions ont profondément influencé les canaux de transmission monétaire, rendant l'étude de cette période particulièrement pertinente.

Enfin, la période retenue englobe plusieurs chocs macroéconomiques et financiers majeurs, tels que la crise financière internationale, la pandémie de la COVID-19 et les tensions économiques récentes. La prise en compte de ces épisodes permet d'évaluer la robustesse et l'efficacité des

mécanismes de transmission de la politique monétaire dans des contextes macroéconomiques contrastés.

c. Choix des variables

Pour identifier les canaux de transmission de la politique monétaire dans le cadre de l'économie marocaine, nous employons une série de spécifications et de tests empiriques. Notre modèle incorpore cinq variables : le taux du marché monétaire (TM), le taux directeur (TD), les crédits du secteur privée (CRP), le taux de change effectif réel (TCER), et l'indice MASI. Dans notre étude nous avons essayé de choisir au mieux les variables exogènes qui sont en corrélation directe avec le taux de marché monétaire, et le taux directeur, le choix s'est effectué sur la base de la disponibilité des informations au niveau de Banque El Maghrib et Haut-commissariat de plan, allant de premier Trimestre de 2005 au premier Trimestre de 2023 soit 72 observations, qui seront traitées à l'aide du logiciel Eviews 10 en utilisant un Modèle à Vecteur Autoregressif (VAR), dont les équations sont les suivantes :

$$\begin{aligned} \underline{TM}_t = TM_0 + \sum_{i=1}^p a_i \underline{TM}_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_i \underline{TD}_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \underline{TCER}_{t-1} + \sum_{i=1}^p d \underline{CRP}_{t-1} + \\ \sum_{i=1}^p e \underline{MASI}_{t-1} + \mu \hat{\epsilon} \end{aligned} \quad (E1)$$

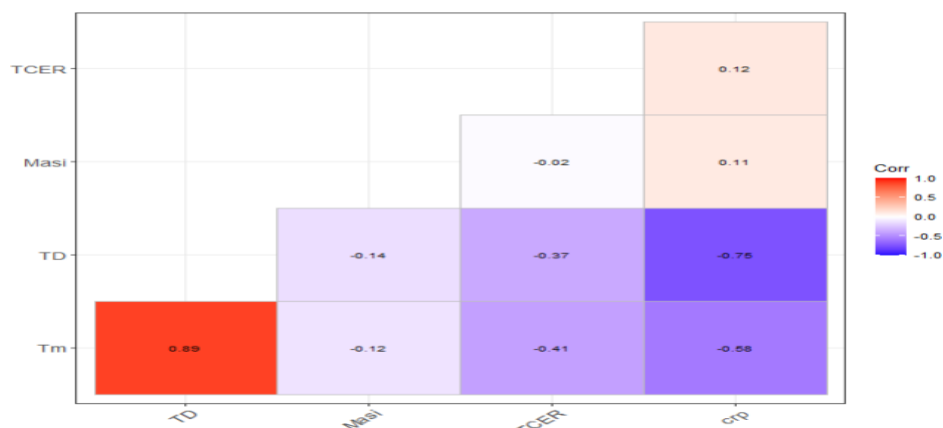
$$\begin{aligned} \underline{TD}_t = TD_0 + \sum_{i=1}^p a_i \underline{TM}_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_i \underline{TD}_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \underline{TCER}_{t-1} + \sum_{i=1}^p d \underline{CRP}_{t-1} + \\ \sum_{i=1}^p e \underline{MASI}_{t-1} + \mu \hat{\epsilon} \end{aligned} \quad (E2)$$

4. Modélisation VAR des interactions des canaux de transmission de la politique monétaire au Maroc

a. La corrélation entre les variables

Afin d'analyser l'existence d'une éventuelle relation de corrélation entre les variables, nous avons procédé à la matrice de corrélation. La figure ci-dessous présente le degré de corrélation entre ces variables.

Figure 1 : Matrice de corrélation



Source : Sortie d'Eviews

La matrice de corrélation révèle une corrélation positive significative entre le taux directeur et le taux de marché monétaire. En revanche, une corrélation négative notable est observée entre le taux directeur et le crédit du secteur privé, ainsi qu'entre le taux de marché monétaire et le crédit du secteur privé.

b. Analyse de la stationnarité des séries

Pour tester la stationnarité des variables, nous avons appliqué le test de Dickey Fuller augmenté (ADF, 1979) dont l'hypothèse nulle est la non stationnarité.

L'application du test ADF sur les séries au niveau, nous permet de constater que les variables TM, TD, TCER et CRP sont non stationnaires, tandis que l'indice MASI qui est de nature déterministe est stationnaire au niveau. Ce qui nous amène à étudier la stationnarité de celles-ci différenciées d'ordre 1. Les résultats obtenus sont les suivants :

Tableau 1 : Étude de la stationnarité après la différenciation

| Variables | ADF | Retard | Valeur critique à 5% | T-stat | Prob | Conclusion |
|-----------|-------------------------|--------|----------------------|----------|--------|--------------|
| DTM | sans constante | 1 | -1.95 | -10.3427 | 0.0000 | Stationnaire |
| | Constante | | -2.93 | -10.2595 | 0.0001 | |
| | constant et la tendance | | -3.50 | -10.2366 | 0.0000 | |
| DTD | sans constante | 1 | -1.95 | -5.00842 | 0.0000 | Stationnaire |
| | Constante | | -2.93 | -4.97512 | 0.0001 | |
| | constant et la tendance | | -3.50 | -5.02518 | 0.0005 | |
| DCRP | sans constante | 1 | -1.95 | -8.01074 | 0.0000 | Stationnaire |
| | Constante | | -2.93 | -8.22682 | 0.0000 | |
| | constant et la tendance | | -3.50 | -8.17553 | 0.0000 | |
| DTCER | sans constante | 1 | -1.95 | -7.80387 | 0.0000 | Stationnaire |
| | Constante | | -2.93 | -7.80517 | 0.0000 | |
| | constant et la tendance | | -3.50 | -7.9882 | 0.0000 | |

Source : Sortie d'EViews

Vu les résultats du test, on constate que toutes les variables sont de nature stochastique et sont stationnaires de première différence et donc intégrées d'ordre 1 I(1). Cela nous suggère d'étudier l'existence de relation de cointégration entre les différentes variables.

c. Étude de la cointégration des variables du modèle

Étant donné que les variables de notre modèle sont toutes intégrées du même ordre, on peut affirmer qu'il n'y a aucune présomption de relation de cointégration au sens de Granger. Par conséquent, nous procédons au test de cointégration de Johansen.

d. Détermination du nombre optimal

Pour déterminer le nombre de retards optimal, on se réfère sur les critères d'information à savoir FPE (Final prediction error), AIC (Akaike information criterion), SC (Schwarz information criterion) et HQ (Hannan-Quinn information criterion). Le résultat issu d'Eviews est le suivant:

Tableau 2 : Nombre de retards optimal du modèle VAR en niveau

| Retard | LogL | LR | EPE | AIC | CS | HQ |
|--------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | -1421.504 | NA | 2.14e+12 | 42.58221 | 42.74674 | 42.64731 |
| 1 | -1128.380 | 533.7478 | 7.18e+08 | 34.57851 | 35.56569* | 34.96914* |
| 2 | -1114.488 | 23.22325 | 1.01e+09 | 34.91008 | 36.71990 | 35.62623 |
| 3 | -1105.814 | 13.20459 | 1.70e+09 | 35.39744 | 38.02991 | 36.43911 |
| 4 | -1048.351 | 78.90453* | 6.87e+08* | 34.42839 | 37.88351 | 35.79559 |
| 5 | -1024.284 | 29.45520 | 7.85e+08 | 34.45624 | 38.73400 | 36.14896 |
| 6 | -996.2544 | 30.12132 | 8.47e+08 | 34.36580* | 39.46621 | 36.38405 |

Source : calcul des auteurs

D'après le tableau, il est clair que la plupart des critères recommandent un retard de 1, ce qui correspond à un décalage et est ainsi identifié comme le retard optimal pour le modèle.

e. Estimation du modèle VAR (1)

i. Estimation de la variable du Taux de marché

Les tableaux 4 et 5 présentent les résultats de deux estimations des coefficients taux de marché monétaire et le taux directeur :

Tableau 3 : Estimation du variable taux de marché monétaire

| $TM = -0.0149 + 0.6704TM_{-1} + 0.4098TD_{-1} + 0.0001TCER_{-1} + 1.95e^{-9}CRP_{-1} - 5.01e^{-9}MASI_{-1}$ | | |
|---|----------------------|-------------------|
| Variable indépendantes | Coefficients estimés | P-value |
| Constante | -0.0149 | Significative |
| TM_{-1} | 0.6704 | Significative |
| TD_{-1} | 0.4098 | Significative |
| $TCER_{-1}$ | 0.0001 | Significative |
| CRP_{-1} | $1.95e^{-9}$ | Non Significative |

A partir des résultats de l'estimation du modèle VAR, l'équation des estimations des coefficients du taux de marché monétaire est la suivante :

$$TM = -0.0149 + 0.6704TM_{-1} + 0.4098TD_{-1} + 0.0001TCER_{-1} + 1.95e^{-9}CRP_{-1} - 5.01e^{-9}MASI_{-1}$$

Vu les résultats, le taux du marché (TM) dépend de son passé décalé d'un trimestre, du volume des crédits du trimestre précédent ainsi que du taux de change TCER, et de l'indice de Masi. En outre, la relation de long terme entre le taux du marché (TM) et les variables étudiées révèle que les signes des coefficients des variables sont conformes aux prédictions de la théorie. Le coefficient attribué au taux de change effectif réel (TCER) est positif, ce qui signifie qu'une augmentation du taux directeur entraîne une augmentation relative de la rémunération de l'argent au niveau national.

De même, le coefficient des crédits (CRP) est positif, ce qui signifie qu'une baisse du taux directeur entraîne une réduction des taux d'emprunt et des taux pour les prêts immobiliers. Ce qui facilite l'obtention de prêts, et rend les taux des prêts immobiliers plus attractifs pour les acheteurs. Cependant, le coefficient estimé de l'indice MASI est négatif. En effet, l'abaisse des

taux d'intérêt sur les obligations rend les placements boursiers en actions relativement plus attractifs, ce qui stimule la hausse des cours sur le marché boursier. En ce qui concerne le modèle globale, la valeur de la statistique de Fisher est supérieure à celle lue dans sa table au seuil de 5%, donc les coefficients du modèle sont globalement significativement différents de zéro. Autrement dit, le modèle est globalement significatif.

ii. Estimation de la variable du Taux directeur

Tableau 4: Estimation du variable taux directeur

| $TD = -0.0139 + 0.0247TM_{-1} + 1.034TD_{-1} + 0.0001TCER_{-1} + 1.18e^{-9}CRP_{-1} - 5.00e^{-9}MASI_{-1}$ | | |
|--|---------------------------------|-------------------|
| Variable indépendantes | Coefficients estimés | P-value |
| Constante | -0.0139 | Significative |
| TM_{-1} | 0.0247T | Non Significative |
| TD_{-1} | 1.034 | Significative |
| $TCER_{-1}$ | 0.0001 | Significative |
| CRP_{-1} | $1.18e^{-9}$ | Non Significative |
| $MASI_{-1}$ | $-5.01e^{-9}$ | Significative |

Source : calcul des auteurs

A partir des résultats de l'estimation du modèle VAR, l'équation des estimations des coefficients du taux directeur est la suivante :

$$TD = -0.0139 + 0.0247TM_{-1} + 1.034TD_{-1} + 0.0001TCER_{-1} + 1.18e^{-9}CRP_{-1} - 5.00e^{-9}MASI_{-1}$$

Vu les résultats, le taux directeur (TD) dépend de son passé décalé d'un trimestre, du volume des crédits du trimestre précédent ainsi que du taux de change TCER, et de l'indice de Masi. En outre, la relation de long terme entre le taux directeur (TD) et les variables étudiées révèle que les signes des coefficients des variables sont conformes aux prédictions de la théorie. Le coefficient attribué au taux de change effectif réel (TCER) est positif, ce qui signifie qu'une augmentation du taux directeur entraîne une augmentation relative de la rémunération de l'argent au niveau national. Cette hausse attire les capitaux étrangers, entraînant ainsi une appréciation de la monnaie nationale. En conséquence, les importations deviennent moins coûteuses et les exportations plus onéreuses en monnaie nationale.

Quant au coefficient des crédits (CRP), il est également positif : toute baisse du taux directeur entraîne une réduction des taux d'emprunt et des taux pour les prêts immobiliers. Cela signifie qu'il devient plus facile d'obtenir un prêt, et que les taux des prêts immobiliers sont plus avantageux pour les acheteurs. En revanche, le coefficient estimé de l'indice MASI est négatif. En réalité, une politique monétaire qui abaisse les taux d'intérêt sur les obligations rend les placements boursiers en actions relativement plus attractifs, ce qui entraîne une hausse des cours sur le marché boursier. En ce qui concerne le modèle global, la valeur de la statistique de Fisher est supérieure à celle lue dans sa table au seuil de 5%, donc les coefficients du modèle sont globalement significativement différents de zéro. Autrement dit, le modèle est globalement significatif.

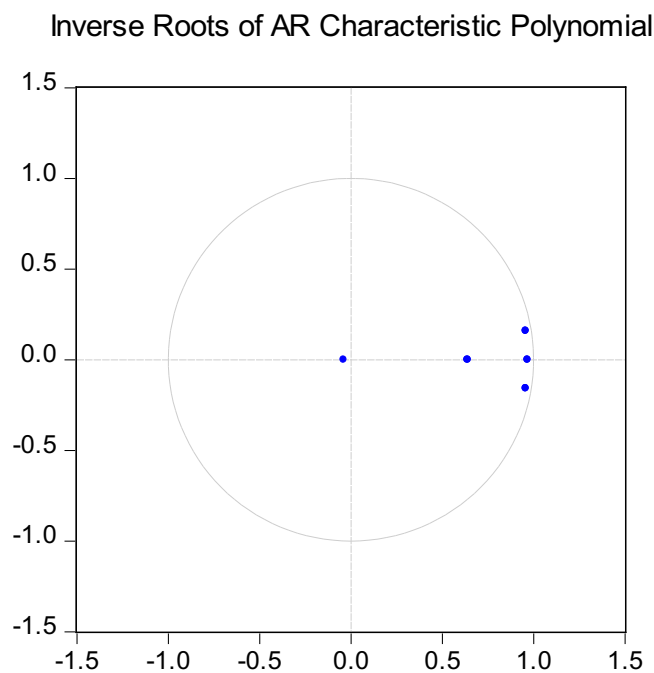
f. Test de validation du modèle VAR(1)

Afin de poursuivre l'analyse du modèle estimé et d'interpréter les résultats obtenus, il est essentiel de mener une série de tests pour valider le modèle. Ces tests comprennent trois éléments clés : le test de stationnarité globale du modèle VAR, le test de normalité et le test d'autocorrélation.

i. Stationnarité du modèle VAR (1)

Un modèle VAR est dit globalement stationnaire, lorsque toutes les valeurs du modèle sont Strictement inférieures à 1 ou si leurs inverses sont toutes situés à l'intérieur du cercle unité. Le test de stationnarité global ci-après donne la représentation graphique des inverses des valeurs propres du modèle.

Figure 2 : Test de stationnarité du VAR (1)



Source : sortie d'EViews

La figure ci-dessus montre que tous les inverses des valeurs propres du modèle sont à l'intérieur du cercle unité et toutes les valeurs sont inférieures à un. Il en résulte que le modèle VAR(1) est globalement stationnaire.

ii. Test de normalité de Jarque-Bera (1984)

Fondé sur la notion de Skewness (asymétrie) et de Kurtosis (aplatissement), le test de Jarque-Bera est un test statistique qui permet de vérifier la normalité d'une distribution statistique. Si la probabilité de JarqueBera est inférieure à 5%, on rejette l'hypothèse nulle de la distribution normale. Si on accepte l'hypothèse nulle de la distribution normale. Le tableau ci-dessous nous traduit les résultats du test.

Tableau 5: Test de normalité

| Statistique de test de JB | P- value |
|---------------------------|----------|
| 22677.21 | 0.000 |

Source : sortie d'Eviews

D'après le test de Jarque-Berra, on constate que la probabilité est inférieure à 5%, d'où le rejet de l'hypothèse de la normalité des résidus.

iii. Test d'autocorrélation

L'absence d'autocorrélation entre les erreurs est l'une des conditions essentielles pour valider un modèle économétrique. Pour évaluer cela, il est nécessaire de procéder à un test d'autocorrélation des erreurs. Dans le cadre de cette étude, nous utilisons le test du Multiplicateur de Lagrange LM pour cette vérification.

Tableau 6 : Test d'autocorrélation des erreurs

| F-stat | P- value |
|----------|----------|
| 0.857600 | 0.6638 |

Source : sortie d'Eviews

En examinant les résultats du test, nous pouvons confirmer qu'il n'y a pas d'autocorrélation entre les erreurs du modèle, car les probabilités sont supérieures à 5%.

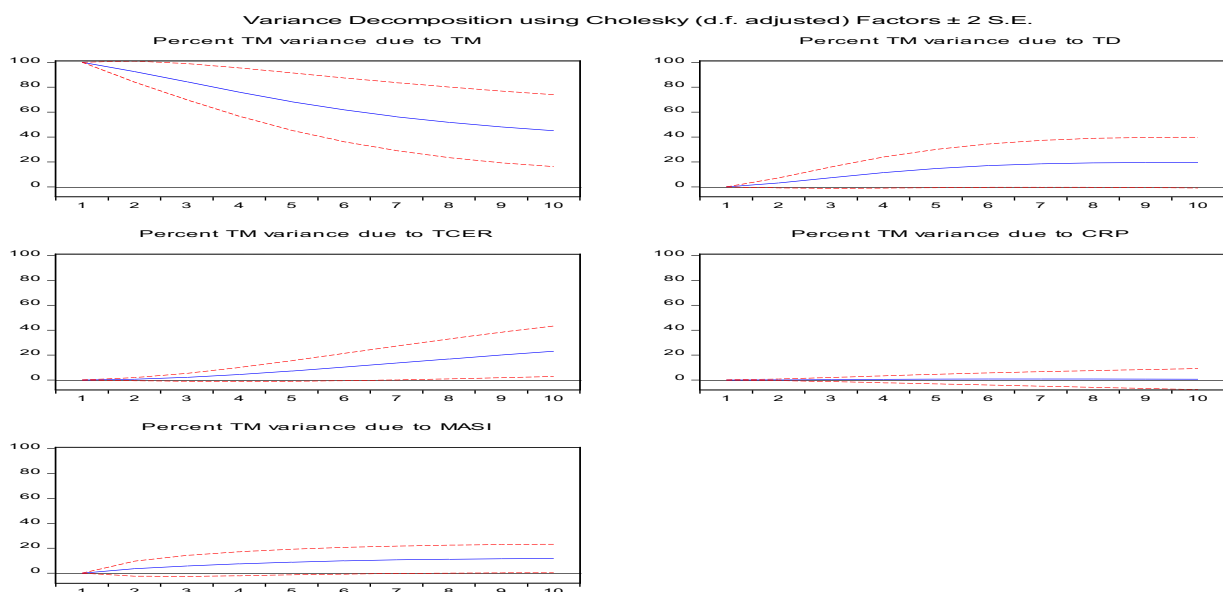
g. Dynamique du modèle

Le modèle VAR va nous permettre d'analyser l'interaction entre les canaux de transmission de la politique monétaire, cela à travers de stimulations de chocs aléatoire et de la décomposition de la variance.

i. Analyse de chocs

Les figures suivantes retracent les fonctions de réponse impulsionnelle :

Figure 3 : Analyse des chocs pour la variable Taux de marché monétaire

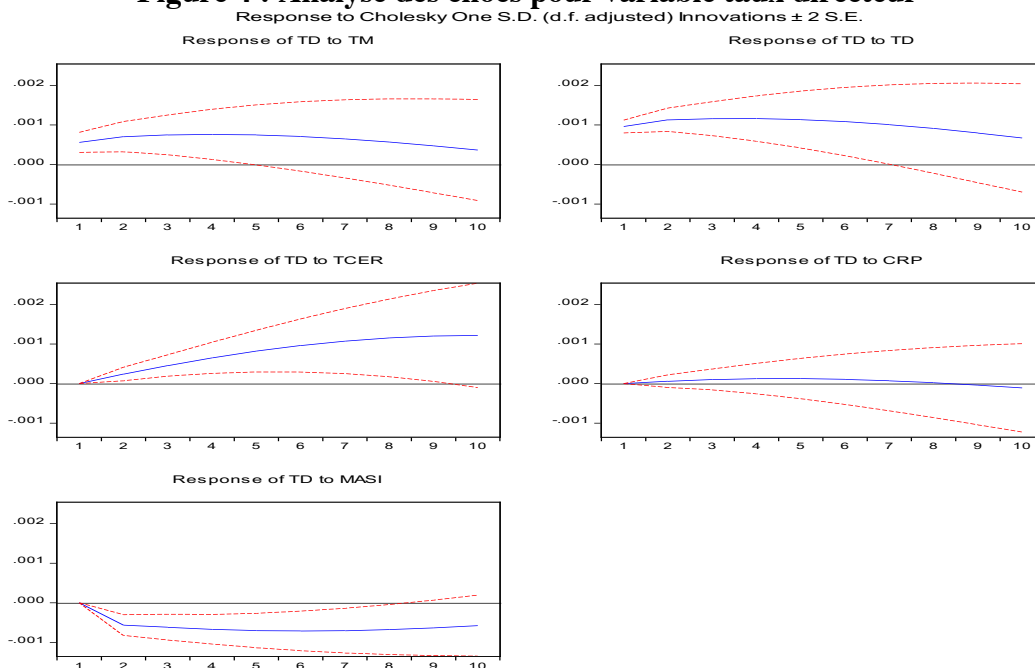


Source : Sortie d'EViews

Pour étudier l'interaction des canaux de transmission de la politique monétaire, on amène à analyser la réaction au choc sur Taux de Marché Monétaire.

D'après Sortie d'EViews on constate que la réaction du le Taux de Marché Monétaire et des autres variables telle que Taux Directeur, le Crédit au Secteur Privé et indice MASI est immédiate et positive au cours des dix trimestres à la suite d'un choc sur le taux directeur. Par contre le taux de change effectifs réel réagit négativement pendant les dix trimestres.

Figure 4 : Analyse des chocs pour variable taux directeur



Source : Sortie d'EViews

Il ressort que la réaction au choc sur Taux Directeur est immédiate (commencé à partir du premier trimestre). Le Taux de Marché Monétaire et le Taux de Change réagissent positivement ; tandis que le MASI et le Taux de Change Effectif Réel réagissent négativement pendant les dix trimestres à la suite d'un choc sur le taux directeur.

1.1.1. Décomposition de la variance Décomposition de la variance

Tableau 7: Décomposition de la variance pour le taux de marché monétaire

| Période | S.E | TM | TD | TCER | CRP | MASI |
|---------|----------|-----------------|----------|----------|----------|----------|
| 1 | 0.002230 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2 | 0.002978 | 92.49792 | 3.169180 | 0.650464 | 0.128684 | 3.553751 |
| 3 | 0.003507 | 84.34376 | 7.370459 | 2.169955 | 0.350782 | 5.765043 |
| 4 | 0.003963 | 76.01899 | 11.43381 | 4.445762 | 0.572479 | 7.528953 |
| 5 | 0.004379 | 68.39626 | 14.71010 | 7.254433 | 0.735773 | 8.903439 |
| 6 | 0.004761 | 61.82224 | 17.03887 | 10.37729 | 0.821054 | 9.940552 |
| 7 | 0.005107 | 56.32481 | 18.50451 | 13.64001 | 0.834659 | 10.69600 |
| 8 | 0.005413 | 51.79574 | 19.27439 | 16.91179 | 0.797093 | 11.22100 |
| 9 | 0.005677 | 48.09166 | 19.52223 | 20.09212 | 0.735857 | 11.55813 |
| 10 | 0.005901 | 45.07746 | 19.40116 | 23.09805 | 0.681789 | 11.74154 |

Source : Sortie d'EViews

Dans le court terme (2^{ème} période), on remarque que 92.5% de la variance de prévision du TM est due à ses propres innovations. Alors que les autres variables contribuent à 7.48% de la variance de l'erreur, soit : 3.17% du taux directeur, 0.65% du TCER, 0.13% du crédit accordé au secteur privé et 3.55% du MASI.

Dans le moyen terme (la 6^{ème} période), on remarque que 61.82 % de la variance de l'erreur de prévision du TM est due de ses propres innovations. Alors que les autres variables contribuent à 38.23% raison de la variance de l'erreur, soit 17.03% du taux directeur, 10.38% du TCER et 9.94% du MASI.

Tableau 8 : Décomposition de la variance pour le taux directeur

| Period | S.E | TM | TD | TCER | CRP | MASI |
|--------|----------|----------|-----------------|----------|----------|----------|
| 1 | 0.001111 | 25.29639 | 74.70361 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2 | 0.001842 | 23.83871 | 64.93434 | 1.733090 | 0.110330 | 9.383528 |
| 3 | 0.002428 | 23.21724 | 60.12563 | 4.540184 | 0.248223 | 11.86872 |
| 4 | 0.002952 | 22.38613 | 56.14869 | 7.940010 | 0.349505 | 13.17567 |
| 5 | 0.003428 | 21.38206 | 52.64128 | 11.62773 | 0.395941 | 13.95299 |
| 6 | 0.003857 | 20.27539 | 49.49175 | 15.41609 | 0.392128 | 14.42464 |
| 7 | 0.004239 | 19.12430 | 46.64310 | 19.18573 | 0.354809 | 14.69206 |
| 8 | 0.004574 | 17.97339 | 44.05698 | 22.85261 | 0.307569 | 14.80945 |
| 9 | 0.004861 | 16.85862 | 41.70630 | 26.34792 | 0.278341 | 14.80883 |
| 10 | 0.005103 | 15.81161 | 39.57321 | 29.60633 | 0.298048 | 14.71080 |

Source : Sortie d'Eviews

Dans le court terme (1^{er} période), on remarque que 74.7% de la variance de prévision du taux directeur est due à ses propres innovations. Alors que le variable taux de marché monétaire contribue à 25.3% de la variance de l'erreur.

Dans le moyen terme (la 6^{ème} période), on remarque que 49.49 % de la variance de l'erreur de prévision du taux directeur est due de ses propres innovations. Alors que les autres variables contribuent à 51.1% raison de la variance de l'erreur, soit 20.27% du taux de marché monétaire, 15.41% du TCER et 14.42% du MASI.

h. Discussions des résultats obtenus

La manipulation de nos données à l'aide du logiciel Eviews 10 et en utilisant la méthodologie VAR nous a permis d'obtenir les résultats et les conclusions suivants :

- En ce qui concerne l'étude des propriétés stochastiques des séries temporelles : le taux de marché monétaire (TM), le taux directeur (TD), le taux de change effectif réel (TCER), le crédit au secteur privé(CRP) et l'indice Masi, il est observé que la variable Masi est stationnaire au niveau, tandis que les autres variables de notre modèle sont non stationnaires au niveau, comme le révèle le test de Dickey-Fuller Augmenté. Par conséquent, il est suffisant de les différencier une seule fois pour les rendre stationnaires, ce qui les rends alors intégrées d'ordre 1I(1). Cela signifie l'existence d'une relation de long terme entre les variables étudiées.
- La détermination du retard optimal du modèle VAR, à l'aide des critères d'information, à montrer que le retard optimal est 1 pour lequel toutes les hypothèses de validation du modèle (homoscédasticité, bruits blancs...) sont vérifiées.
- L'estimation de la variable du taux de marché monétaire (TM) a révélé l'existence d'une

corrélation significative et positive entre le TM, le taux directeur (TD) et le taux de change effectif réel (TCER). Ainsi, une corrélation significative et négative entre le TM et l'indice du MASI. En revanche, aucune relation significative n'a été observée entre le TM et le crédit au secteur privé (CRP).

- L'estimation de la variable du taux directeur en tant que variable endogène a abouti aux mêmes résultats que dans le premier modèle pour les variables TCER, CRP et MASI, à l'exception d'une corrélation non significative entre le taux de marché monétaire (TM) et le taux directeur (TD).
- Pour un choc sur les crédits au secteur privé, on remarque que la réaction d'un choc sur les crédits au secteur privé est immédiate ; aussi le taux de marché monétaire réagit positivement un choc sur les crédits du secteur privé.

5. Conclusion

Ce travail avait pour objectifs principaux de mener une revue de la littérature sur les canaux de transmission de la politique monétaire, tout en réalisant une étude empirique sur ces canaux dans le contexte de l'économie marocaine pour la période de 2005 Q1 à 2023Q1 . Cette analyse a été basée sur le Modèle à Vecteur Autoregressif (VAR), qui permet de décomposer les sources de variabilité de manière différente. Les résultats obtenus permettent de montrer l'existence d'une relation positive/ négative entre les différents canaux étudiés. On note à cet égard, un impact positif du taux directeur sur le taux de marché, par contre aucun effet inverse n'a été constaté, ce qui remet en question l'idée de la Banque Centrale selon laquelle le taux de marché monétaire ne joue pas un rôle déterminant dans la fixation du taux directeur (Infirmerie de l'hypothèse H1). De plus, un effet négatif entre les crédits au secteur privé et le taux directeur a été observé, ce résultat est cohérent avec les spécificités actuelles de l'économie marocaine. L'augmentation des prêts bancaires due à une politique monétaire expansionniste, qui contribue également à accroître les réserves et les dépôts bancaires, entraîne une hausse des investissements. Cette dynamique, favorisée par la baisse de taux d'intérêt (Confirmation de l'hypothèse H2). En outre, une relation positive entre le taux de marché et le TCER a été constatée, indiquant que l'appréciation du taux de change effectif réel suit l'augmentation des taux d'intérêt du marché (confirmation de l'hypothèse H3). Enfin, une relation négative entre le taux de marché monétaire et l'indice MASI a été relevée (Infirmerie de l'hypothèse H4). Ce résultat est théoriquement justifié par la théorie de Tobin : toute diminution des taux d'intérêt augmente la valeur des actions.

Les résultats obtenus confirment également l'impact significatif des canaux de transmission de la politique monétaire sur l'économie réelle. Cependant, la décomposition des variances des deux modèles examinés révèle des différences quant à l'importance de ces canaux. Tout d'abord, le canal des taux d'intérêt est crucial, suivi par celui du taux de change et du canal des actifs. En effet, les variations des taux d'intérêt peuvent influencer le taux de change ainsi que les prix des actifs tels que les actions et l'immobilier, ce qui a un impact sur l'activité économique globale. En outre, l'importance du canal du crédit reflète certaines caractéristiques spécifiques de l'économie marocaine, telles que la forte dépendance des PME aux crédits bancaires, les limitations de la finance directe et l'existence de lignes de crédit automatiques, en particulier pour les secteurs prioritaires, qui ne sont pas remises en question à chaque changement de conjoncture. Il est à noter par ailleurs que, l'importance de ces canaux de transmission peut varier en fonction de la période étudiée et de la situation économique du pays.

6. Références

- ABC économie banque (2020). La transmission de la politique monétaire.
- Ait Hmadouch Y. (2022). Éventuelles implications de la sortie de la fixité du régime de change sur le choix d'une nouvelle stratégie monétaire : recommandations aux autorités monétaires marocaines », *International Journal Of Financial Studies, Economics and Management*, Volume1 : numéro1.
- Ait Hmadouch Y. et Akaaboune M. (2016), « Les Mécanismes de Transmission de la Politique Monétaire dans les Pays en Voie de Développement », *Revue D'Études en Management et Finance D'Organisation*, Volume 4 : numéro 6
- Ait Hmadouch, Y.(2023). Essai de théorisation des canaux de transmission issus des instruments de la politique monétaire dans le contexte d'un PED : une revue critique du cas marocain avant et après la libéralisation, *Finance & Finance Internationale*, Volume 1 : numéro 26.
- Benaissa NAHHAL (2016), « Transmission de la politique monétaire à l'économie marocaine », Thèse de doctorat en Sciences Economiques, Université Mohammed V - Rabat- Maroc Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales-Agdal- Université de Picardie Jules Vernes -Amiens- France Faculté d'Economie et de Gestion.
- Bennouna,H. LAHLOU, K. & MOSSAdAK, A.(2016). Analyse des canaux de transmission de la politique monétaire au Maroc. BAM, rapport de travail.
- Creel, J& Levasseur, S(2006).Canaux de transmission de la politique monétaire dans l'UE. Lecas de trois nouveaux entrants. *Revue économique*, Volume 57 : numéro 4.
- ER-Rahmany,M.& Ben el haj,F. (2023). Évaluation des impulsions de la politique monétaire sur l'activité économique réelle : Cas du Maroc. *Revue Française d'Economie et de Gestion*,Volume 4 : numéro 5, pp : 402 –426.
- Faoui Abdennour (1999), « Les canaux de transmission des impulsions de la politique monétaire : Analyse théorique et essai d'application empirique sur données tunisiennes », *Revue tunisienne d'économie*.
- Frederic S. M ISHKIN (1996). Les canaux de transmission monétaire : leçons pour la politique monétaire. *Bulletin de la Banque de France*, numéro 27.
- Mansouri Youssef & Moussir Charaf Eddine (2015), « Canaux de Transmission de la Politique Monétaire et Frictions du Marché des Capitaux : Cas du Maroc ». Mémoire de Master de recherche en Sciences Économiques. Université Mohammed V Rabat – Agdal Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales.

1. Retard optimal

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: TM TD

TCER CRP MASIExogenous

variables: C

Date: 12/04/23

Time: 16:48

Sample: 2005Q1

2023Q1

Included observations: 72

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | -1421.504 | NA | 2.14e+12 | 42.58221 | 42.74674 | 42.64731 |
| 1 | -1128.380 | 533.7478 | 7.18e+08 | 34.57851 | 35.56569* | 34.96914* |
| 2 | -1114.488 | 23.22325 | 1.01e+09 | 34.91008 | 36.71990 | 35.62623 |
| 3 | -1105.814 | 13.20459 | 1.70e+09 | 35.39744 | 38.02991 | 36.43911 |
| 4 | -1048.351 | 78.90453* | 6.87e+08* | 34.42839 | 37.88351 | 35.79559 |
| 5 | -1024.284 | 29.45520 | 7.85e+08 | 34.45624 | 38.73400 | 36.14896 |
| 6 | -996.2544 | 30.12132 | 8.47e+08 | 34.36580* | 39.46621 | 36.38405 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic

(each test at 5% level)FPE: Final prediction error

AIC: Akaike

information

criterion SC:

Schwarz

information

criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

2. Test de normalité

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Date: 12/04/23 Time: 16:52

Sample: 2005Q1 2023Q1

Included observations: 72

| Component | Skewness | Chi-sq | Df | Prob.* |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | -1.047659 | 13.17107 | 1 | 0.0003 |
| 2 | 0.195055 | 0.456558 | 1 | 0.4992 |
| 3 | 4.173377 | 209.0049 | 1 | 0.0000 |
| 4 | 7.434971 | 663.3455 | 1 | 0.0000 |
| 5 | 7.196707 | 621.5111 | 1 | 0.0000 |
| Joint | | 1507.489 | 5 | 0.0000 |
| Component | Kurtosis | Chi-sq | Df | Prob. |
| 1 | 7.770800 | 68.28160 | 1 | 0.0000 |
| 2 | 3.971372 | 2.830692 | 1 | 0.0925 |
| 3 | 28.75491 | 1989.946 | 1 | 0.0000 |
| 4 | 60.66426 | 9975.500 | 1 | 0.0000 |
| 5 | 58.17597 | 9133.162 | 1 | 0.0000 |
| Joint | | 21169.72 | 5 | 0.0000 |

| Component | Jarque-Bera | Df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 81.45267 | 2 | 0.0000 |
| 2 | 3.287250 | 2 | 0.1933 |
| 3 | 2198.951 | 2 | 0.0000 |
| 4 | 10638.85 | 2 | 0.0000 |
| 5 | 9754.673 | 2 | 0.0000 |
| Joint | 22677.21 | 10 | 0.0000 |

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

3. Test d'autocorrélation

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 12/04/23 Time: 16:54

Sample: 2005Q1 2023Q1

Included observations: 72

Null
hypothesis:
: No
serial
correlation
at lag h

| Lag | LRE* stat | df | Prob. | Rao F-stat | df | Prob. |
|-----|-----------|----|--------|------------|-------------|--------|
| 1 | 21.53112 | 25 | 0.6627 | 0.857600 | (25, 213.2) | 0.6638 |

Null
hypothesis:
s: No
serial
correlation
at lags
1 to h

| Lag | LRE* stat | df | Prob. | Rao F-stat | df | Prob. |
|-----|-----------|----|--------|------------|-------------|--------|
| 1 | 21.53112 | 25 | 0.6627 | 0.857600 | (25, 213.2) | 0.6638 |

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Décomposition de variance

| Variance | | | | | | |
|---------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Decompositon of TD: | | | | | | |
| Period | S.E. | TM | TD | TCER | CRP | MASI |
| 1 | 0.002230 | 25.29639 | 74.70361 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2 | 0.002978 | 23.83871 | 64.93434 | 1.733090 | 0.110330 | 9.383528 |
| 3 | 0.003507 | 23.21724 | 60.12563 | 4.540184 | 0.248223 | 11.86872 |
| 4 | 0.003963 | 22.38613 | 56.14869 | 7.940010 | 0.349505 | 13.17567 |
| 4 | 116662.0 | 1.983405 | 5.470357 | 0.241229 | 0.074649 | 92.23036 |
| 5 | 116694.7 | 1.982734 | 5.472715 | 0.271570 | 0.089826 | 92.18315 |
| 6 | 116725.3 | 1.981702 | 5.473287 | 0.300216 | 0.106597 | 92.13820 |
| 7 | 116753.9 | 1.980933 | 5.472395 | 0.326149 | 0.125168 | 92.09536 |
| 8 | 116780.8 | 1.980911 | 5.470520 | 0.348618 | 0.145656 | 92.05429 |
| 9 | 116806.4 | 1.982000 | 5.468196 | 0.367181 | 0.168072 | 92.01455 |
| 10 | 116831.3 | 1.984439 | 5.465922 | 0.381712 | 0.192326 | 91.97560 |

Cholesky Ordering: TM TD TCER CRP MASI