Journal of Economics, Finance and Management (JEFM)
ISSN: 2958-7360
Vol. 5, No. 6, November 2026
This is an open access article under the CC BY-NC-ND license.

The interest rate channel in the face of rising food prices in Morocco: a VAR analysis

Le canal du taux d'intérêt face à l'augmentation des prix des biens alimentaires au Maroc : une analyse VAR

Ikram AJBABDI
Laboratoire de Management, Innovation et Recherches Appliquées
Faculté d'Economie et de Gestion - Guelmim
Université IBN ZOHR– Agadir - Maroc

Jamaa ANOUALIGH
Laboratoire de Management, Innovation et Recherches Appliquées
Faculté d'Economie et de Gestion – Guelmim
Université IBN ZOHR – Agadir - Maroc

Résumé :

La flambée des prix des produits alimentaires provoquée par le choc géopolitique de la guerre entre la Russie et l'Ukraine intervient à un moment où les systèmes économiques des pays africains font face aux chocs climatiques et à un stress hydrique. Ce contexte met en lumière et fait resurgir un problème très ancien et structurel de sécurité alimentaire des pays africains, qui dépendent largement des importations d'aliments et de pétrole. Une facture alourdie par une hausse soudaine des prix se répercute sur le pouvoir d'achat des ménages, ce qui menace la sécurité alimentaire.

Bien qu'il soit reconnu en théorie qu'un pays doté d'une politique monétaire efficace peut influencer la demande globale et l'inflation, peu de recherches se penchent sur l'efficacité de la politique monétaire pour faire face à l'inflation alimentaire au Maroc. Selon les statistiques du Haut-Commissariat au Plan, l'alimentation représente 38 % du panier de consommation : elle en constitue la composante prédominante et principale.

L'objectif principal de cette étude est d'évaluer l'impact des décisions de politique monétaire sur la stabilité des prix des produits alimentaires au Maroc. La méthodologie adoptée est quantitative et s'appuie sur des données trimestrielles couvrant la période 2014T4-2023T4, relatives aux prix et aux

instruments de politique monétaire. L'analyse est étayée par un modèle vectoriel autorégressif VAR(2) à sept variables, identifié par une décomposition de Cholesky. Les résultats montrent que le choc de politique monétaire ne produit qu'un effet différé et de faible magnitude sur l'inflation alimentaire : le taux moyen pondéré n'explique que 4,78 % de la variance de l'inflation alimentaire à l'horizon de dix trimestres, contre 25,47 % pour les dépenses de consommation des ménages et 14,79 % pour le taux de change effectif réel. L'inflation alimentaire au Maroc apparaît ainsi déterminée par des variables réelles plutôt que monétaires, ce qui plaide pour une combinaison de leviers dépassant le seul instrument de taux.

Mots-clés : Inflation alimentaire, taux d'intérêt, politique monétaire, sécurité alimentaire, modèle VAR, Maroc.

Abstract:

The surge in food prices caused by the geopolitical shock of the war between Russia and Ukraine has come at a time when the economic systems of African countries are facing climate shocks and water stress. This context highlights and revives a very old and structural problem of food security in African countries, which depend heavily on imports of food and oil. A heavier import bill, driven by a sudden rise in prices, passes through to household purchasing power, which threatens food security.

Although it is theoretically acknowledged that a country with an effective monetary policy can influence aggregate demand and inflation, little research addresses the effectiveness of monetary policy in dealing with food inflation in Morocco. According to the statistics of the High Commission for Planning, food accounts for 38% of the consumption basket and is its predominant and principal component.

The main objective of this study is to assess the impact of monetary policy decisions on food price stability in Morocco. The methodology is quantitative and relies on quarterly data covering the period 2014Q4-2023Q4 on prices and monetary policy instruments. The analysis is supported by a seven-variable VAR(2) model identified through a Cholesky decomposition. The results show that a monetary policy shock produces only a delayed and low-magnitude effect on food inflation: the weighted average overnight rate accounts for only 4.78% of the forecast error variance of food inflation at a ten-quarter horizon, against 25.47% for household consumption expenditure and 14.79% for the real effective exchange rate. Food inflation in Morocco therefore appears to be driven by real rather than monetary variables, which argues for a combination of levers going beyond the interest rate instrument alone.

Keywords: Food inflation, interest rate, monetary policy, food security, VAR model, Morocco.
Classification JEL : E52, E31, Q11, O55.

Digital Object Identifier (DOI): https://doi.org/10.5281/zenodo.**24120052**

1. Introduction

Depuis les années 1970, aucune période n'a été aussi marquée par une forte inflation que celle que l'on observe récemment : une flambée des prix due aux chocs externes liés à la guerre russo-ukrainienne, combinée au problème de la sécheresse. Ce contexte a fait resurgir un problème très ancien et structurel de sécurité alimentaire, surtout pour les pays d'Afrique qui sont dépendants des importations de produits alimentaires. La hausse des prix d'importation des produits alimentaires se répercute

automatiquement sur le pouvoir d'achat des ménages, ce qui limite leur accès économique, à tout moment, à une nourriture abordable.

Dans la littérature économique, la principale autorité responsable de la maîtrise et de la stabilité des prix est la banque centrale. Cependant, ces chocs créent un défi pour la politique monétaire. La théorie quantitative de la monnaie, puis la synthèse néo-keynésienne à travers la règle de Taylor (1993), attribuent à l'instrument de taux la capacité de réguler la demande globale et, par ce canal, le niveau général des prix. Cette capacité suppose toutefois que l'inflation observée soit d'origine principalement monétaire ou liée à la demande. Lorsque la hausse des prix provient de chocs d'offre externes — climatiques, géopolitiques ou logistiques —, l'instrument de taux perd une partie de sa portée, puisqu'il agit sur la demande et non sur la contrainte d'offre à l'origine du choc (Bennouna et al., 2016 ; Benkhayi et El Hassani, 2025).

Étant donné que l'économie du Maroc, comme celle de tout pays d'Afrique, est fortement dépendante des importations de produits alimentaires, que l'alimentation représente 38 % du panier de consommation selon les statistiques du Haut-Commissariat au Plan (HCP, 2024), et que le ratio de dépendance aux importations céréalières s'élève en moyenne à 65,7 % sur la période 2018-2020 selon les indicateurs de sécurité alimentaire de la FAO (FAO, 2024), il devient impératif, à la lumière des récents événements mondiaux et des crises successives, de réévaluer l'efficacité de la politique monétaire du Maroc à stabiliser les prix des produits alimentaires.

Deux notions doivent être distinguées au préalable. L'inflation alimentaire désigne le taux de variation de la composante « produits alimentaires » de l'indice des prix à la consommation. La sécurité alimentaire, au sens de la FAO, recouvre quatre dimensions dont l'inflation n'affecte directement que celle de l'accès économique. Le présent article porte sur la première notion et n'aborde la seconde qu'au titre du canal du pouvoir d'achat.

Notre étude couvre une période plus récente et plus turbulente, intégrant des crises globales contemporaines qui ont profondément affecté les marchés alimentaires. Contrairement aux études marocaines récentes qui se sont essentiellement focalisées sur les prix du pétrole, cette recherche met l'accent sur les prix des produits alimentaires, car l'alimentation représente une part significative de la consommation des ménages marocains et les fluctuations des prix alimentaires ont des répercussions directes sur le bien-être et le pouvoir d'achat des ménages.

Cette étude enrichit la littérature en apportant plusieurs contributions. Elle soulève clairement la question de l'efficacité de la politique monétaire dans la maîtrise de l'inflation alimentaire au Maroc, un pays qui dépend fortement des importations alimentaires et qui conduit une politique monétaire ancrée à un panier de devises comprenant l'euro et le dollar américain. Afin de transiter vers un régime de taux de change flottant, le Maroc a commencé, en janvier 2018, à adopter des mesures pour rendre son taux de change plus flexible. Parallèlement, une stratégie de ciblage de l'inflation est en cours de développement (Zakani, 2022 ; Zakani et Ameur, 2024).

La question de recherche principale se formule ainsi : dans quelle mesure les décisions de politique monétaire de Bank Al-Maghrib parviennent-elles à stabiliser les prix des produits alimentaires au Maroc sur la période récente ? Trois questions subsidiaires en découlent : quelle est l'amplitude et quel est le délai de la réponse de l'inflation alimentaire à un choc de taux ? Quelle est la contribution relative de l'instrument monétaire comparée à celle des variables réelles et externes ? Quelles implications ces résultats emportent-ils pour l'architecture des politiques de stabilisation des prix alimentaires au Maroc ?

La suite de l'article est structurée comme suit. La deuxième section présente la revue de littérature et les hypothèses. La troisième expose les données et la spécification économétrique. La quatrième analyse

les résultats et les tests de validation. La cinquième discute ces résultats. La conclusion synthétise apports, limites et perspectives.

2. Revue de littérature

Bien que la littérature se soit penchée sur l'efficacité de la politique monétaire à contrôler les prix des produits alimentaires, le sujet demeure peu abordé dans les pays d'Afrique, qui sont très vulnérables aux défis d'insécurité alimentaire. Dans la plupart des études, l'accent est mis principalement sur les pays avancés et sur quelques économies émergentes comme les États-Unis et l'Inde.

Dans une revue systématique réalisée par Kaur (2023) sur la période 2010-2020, conduite de manière thématique sur l'efficacité de la politique monétaire à freiner l'inflation alimentaire, l'autrice montre qu'une politique monétaire crédible peut favoriser la stabilisation de l'inflation alimentaire et, par la suite, la réduction de l'insécurité alimentaire, et qu'un degré d'intervention de la politique budgétaire est aussi nécessaire pour une maîtrise des prix alimentaires.

Avec des données couvrant la période de 1950 à 2005, Frankel (2008) a mené une étude aux États-Unis sur l'efficacité de la politique monétaire à freiner l'inflation : la baisse des prix des produits alimentaires y est liée principalement à l'augmentation du taux d'intérêt, et ce résultat est observé dans la majorité des économies avancées, mais beaucoup moins dans les pays moins développés. Des résultats similaires apparaissent dans les études d'Akram (2009) et d'Anzuini et al. (2012). Cependant, cette relation n'est pas toujours vérifiée. Sur une période de 1957 à 2008 aux États-Unis, Hammoudeh et al. (2015) montrent, à l'aide d'un modèle SVAR, qu'une contraction de la politique monétaire aux États-Unis a initialement provoqué une hausse des prix de toutes les matières premières, qui ont diminué par la suite, mais que les prix des denrées alimentaires sont restés élevés. Dans les pays à revenu faible et intermédiaire comme l'Inde, l'augmentation des taux d'intérêt en cas de choc sur les prix alimentaires serait 24 % plus importante en l'absence de subventions alimentaires : la réaction de la politique monétaire est insuffisante pour les économies à revenu faible et intermédiaire, et une subvention alimentaire est nécessaire pour la stabilité des prix (Ginn et Pourroy, 2019).

À l'aide d'un modèle DSGE, Catao et Chang (2015) ont mené une étude sur la réaction de la politique monétaire aux fluctuations des prix des produits alimentaires mondiaux ; ils ont étudié cette question dans le cadre d'une petite économie ouverte importatrice nette de denrées alimentaires. Les résultats de cette étude indiquent que la politique monétaire est susceptible de réduire efficacement l'impact de la volatilité des prix des produits alimentaires mondiaux sur l'économie nationale, mais sous les conditions du partage des risques internationaux et des règles de ciblage adoptées par l'autorité monétaire. Au cas où le partage international des risques est parfait, un ciblage de l'inflation par l'indice des prix à la consommation, observé ou anticipé, est privilégié. Mais, dans le cas d'un partage imparfait des risques internationaux, le ciblage de l'indice des prix à la production est plus avantageux pour la stabilité des prix des produits alimentaires. Dans une perspective proche, Ginn et Pourroy (2020) estiment un modèle DSGE pour le Chili et concluent qu'un ciblage de l'inflation globale, qui intègre donc la composante alimentaire, est préférable en termes de bien-être à un ciblage de la seule inflation sous-jacente.

Dans le contexte de l'économie africaine, sujette à une forte vulnérabilité et aux défis d'insécurité alimentaire, nous trouvons une étude d'Iddrisu et Alagidede (2020). Ces auteurs examinent si une fluctuation des prix des produits alimentaires doit être prise en compte dans les décisions de politique monétaire, en particulier en Afrique du Sud, où les aliments constituent une composante majeure du panier de consommation. À l'aide de régressions quantiles sur une période allant de 2002 à 2018, le résultat de l'étude montre qu'une politique monétaire censée freiner l'inflation déstabilise, dans le cas de l'Afrique du Sud, les prix des produits alimentaires. Par conséquent, la politique monétaire n'est pas

efficace pour la stabilité des prix alimentaires, ce qui exacerbe le problème d'insécurité alimentaire ; les auteurs recommandent une intervention de politique budgétaire sous forme de subventions sur les prix des aliments. En Éthiopie, où les fluctuations des prix dépendent des chocs externes malgré une part très modeste de prix alimentaires importés du commerce international, Durevall et al. (2013) examinent l'efficacité de la politique monétaire. Ils montrent que les prix alimentaires éthiopiens sont influencés par les chocs d'offre externes et que l'efficacité de la politique monétaire à stabiliser ces prix est limitée.

Cette limite n'est pas propre à l'Afrique : Mishra et Montiel (2012) montrent que, dans les économies à faible revenu, la transmission du taux d'intérêt aux prix est entravée par la faiblesse des institutions financières et l'incomplétude des marchés.

Dans le contexte du Maroc, l'efficacité de la politique monétaire à stabiliser les prix n'a pas été analysée en période de crises récentes (Covid-19, invasion russo-ukrainienne). De plus, les études concernant l'inflation des prix des produits alimentaires sont rares : à notre connaissance, il existe une seule étude, qui fut la première focalisée sur l'inflation alimentaire au Maroc, menée par El-Karimi et El-Ghini (2020) sur une période de 2004 à 2018 à l'aide d'un modèle SVAR. Les auteurs de cette étude suggèrent que les mouvements des prix alimentaires devraient recevoir une grande attention dans l'élaboration de la politique monétaire, d'autant plus que le pays a pris des mesures préliminaires en vue de l'adoption d'un taux de change flottant et d'un régime de ciblage de l'inflation (El-Karimi et El-Ghini, 2020, p. 57, notre traduction). Dans une autre étude récente, Jouamaa et Ait El Mekki (2023) se sont focalisés sur l'impact de la volatilité des prix des céréales sur la facture d'importation, les recettes fiscales et les réserves de change au Maroc sur une période de 1999 à 2019, à l'aide d'un modèle GARCH. Le résultat de cette étude montre que les fluctuations des prix des céréales peuvent entraîner des perturbations graves, car elles alourdissent la facture d'importation et affectent indirectement les recettes fiscales et les réserves de change, surtout en cas de mauvaise récolte nationale. Mais Jouamaa et Ait El Mekki (2023) n'ont pas pris en considération la contribution de la politique monétaire ni les crises récentes de la Covid-19 et de l'invasion russo-ukrainienne. Les études récentes au Maroc dans ce contexte ont mis l'accent sur les prix des matières premières en général ou sur les prix du pétrole, comme par exemple l'étude de Moustabchir et al. (2024). Benkhayi et El Hassani (2025) évaluent, par une approche VAR, l'efficacité du taux d'intérêt réel dans la gestion de l'inflation au Maroc et concluent à une relation bidirectionnelle où l'effet stabilisateur du taux ne se manifeste qu'à moyen et long terme, la crédibilité de Bank Al-Maghrib conditionnant l'efficacité de l'instrument. Hrifa (2023) montre, également par une modélisation de type VAR, que la transmission des variations du taux de change à l'indice des prix à la consommation au Maroc demeure partielle, ce qui conforte la transition vers un régime de change plus flexible. Ces deux travaux portent toutefois sur l'indice des prix agrégé : aucun ne traite spécifiquement de la composante alimentaire, alors même que celle-ci pèse 38 % du panier de consommation marocain. C'est précisément l'espace que le présent article entend occuper.

Cet article comblera cette lacune en analysant l'efficacité de la politique monétaire pour freiner les prix des produits alimentaires, qui sont considérablement élevés au Maroc.

2.1. Hypothèses de recherche

Sur la base de la revue de littérature qui précède, et conformément à la logique hypothético-déductive dans laquelle s'inscrit ce travail, trois hypothèses de recherche sont formulées. Elles constituent le modèle d'analyse dont la cohérence interne sera évaluée dans la section suivante.

H1 : Un choc restrictif de politique monétaire, mesuré par le taux moyen pondéré du marché interbancaire, exerce un effet négatif sur l'inflation des prix des produits alimentaires au Maroc, mais cet effet est différé et de faible magnitude. Cette hypothèse découle des travaux de Mishra et Montiel

(2012) et de Benkhayi et El Hassani (2025) sur l'atténuation de la transmission monétaire dans les économies en développement.

H2 : La contribution des variables réelles et externes — dépenses de consommation des ménages et taux de change effectif réel — à la variance de l'inflation alimentaire est supérieure à celle de l'instrument monétaire. Cette hypothèse s'appuie sur les résultats d'Iddrisu et Alagidede (2020) pour l'Afrique du Sud et de Durevall et al. (2013) pour l'Éthiopie, ainsi que sur l'importance du canal de change établie par El-Karimi et El-Ghini (2020) et Hrifa (2023) pour le Maroc.

H3 : L'effet du choc monétaire sur l'inflation sous-jacente, qui exclut les composantes volatiles, est plus marqué que son effet sur l'inflation alimentaire. Cette hypothèse traduit la proposition selon laquelle la politique monétaire agit sur la composante de la demande et non sur les chocs d'offre alimentaires (Catao et Chang, 2015 ; Ginn et Pourroy, 2020).

3. Données et modèle

3.1. Données et variables

Dans cette étude, des données secondaires ont été utilisées pour l'analyse. À cet égard, des données trimestrielles pour sept variables ont été collectées auprès de Bank Al-Maghrib (BAM), du Haut-Commissariat au Plan (HCP), des International Financial Statistics (IFS) du Fonds monétaire international et de la FAO, sur une période allant du quatrième trimestre 2014 au quatrième trimestre 2023. Les variables retenues sont : le taux d'inflation alimentaire, le taux d'inflation général, l'inflation sous-jacente — qui reflète l'inflation de base en excluant les éléments volatils des groupes alimentaire, énergétique et des transports —, l'indice du taux de change effectif réel, les dépenses de consommation des ménages et le taux de croissance réel. L'influence de la politique monétaire est mesurée par le taux moyen pondéré au jour le jour du marché interbancaire.

Le choix du taux moyen pondéré comme indicateur de la position monétaire se justifie par le fait qu'il constitue l'objectif opérationnel de Bank Al-Maghrib : la Banque centrale s'efforce de maintenir ce taux dans une fourchette bornée par le taux de facilité de dépôt et le taux de facilité de prêt, de sorte qu'il traduit fidèlement l'orientation effectivement mise en œuvre, et non seulement annoncée, de la politique monétaire (Bennouna et al., 2016). L'échantillon comprend 37 observations trimestrielles. Après transformation en différences et prise en compte de deux retards, le nombre d'observations effectivement mobilisées dans l'estimation s'établit à 33.

Le tableau 1 récapitule la définition, la source et la transformation appliquée à chacune des sept variables. Toutes les séries, à l'exception du taux de croissance réel, ont été transformées en logarithmes afin de stabiliser la variance. La période retenue englobe la stabilité relative de 2015-2019, le choc pandémique de 2020, l'élargissement de la bande de fluctuation du dirham et la flambée des prix consécutive au conflit russo-ukrainien de 2022.

Tableau 1 : Définition, source et transformation des variables retenues

Code	Variable	Source
LFINF	Taux d'inflation des prix des produits alimentaires	FAO
LINF	Taux d'inflation global (IPC)	HCP
LINFSOUJ	Taux d'inflation sous-jacente	HCP
LITCRE	Indice du taux de change effectif réel	BAM / IFS
LDCM	Dépenses de consommation des ménages	HCP
LTMP	Taux moyen pondéré du marché interbancaire	BAM
TCR	Taux de croissance réel	HCP

Source : élaboré par les auteurs.

3.2. Modèle et méthode d'estimation

Le modèle VAR est l'un des modèles les plus adaptables et efficaces pour l'analyse des séries chronologiques multivariées : il explique une variable par rapport à ses retards et en fonction des informations contenues dans d'autres variables pertinentes. C'est un modèle dynamique qui convient parfaitement à la description du comportement des séries chronologiques économiques et financières. De plus, les modèles VAR se distinguent par leur capacité de prévision et disposent d'un espace d'information très large, ce qui explique pourquoi ils sont largement utilisés dans l'analyse des politiques économiques. Pour cette analyse, la forme réduite suivante du VAR a été sélectionnée en raison de ses caractéristiques essentielles.

La formule retenue de notre modèle VAR se présente sous la forme suivante :

$$\boldsymbol{y_t = a + b_1 y_{t-1} + b_2 y_t - 2 + \cdots + b_P y_{t_P} + \varepsilon_t} \quad \textbf{(1)}$$

Dans cette écriture, y_t est un vecteur colonne de dimension (7 × 1) regroupant les sept variables endogènes du système, a est un vecteur (7 × 1) de constantes, les B_i sont des matrices de coefficients de dimension (7 × 7) associées au retard i, p désigne l'ordre du modèle et ε_t est un vecteur (7 × 1) d'innovations de forme réduite, supposées de moyenne nulle, non autocorrélées et de matrice de variance-covariance Σ définie positive. Le recours à la forme réduite se justifie par le fait qu'elle ne requiert aucune restriction a priori sur les relations contemporaines entre variables au stade de l'estimation : chaque équation est estimée par les moindres carrés ordinaires, l'estimateur restant convergent et asymptotiquement efficace dès lors que toutes les équations comportent les mêmes régresseurs (Sims, 1980).

Deux conditions doivent être satisfaites pour que l'analyse dynamique soit valide. La première est la stationnarité des séries : un processus VAR estimé sur des séries non stationnaires produit des régressions fallacieuses et des fonctions de réponse divergentes. Cette condition est examinée par le test de Dickey-Fuller augmenté (section 4.1) et se traduit par la transformation en différences reportée au tableau 1. La seconde est la stabilité du processus, c'est-à-dire que toutes les racines du polynôme caractéristique det(I − B₁z − … − B_p z^p) = 0 se situent à l'extérieur du cercle unité, ce qui équivaut à ce que l'inverse de ces racines se situe à l'intérieur du cercle unité (section 4.4.1). Sous ces deux conditions, le processus admet une représentation moyenne mobile infinie dont les coefficients constituent les fonctions de réponse impulsionnelle.

Les innovations de forme réduite ε_t étant généralement corrélées entre elles, elles ne peuvent pas être interprétées comme des chocs structurels indépendants. L'identification des chocs requiert donc une restriction supplémentaire. Nous retenons la décomposition de Cholesky, qui consiste à factoriser la

matrice Σ sous la forme Σ = PP′, où P est une matrice triangulaire inférieure. Cette factorisation revient à imposer une structure récursive dans laquelle une variable placée en position k est affectée contemporainement par les chocs des variables qui la précèdent, mais non par ceux des variables qui la suivent. L'ordre causal retenu, reporté au bas du tableau 4, est le suivant : inflation globale, taux de change effectif réel, dépenses de consommation des ménages, inflation alimentaire, inflation sous-jacente, taux moyen pondéré, taux de croissance réel.

Cet ordonnancement repose sur le critère de disponibilité de l'information pour l'autorité monétaire au cours du trimestre. Les indices de prix sont publiés mensuellement par le Haut-Commissariat au Plan et le taux de change est observé en continu : ces variables appartiennent donc à l'ensemble d'information dont dispose Bank Al-Maghrib lorsqu'elle fixe sa position au sein du trimestre, ce qui justifie de les placer avant le taux moyen pondéré. À l'inverse, les comptes nationaux trimestriels, dont est issu le taux de croissance réel, sont diffusés avec un décalage de l'ordre d'un trimestre : la croissance réelle contemporaine n'est donc pas observable par l'autorité monétaire au moment de sa décision, ce qui justifie de la placer après le taux moyen pondéré. La position terminale du taux de croissance réel traduit ainsi une contrainte informationnelle, et non une hypothèse sur la vitesse d'ajustement de l'activité.

Deux réserves doivent néanmoins être formulées sur ce schéma d'identification. Premièrement, placer le taux de croissance réel en dernière position implique qu'il réagit contemporainement à l'ensemble des chocs du système, y compris au choc monétaire. Cette hypothèse s'écarte de la convention dominante issue de Christiano et al. (1999), qui ordonne les variables réelles avant l'instrument de politique monétaire au motif de leur inertie. Elle se défend ici par l'argument informationnel exposé ci-dessus, mais elle demeure une hypothèse et non un résultat. Deuxièmement, en plaçant l'inflation alimentaire avant le taux moyen pondéré, la restriction impose que la réponse contemporaine de LFINF à un choc de LTMP soit nulle au premier trimestre. Ce délai d'un trimestre est donc une restriction d'identification cohérente avec les délais de transmission documentés par Bennouna et al. (2016) pour le Maroc, et non un résultat empirique. Une vérification de la sensibilité des résultats à des ordonnancements alternatifs constitue à ce titre une extension nécessaire, mentionnée parmi les perspectives de recherche.

4. Analyse des résultats

4.1. Test de racine unitaire

Nous commençons notre procédure d'estimation par le test de présence de racine unitaire dans les données. Le tableau ci-dessous présente les résultats des tests de racine unitaire appliqués à notre échantillon.

Le test de Dickey-Fuller augmenté repose sur l'estimation de la régression $\Delta x_t = \mu + \beta t + \gamma x_{t-1} + \Sigma_i \delta_i \Delta x_{t-i} + u_t$, dans laquelle l'hypothèse nulle $H_0 : \gamma = 0$ correspond à la présence d'une racine unitaire, c'est-à-dire à la non-stationnarité de la série. L'hypothèse alternative $H_1 : \gamma < 0$ correspond à la stationnarité. Le nombre de retards augmentés est sélectionné par minimisation du critère d'information d'Akaike afin de purger l'autocorrélation résiduelle. La règle de décision retenue est le rejet de H_0 lorsque la probabilité associée à la statistique est inférieure au seuil de 5 %. Le tableau 2 reporte, pour chaque variable, la statistique de test et, entre parenthèses, la probabilité associée.

Tableau 2 : Résultats des tests ADF de stationnarité (statistique et probabilité entre parenthèses)

Variables	En niveau	En première différence	En deuxième différence	Ordre d'intégration
LINF	-1,592782 (0,7761)	-2,788272 (0,0502)	-8,626832 (0,0000)	I(2)
LITCRE	-2,236886 (0,4559)	-2,758745 (0,2229)	-4,346559 (0,0092)	I(2)
LDCM	-1,667913 (0,7413)	-5,521340 (0,0005)	—	I(1)
LFINF	-0,930491 (0,9398)	-4,900084 (0,0021)	—	I(1)
LINFSOUJ	-1,960044 (0,6021)	-4,391148 (0,0069)	—	I(1)
LTMP	-2,374865 (0,0898)	-4,277997 (0,0093)	—	I(1)
TCR	-3,213547 (0,0893)	-4,564020 (0,0045)	—	I(1)

Source : élaboré par les auteurs.

Selon l'analyse des propriétés statistiques des variables de notre échantillon, le test de Dickey-Fuller augmenté accepte l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire, en niveau, pour les dépenses de consommation des ménages (DCM), le taux d'inflation (INF), le taux d'inflation des prix des produits alimentaires (FINF), le taux d'inflation sous-jacente (INFSOUJ), l'indice de taux de change effectif réel (ITCRE), le taux de croissance réel (TCR) et le taux du marché interbancaire (TMP). Cependant, l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire est rejetée en première différence pour les variables DCM, FINF, INFSOUJ, TMP et TCR. Pour les variables INF et ITCRE, l'hypothèse nulle n'est rejetée qu'en deuxième différence.

Nous constatons que certaines variables sont intégrées d'ordre 1 et d'autres d'ordre 2.

Le traitement de cette hétérogénéité appelle trois précisions méthodologiques. Premièrement, le système est estimé sur des séries transformées à leur ordre respectif de stationnarité : différence première pour les cinq variables I(1) et différence seconde pour LINF et LITCRE. Cette transformation garantit la stationnarité de chaque composante du vecteur y_t, condition nécessaire à la validité asymptotique de l'analyse impulsionnelle.

Deuxièmement, aucun test de cointégration n'est conduit. La procédure de Johansen (1988) suppose en effet un système dont toutes les composantes sont intégrées d'ordre un ; en présence de composantes I(2), elle requiert l'extension I(2) proposée par Johansen (1995), dont les propriétés en échantillon fini sont médiocres et dont la mise en œuvre est difficilement défendable sur trente-trois observations. Le choix d'une spécification en différences constitue donc une solution de prudence. Il a un coût explicite : l'information relative aux relations d'équilibre de long terme entre les variables est perdue, de sorte que les résultats présentés doivent être lus comme portant sur la dynamique de court et de moyen terme, à l'exclusion de toute inférence sur l'existence d'une relation de long terme entre le taux d'intérêt et les prix alimentaires.

Troisièmement, la classification de LINF en I(2) repose sur une probabilité de 0,0502 en différence première, soit une valeur qui se situe au voisinage immédiat du seuil conventionnel de 5 %. Une modification marginale du nombre de retards augmentés ou de la spécification déterministe du test suffirait à faire basculer cette variable en I(1). Cette fragilité est d'autant plus réelle que le test de Dickey-Fuller augmenté présente un pouvoir de rejet affaibli en présence de ruptures structurelles, or la période étudiée en comporte au moins deux : le choc pandémique de 2020 et le choc géopolitique de 2022. Une confirmation de la classification par des tests complémentaires — Phillips-Perron et Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin à titre confirmatoire, Zivot-Andrews pour tenir compte d'une rupture endogène — constitue une extension nécessaire de ce travail, explicitement identifiée parmi les perspectives de recherche.

4.2. Détermination du nombre de retards optimal

L'estimation du modèle VAR consiste à déterminer le nombre de retards p optimal. Nous retenons le nombre de retards qui minimise le critère d'information d'Akaike (AIC) ; le tableau ci-dessous résume les résultats obtenus.

Les cinq critères usuels sont reportés : le test du rapport de vraisemblance séquentiel (LR), l'erreur de prévision finale (FPE), le critère d'Akaike (AIC), le critère de Schwarz (SC) et le critère de Hannan-Quinn (HQ). Ces critères arbitrent entre la qualité d'ajustement et la parcimonie du modèle, mais pondèrent différemment la pénalité associée au nombre de paramètres : le critère de Schwarz est le plus pénalisant, le critère d'Akaike le moins. L'astérisque signale, pour chaque colonne, le retard sélectionné.

Tableau 3 : Critères de sélection du nombre de retards du modèle VAR

Retard	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	68,85021	—	5,56e-11	-3,748497	-3,431056*	-3,641688
1	145,2669	115,7829*	1,13e-11*	-5,410115	-2,870587	-4,555641*
2	201,0288	60,83117	1,16e-11	-5,819927*	-1,058312	-4,217789

Source : élaboré par les auteurs.

Nous constatons que le nombre de retards qui minimise le critère d'Akaike est p = 2. Le modèle retenu est donc un VAR(2).

Les critères ne sont toutefois pas unanimes : les critères LR, FPE et HQ retiennent un retard, tandis que le critère de Schwarz retient zéro retard.

Le désaccord entre critères impose de justifier explicitement le choix de p = 2, d'autant que la question de la sélection du retard est sensible en petit échantillon. Ivanov et Kilian (2005) montrent, sur la base de simulations, que pour les modèles VAR trimestriels estimés sur des échantillons inférieurs à cent vingt observations, le critère de Schwarz fournit les estimations de fonctions de réponse les plus précises. Appliqué ici, ce critère conduirait à retenir p = 0, c'est-à-dire un système dépourvu de toute dynamique autorégressive, dans lequel l'analyse impulsionnelle serait sans objet. Le recours mécanique au critère statistiquement le plus adapté aboutirait donc à une spécification économiquement vide.

Le choix de p = 2 se fonde en conséquence sur trois arguments complémentaires. Le premier est théorique : la littérature consacrée à la transmission monétaire au Maroc établit que les délais d'action de l'instrument de taux excèdent un trimestre (Bennouna et al., 2016), et Benkhayi et El Hassani (2025) situent l'effet stabilisateur du taux d'intérêt réel à moyen et long terme. Un VAR d'ordre un imposerait que l'intégralité de la dynamique de transmission soit épuisée en un seul trimestre, hypothèse que la littérature contredit. Le deuxième est diagnostique : le test d'autocorrélation reporté au tableau 5 ne rejette pas l'hypothèse d'absence d'autocorrélation aux retards 2 et 3, ce qui indique que la spécification retenue absorbe correctement la dynamique aux horizons intermédiaires. Le troisième relève de la pratique dominante : Ivanov et Kilian (2005) recommandent le critère d'Akaike lorsque l'objectif de l'estimation est l'analyse des réponses impulsionnelles plutôt que la prévision, ce qui correspond à l'usage fait ici du modèle.

Ce choix comporte néanmoins un coût qu'il convient d'assumer. Avec sept variables et deux retards, chaque équation du système mobilise quinze paramètres pour trente-trois observations, soit un ratio d'environ deux observations par paramètre estimé. Cette parcimonie limitée invite à interpréter les

fonctions de réponse comme des indications de sens et d'ordre de grandeur plutôt que comme des estimations ponctuelles précises.

4.3. Résultats du modèle VAR

4.3.1. Analyse des réponses impulsionnelles

La fonction de réponse impulsionnelle mesure la trajectoire de la réaction d'une variable du système à un choc orthogonalisé d'un écart-type affectant une autre variable, toutes choses égales par ailleurs. Elle est obtenue à partir de la représentation moyenne mobile du processus, les chocs étant orthogonalisés par la décomposition de Cholesky présentée à la section 3.2. Les réponses sont calculées sur un horizon de dix trimestres et assorties d'intervalles de confiance analytiques à deux écarts-types, représentés en pointillés sur la figure 1. Un choc de politique monétaire correspond ici à une innovation positive du taux moyen pondéré, soit un resserrement monétaire.

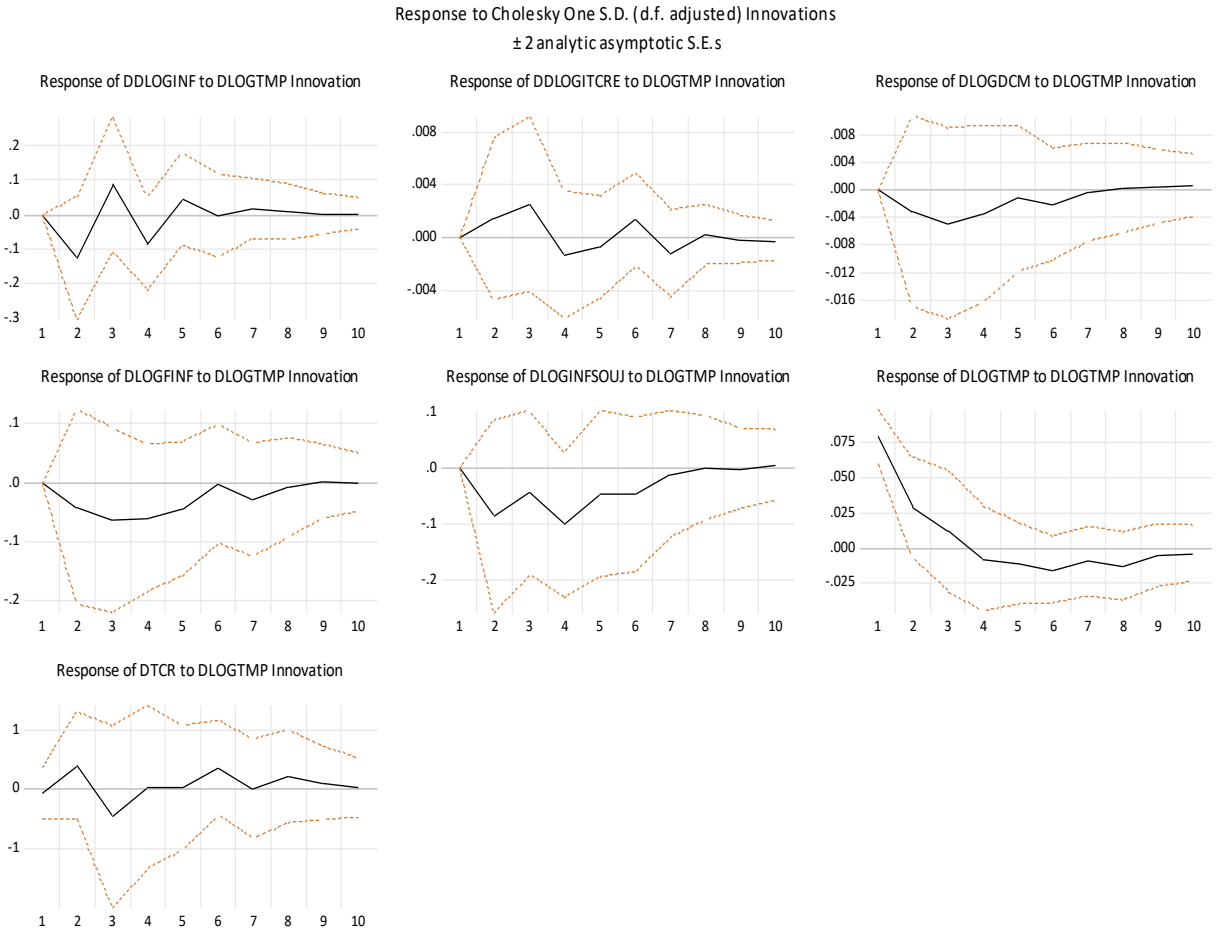


Figure 1 : Réponses impulsionnelles à un choc d'un écart-type sur le taux de politique monétaire, horizon de dix trimestres

Source : élaboré par les auteurs.

Les résultats des réponses impulsionnelles (figure 1) montrent qu'un choc sur le taux d'intérêt (TMP) de politique monétaire influence légèrement les taux d'inflation.

Immédiatement après un resserrement monétaire, le changement du taux d'inflation des prix alimentaires (LFINF) n'est pas observable au premier trimestre, car la politique monétaire met un certain temps à se propager à travers l'économie et parce que la restriction d'identification retenue impose la nullité de cette réponse contemporaine. Mais, à partir des deuxième et troisième trimestres, le

taux d'inflation des prix alimentaires baisse de façon modérée, et durant le huitième trimestre nous observons un retour à des valeurs proches de zéro, ce qui indique que l'effet du choc de politique monétaire s'estompe à long terme. Ce comportement indique que la politique monétaire a un effet anti-inflationniste, mais un impact léger sur l'inflation des produits alimentaires au Maroc. Ce résultat corrobore celui des études de Ginn et Pourroy (2020) et de Durevall et al. (2013), qui ont observé que les prix alimentaires échappent largement au contrôle et aux décisions de politique monétaire parce qu'ils sont volatils et principalement déterminés par des chocs d'offre, surtout dans les économies en développement.

Il convient de préciser que l'amplitude de cette réponse demeure faible au regard de la dispersion des intervalles de confiance : la trajectoire estimée fournit une indication de sens, mais ne permet pas de conclure à un effet statistiquement distinguable de zéro à tous les horizons. Cette prudence est cohérente avec la contribution marginale du taux moyen pondéré établie par la décomposition de variance.

Quant à la réponse de LINFSOUJ, qui désigne l'inflation sous-jacente, au choc de politique monétaire, l'augmentation du taux directeur a un effet initialement négatif sur l'inflation sous-jacente, effet plus prononcé dans les premières périodes après le choc. Il diminue progressivement sur les périodes suivantes jusqu'à s'annuler complètement, voire devenir légèrement positif vers le neuvième trimestre. Cela suggère que la politique monétaire exerce un effet anti-inflationniste plus marqué sur l'inflation sous-jacente, qui exclut les prix volatils des matières premières. Ce contraste entre la réponse de l'inflation sous-jacente et celle de l'inflation alimentaire va dans le sens de l'hypothèse H3, sans que la différence entre les deux trajectoires puisse être testée formellement dans le cadre retenu.

Pour la variable LINF, qui représente l'inflation générale, on observe une réponse initiale importante après le choc de politique monétaire, puis des fluctuations remarquables avant une stabilisation. Plus précisément, immédiatement après le choc de politique monétaire, il n'y a pas de changement significatif. Mais, dès le deuxième trimestre, on observe une baisse de LINF, qui indique la réduction de l'inflation générale. Cette baisse est suivie d'une augmentation au troisième trimestre, ce qui montre une réaction de compensation dans la variable. Les fluctuations observées au cours des trimestres suivants indiquent que la variable change peu à peu de direction jusqu'à ce que l'effet du choc se soit estompé et que la réponse impulsionnelle ait diminué.

4.3.2. Analyse de la décomposition de variance

Nous utilisons la décomposition de la variance pour mesurer la contribution relative de chaque variable à l'inflation des prix alimentaires. Cet outil décompose la variance de l'erreur de prévision de l'inflation alimentaire, à chaque horizon, en parts imputables à chacun des sept chocs structurels du système. Il complète l'analyse impulsionnelle en renseignant non plus sur le sens et l'amplitude d'une réponse, mais sur le poids relatif de chaque source de fluctuation.

Les résultats de l'analyse de décomposition de la variance montrent que l'inflation générale, l'indice de taux de change effectif réel, les dépenses de consommation des ménages et le taux d'intérêt exercent une influence sur l'inflation des prix alimentaires au Maroc, l'influence du taux d'intérêt étant relativement faible comparée à celle des autres variables.

Tableau 4 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de l'inflation alimentaire (DLFINF), en pourcentage

Période	S.E.	DLINF	DLITCRE	DLDCM	DLFINF	DLINFSOUJ	DLTMP	DTCR
1	0,416871	5,933352	11,204770	26,120270	56,741610	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,549123	9,046166	11,939040	21,161200	54,164880	0,003789	0,920655	2,764261
3	0,576760	8,514121	14,247200	20,029680	50,693860	0,229230	2,807175	3,478739
4	0,614095	7,589812	15,400500	23,618210	45,826770	0,286673	4,151425	3,126614
5	0,628903	8,031160	15,042190	25,106600	43,321690	0,419979	4,691503	3,386865
6	0,632332	8,059280	14,991670	25,681880	42,373460	1,004409	4,576481	3,312820
7	0,636690	8,957613	14,803870	25,613090	41,320970	1,270270	4,799382	3,234803
8	0,638002	9,143669	14,765650	25,519830	41,118250	1,398798	4,805058	3,248751
9	0,638526	9,157311	14,767580	25,482390	41,120390	1,440109	4,791756	3,240467
10	0,638917	9,170945	14,791770	25,468220	41,098390	1,446595	4,780840	3,243243

Décomposition de Cholesky, un écart-type, ajustée pour les degrés de liberté. Ordre causal retenu : DLINF, DLITCRE, DLDCM, DLFINF, DLINFSOUJ, DLTMP, DTCR.

Source : élaboré par les auteurs.

La lecture chiffrée du tableau 4 précise cette hiérarchie. À l'horizon d'un trimestre, l'inflation alimentaire est expliquée à 56,74 % par son propre choc, à 26,12 % par les dépenses de consommation des ménages, à 11,20 % par le taux de change effectif réel et à 5,93 % par l'inflation globale ; les contributions de l'inflation sous-jacente, du taux moyen pondéré et du taux de croissance réel sont nulles par construction, en raison de l'ordonnancement récursif retenu.

À l'horizon de dix trimestres, la part de la variance propre décroît à 41,10 %, tandis que les dépenses de consommation des ménages en expliquent 25,47 %, le taux de change effectif réel 14,79 % et l'inflation globale 9,17 %. La contribution du taux moyen pondéré, c'est-à-dire de l'instrument de politique monétaire, s'établit à 4,78 %, devant le taux de croissance réel (3,24 %) et l'inflation sous-jacente (1,45 %).

Deux enseignements se dégagent de ces chiffres. D'une part, l'instrument monétaire n'explique qu'une fraction marginale de la variabilité de l'inflation alimentaire, ce qui va dans le sens de l'hypothèse H1. D'autre part, la contribution cumulée des dépenses de consommation des ménages et du taux de change effectif réel atteint 40,26 % à l'horizon de dix trimestres, soit plus de huit fois celle de l'instrument monétaire : l'écart est suffisamment large pour que la hiérarchie établie par l'hypothèse H2 apparaisse robuste au regard de l'imprécision des estimations. Il convient de noter que ce sont les dépenses de consommation des ménages, et non le taux de change effectif réel, qui constituent le premier déterminant non autonome de l'inflation alimentaire sur l'ensemble des horizons considérés.

À partir de ces résultats, nous constatons que l'inflation des produits alimentaires au Maroc est influencée par des variables réelles plutôt que par des variables monétaires, et que les chocs sur le taux d'intérêt de politique monétaire ne produisent pas d'effet immédiat sur l'inflation des produits alimentaires, mais un effet différé.

4.4. Validation du modèle et tests de robustesse

La validité des inférences tirées des fonctions de réponse et de la décomposition de variance repose sur trois propriétés du modèle estimé : la stabilité du processus, l'absence d'autocorrélation des résidus et l'homoscédasticité. Ces trois propriétés sont examinées successivement.

4.4.1. Test de stabilité

Un processus VAR est dit stable si toutes les racines du polynôme caractéristique sont situées à l'extérieur du cercle unité, ce qui équivaut à ce que l'inverse de ces racines soit de module strictement inférieur à un. La stabilité garantit que l'effet d'un choc s'amortit et que les fonctions de réponse impulsionnelle convergent vers zéro. Un modèle VAR(2) à sept variables possède 14 racines.

Tout d'abord, nous entamons le test de stabilité du modèle. On peut vérifier la stationnarité du modèle VAR(2) en inversant les racines du polynôme caractéristique. En présence de l'inverse de toutes les racines à l'intérieur du cercle unité, on vérifie donc les conditions de stationnarité du modèle. Nous constatons, à partir de la figure 2, que l'ensemble des racines inverses se situent à l'intérieur du cercle unité, à l'exception d'une racine réelle dont le module est très proche de l'unité.

La condition de stabilité est donc satisfaite au sens strict, mais la proximité de cette racine avec la frontière du cercle unité indique une persistance élevée du processus. Concrètement, cela signifie que l'amortissement des chocs est lent et que les réponses impulsionnelles aux horizons éloignés doivent être interprétées avec prudence. Cette persistance est attendue dans un système comportant des variables transformées en différences secondes et estimé sur un échantillon court incluant plusieurs ruptures conjoncturelles majeures.

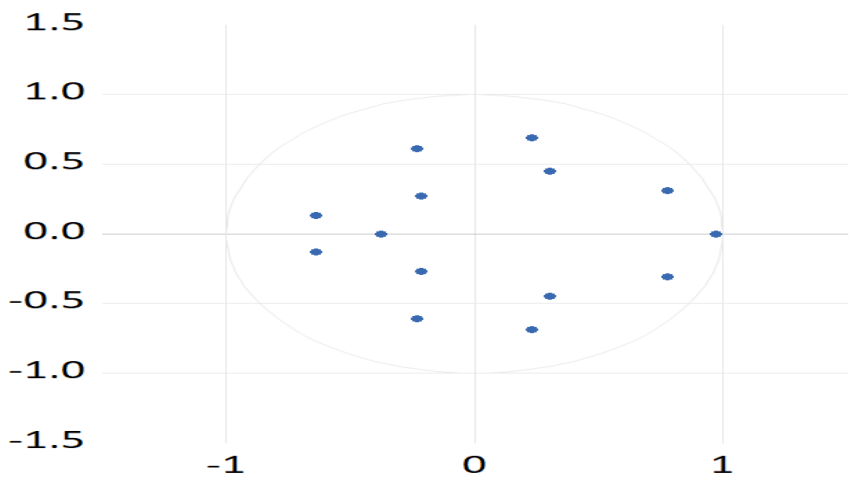


Figure 2 : Racines inverses du polynôme caractéristique du modèle VAR(2)

Source : élaboré par les auteurs.

4.4.2. Test d'autocorrélation des résidus

Le test du multiplicateur de Lagrange de Breusch-Godfrey, dans sa version multivariée, évalue l'hypothèse nulle H_0 d'absence d'autocorrélation des résidus à l'ordre h contre l'alternative d'une autocorrélation d'ordre h. La statistique LRE* suit asymptotiquement une loi du khi-deux à k^2 degrés de liberté, soit 49 pour un système de sept variables ; la statistique de Rao, distribuée selon une loi de Fisher, offre une approximation plus fiable en petit échantillon. Le test est conduit pour quatre ordres de retard, le quatrième correspondant à la périodicité annuelle des données trimestrielles.

Tableau 5 : Test du multiplicateur de Lagrange d'autocorrélation des résidus

Retard	Statistique LRE*	ddl	Probabilité	Statistique F de Rao	ddl	Probabilité
1	76,93254	49	0,0066	1,967393	(49 ; 29,8)	0,0256
2	56,02993	49	0,2280	1,131898	(49 ; 29,8)	0,3647
3	57,44435	49	0,1908	1,178690	(49 ; 29,8)	0,3203
4	69,56431	49	0,0282	1,634882	(49 ; 29,8)	0,0772

Source : élaboré par les auteurs.

Les résultats reportés au tableau 5 conduisent à un diagnostic nuancé. Aux retards 2 et 3, les probabilités associées sont largement supérieures au seuil de 5 % (respectivement 0,2280 et 0,1908), ce qui ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation. En revanche, aux retards 1 et 4, les probabilités s'établissent respectivement à 0,0066 et 0,0282 pour la statistique LRE*, conduisant au rejet de l'hypothèse nulle aux seuils usuels. La statistique de Rao, plus adaptée aux petits échantillons, confirme ce rejet au retard 1 (0,0256) mais conduit à un diagnostic seulement marginal au retard 4 (0,0772).

Une autocorrélation résiduelle subsiste donc au premier ordre et à l'ordre saisonnier. Deux explications peuvent être avancées. La première tient à la dimension du système : avec sept variables et deux retards estimés sur 33 observations, chaque équation mobilise quinze paramètres, ce qui limite la capacité du modèle à absorber l'ensemble de la dynamique de court terme. La seconde tient à la saisonnalité intrinsèque des prix alimentaires marocains, liée au calendrier des campagnes agricoles, qui se manifeste précisément au retard correspondant à une année complète. Ce résultat conduit à interpréter les réponses impulsionnelles comme des indications de sens et d'ordre de grandeur plutôt que comme des estimations ponctuelles précises. Il est repris parmi les limites de la recherche.

4.4.3. Test d'hétéroscédasticité

Le test de White multivarié évalue l'hypothèse nulle d'homoscédasticité conditionnelle des résidus contre l'alternative d'une variance dépendant des régresseurs. La statistique du khi-deux est construite à partir de la régression auxiliaire des produits croisés des résidus sur les carrés des régresseurs du système.

Tableau 6 : Test d'hétéroscédasticité de White (termes croisés exclus)

Khi-deux	Degrés de liberté	Probabilité
800,1866	784	0,3362

Source : élaboré par les auteurs.

La probabilité associée s'élève à 0,3362, soit une valeur supérieure au seuil de 5 %. L'hypothèse nulle d'homoscédasticité ne peut donc pas être rejetée, et aucune correction des écarts-types par une matrice robuste ne s'impose sur cette base.

Ce diagnostic appelle toutefois une réserve. Le test comporte 784 degrés de liberté pour un échantillon effectif de 33 observations, ce qui réduit très sensiblement sa puissance : la quasi-égalité entre la statistique calculée (800,19) et le nombre de degrés de liberté traduit une situation dans laquelle le test dispose de peu de capacité à détecter une hétéroscédasticité effectivement présente. L'absence de rejet doit donc s'interpréter comme une absence d'indication contraire plutôt que comme une confirmation positive d'homoscédasticité.

Au terme de cette analyse, les trois hypothèses de recherche sont soutenues par les résultats, avec toutefois des degrés de robustesse inégaux qu'il importe de distinguer.

L'hypothèse H1 est soutenue quant au sens et au délai de la réponse : le choc de politique monétaire est suivi d'une baisse de l'inflation alimentaire à partir du deuxième trimestre, et la contribution de l'instrument à la variance demeure marginale, à 4,78 % à l'horizon de dix trimestres. Elle ne peut cependant pas être considérée comme statistiquement établie : l'amplitude de la réponse estimée reste faible au regard de la dispersion des intervalles de confiance, de sorte qu'un effet nul ne peut être exclu à tous les horizons. Le résultat doit donc être formulé comme une compatibilité entre les données et l'hypothèse, non comme une confirmation.

L'hypothèse H2 est celle qui bénéficie du soutien le plus solide. L'écart entre la contribution cumulée des variables réelles et externes (40,26 %) et celle de l'instrument monétaire (4,78 %) est d'un ordre de grandeur tel qu'il resterait établi même sous une imprécision substantielle des parts estimées. La hiérarchie des déterminants constitue à ce titre le résultat le plus robuste de cette recherche.

L'hypothèse H3 est soutenue quant au sens : la réponse de l'inflation sous-jacente au choc monétaire apparaît plus marquée et plus rapide que celle de l'inflation alimentaire, ce qui est cohérent avec l'idée que l'instrument de taux agit sur la composante de demande de l'inflation et non sur ses déterminants d'offre. La comparaison repose toutefois sur une lecture graphique des deux trajectoires et ne fait pas l'objet d'un test formel d'égalité des réponses, ce qui interdit de la qualifier de confirmation statistique.

5. Discussion des résultats

Les résultats obtenus s'inscrivent dans une littérature convergente sur la faiblesse de la transmission monétaire aux prix alimentaires dans les économies en développement, tout en s'en distinguant par le contexte institutionnel marocain.

La convergence la plus nette concerne les travaux africains. Iddrisu et Alagidede (2020) établissent, pour l'Afrique du Sud, que la politique monétaire ne parvient pas à stabiliser les prix alimentaires et recommandent une intervention budgétaire ciblée. Durevall et al. (2013) parviennent à une conclusion analogue pour l'Éthiopie, en attribuant l'essentiel de la dynamique des prix alimentaires aux chocs d'offre externes. Nos résultats prolongent ces constats au cas marocain : la contribution de l'instrument monétaire à la variance de l'inflation alimentaire, établie à 4,78 % à l'horizon de dix trimestres, est du même ordre de grandeur que celle documentée pour ces deux économies. La généralité de ce constat à travers des économies aux structures agricoles et aux régimes de change pourtant hétérogènes suggère qu'il ne relève pas d'une spécificité nationale mais d'une propriété commune aux économies importatrices nettes de denrées alimentaires.

La divergence porte sur les économies avancées. Frankel (2008) et Akram (2009) établissent une relation robuste entre resserrement monétaire et baisse des prix des matières premières aux États-Unis. Cette relation ne se retrouve pas avec la même netteté dans nos résultats. Deux mécanismes expliquent cet écart. Le premier tient à la composition de l'inflation alimentaire marocaine, largement importée : la FAO évalue le ratio de dépendance aux importations à 65,7 %, de sorte que le prix intérieur reflète pour l'essentiel des conditions d'offre déterminées hors du territoire national, sur lesquelles le taux directeur n'exerce aucune prise. Le second tient au régime de change : le dirham étant ancré à un panier de devises, même après l'élargissement progressif de la bande de fluctuation engagé en janvier 2018, l'autonomie de la politique monétaire demeure contrainte par la logique du triangle d'incompatibilité. Bank Al-Maghrib ne dispose pas du même degré de liberté qu'une banque centrale opérant sous change flottant intégral, ce qui atténue mécaniquement la portée de l'instrument de taux.

Ce second mécanisme est corroboré par les travaux marocains publiés dans la présente revue. Hrifa (2023) établit que la transmission des variations du taux de change à l'indice des prix à la consommation demeure partielle au Maroc, ce qui atténue l'effet des chocs externes mais restreint simultanément le canal par lequel la politique monétaire pourrait agir sur les prix importés. Benkhayi et El Hassani (2025), par une approche VAR sur données annuelles, montrent que l'effet stabilisateur du taux d'intérêt réel ne se manifeste qu'à moyen et long terme, la crédibilité institutionnelle de la Banque centrale conditionnant l'efficacité de l'instrument. Nos résultats sont cohérents avec ce délai : la réponse de l'inflation alimentaire n'apparaît qu'à partir du deuxième trimestre et s'estompe au huitième. Ils apportent toutefois une précision que ces travaux ne pouvaient fournir, puisqu'ils portent sur l'indice agrégé : le délai et la faiblesse de la transmission sont nettement plus marqués pour la composante alimentaire que pour l'inflation sous-jacente.

Enfin, nos résultats rejoignent la proposition centrale de Catao et Chang (2015) et de Ginn et Pourroy (2020) selon laquelle le traitement de l'inflation alimentaire par la seule règle monétaire est sous-optimal en économie ouverte importatrice nette. Ginn et Pourroy (2019) établissent, pour une économie à revenu intermédiaire, que la réaction du taux d'intérêt à un choc alimentaire serait 24 % plus importante en l'absence de subventions alimentaires, ce qui souligne le rôle de l'instrument budgétaire comme complément et non comme substitut de la politique monétaire. La configuration marocaine, où la Caisse de compensation continue de subventionner plusieurs produits de base, correspond précisément au cas de figure analysé par ces auteurs.

Sur le plan théorique, cette recherche apporte une contribution à la question de la hiérarchie des déterminants de l'inflation alimentaire dans une petite économie ouverte sous régime de change administré. La littérature existante oppose généralement une explication monétaire à une explication par les chocs d'offre. Nos résultats suggèrent une troisième configuration : la variable dominante n'est ni l'instrument monétaire ni un choc d'offre exogène, mais les dépenses de consommation des ménages, qui expliquent 25,47 % de la variance de l'inflation alimentaire à l'horizon de dix trimestres. Ce résultat est théoriquement significatif, car la demande des ménages constitue précisément la variable sur laquelle le canal du taux d'intérêt est censé opérer. La faiblesse de la transmission ne provient donc pas de l'absence d'un canal de demande, mais de la difficulté de l'instrument de taux à atteindre effectivement ce canal dans le contexte marocain — faible bancarisation, part importante de l'économie informelle, sensibilité limitée de la consommation alimentaire au coût du crédit.

Sur le plan méthodologique, l'apport réside dans l'application d'un dispositif VAR désagrégé au cas marocain sur une période incluant simultanément le choc pandémique et le choc géopolitique de 2022. La désagrégation de l'inflation en trois composantes au sein d'un même système permet de comparer directement la sensibilité de chacune au même choc monétaire, ce que ne permettent pas les études fondées sur le seul indice agrégé.

Au terme de cette discussion, l'inflation des prix alimentaires au Maroc résulte de la superposition de trois canaux d'inégale importance. Un canal réel domestique, porté par les dépenses de consommation des ménages, qui constitue le premier déterminant non autonome. Un canal externe, transitant par le taux de change effectif réel et le prix des importations, qui vient en deuxième position. Un canal monétaire, opérant par le taux moyen pondéré, dont la contribution est marginale et différée. Ce schéma implique que toute stratégie de stabilisation des prix alimentaires au Maroc doit combiner les trois leviers correspondants — budgétaire et sectoriel pour le premier, de change et commercial pour le deuxième, monétaire pour le troisième — plutôt que de reposer sur le seul instrument de taux.

6. Conclusion et perspectives

Dans le cadre de ce papier, nous nous sommes proposé d'examiner l'efficacité et les effets des interventions de la politique monétaire sur l'inflation des prix des produits alimentaires au Maroc. Sur une période allant du quatrième trimestre 2014 au quatrième trimestre 2023, nous avons collecté des données trimestrielles sur les variables suivantes : taux de croissance réel, taux moyen pondéré au jour le jour, dépenses de consommation des ménages, taux de change effectif réel, inflation générale, taux d'inflation sous-jacente et taux d'inflation alimentaire. Un modèle VAR(2) a été utilisé pour la modélisation.

Sur la base des fonctions de réponse impulsionnelle et des décompositions de variance, nous avons observé que l'effet de la politique monétaire, reflété par le biais du taux moyen pondéré au jour le jour, sur l'inflation des prix des produits alimentaires ne se révèle que tardivement et avec une magnitude très faible. Nous avons aussi constaté que la hausse des prix des produits alimentaires est déterminée par des variables réelles plutôt que par des variables monétaires : à l'horizon de dix trimestres, l'instrument monétaire n'explique que 4,78 % de la variance de l'inflation alimentaire, contre 25,47 % pour les dépenses de consommation des ménages et 14,79 % pour le taux de change effectif réel.

Le résultat de cet article montre que le levier monétaire au Maroc n'est pas suffisant pour résoudre le problème de l'inflation des produits alimentaires et garantir une accessibilité économique des aliments à tous les citoyens.

Statistiquement, au Maroc, le ratio de dépendance aux importations céréalières atteint 65,7 % en moyenne entre 2018 et 2020 selon les indicateurs de sécurité alimentaire de la FAO (FAO, 2024), ce qui met en évidence une vulnérabilité considérable de la sécurité alimentaire.

À partir de nos résultats, dans le contexte du Maroc, maintenir un niveau de taux directeur élevé par la banque centrale n'est pas une solution suffisante pour la stabilité des prix des produits alimentaires. Dans le contexte économique incertain et volatil de sécheresse et de chocs externes au Maroc, des changements structurels réels des modèles de production, des subventions alimentaires et des programmes d'aide aux entreprises agricoles sont nécessaires, au lieu de freiner par le taux de politique monétaire en réduisant autant que possible la demande globale.

Si cette étude permet de mieux cerner les dynamiques de l'inflation alimentaire marocaine, plusieurs pistes d'amélioration méritent d'être explorées. Empiriquement, la taille de l'échantillon contraint la puissance de nos tests de diagnostic et la précision des estimations. Le passage à une fréquence mensuelle, ou l'adoption d'une approche bayésienne (BVAR à prior de Minnesota), permettrait de contourner ce problème de degrés de liberté tout en offrant un cadre d'estimation plus robuste.

Sur le plan méthodologique, la prise en compte des ruptures structurelles inhérentes à la période étudiée via des tests de type Zivot-Andrews viendrait utilement consolider notre classification des ordres d'intégration, actuellement basée sur le test de Dickey-Fuller. De plus, une exploration de méthodes d'identification alternatives à la décomposition de Cholesky permettrait de tester la sensibilité des résultats. Enfin, d'un point de vue théorique, notre cadre gagnerait à être élargi en intégrant un bloc exogène (indice FAO des prix alimentaires et cours du pétrole). Cette évolution, en accord avec la logique de petite économie ouverte, permettrait de désintriquer plus finement la part importée de la part domestique de l'inflation, tout en contrôlant l'effet de la production agricole locale.

REFERENCES / BIBLIOGRAPHIE

1. AKRAM, Q. F. (2009). Commodity prices, interest rates and the dollar, Energy Economics, Vol. 31, No. 6, pp. 838-851.
2. ANZUINI, A., LOMBARDI, M. J. et PAGANO, P. (2012). The impact of monetary policy shocks on commodity prices, Bank of Italy Temi di Discussione Working Paper, No. 851.

3. BANK AL-MAGHRIB (2023). Rapport sur la politique monétaire, Bank Al-Maghrib, Rabat.
4. BENKHAYI, S. et EL HASSANI, H. (2025). Évaluation de l'efficacité du taux d'intérêt réel dans la gestion de l'inflation au Maroc : une analyse empirique par l'approche VAR, Revue Alternatives Managériales et Économiques, Vol. 7, No. 2, pp. 344-357.
5. BENNOUNA, H., LAHLOU, K. et MOSSAFAK, A. (2016). Analyse des canaux de transmission de la politique monétaire au Maroc, Document de travail de Bank Al-Maghrib, No. 1, pp. 1-36.
6. BOUJARFAOUI, M. et al. (2021). La diversité des systèmes de mesure de la performance des coopératives : un essai de modélisation, Revue Alternatives Managériales et Économiques, Vol. 3, No. 1, pp. 616-628.
7. CATAO, L. A. et CHANG, R. (2015). World food prices and monetary policy, Journal of Monetary Economics, Vol. 75, pp. 69-88.
8. CHRISTIANO, L. J., EICHENBAUM, M. et EVANS, C. L. (1999). Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?, in Handbook of Macroeconomics, Vol. 1A, Elsevier, Amsterdam, pp. 65-148.
9. DUREVALL, D., LOENING, J. L. et BIRRU, Y. A. (2013). Inflation dynamics and food prices in Ethiopia, Journal of Development Economics, Vol. 104, pp. 89-106.
10. EL-KARIMI, M. et EL-GHINI, A. (2020). Pass-through of global food commodity prices to food inflation in Morocco: a structural VAR approach, New Medit, Vol. 19, No. 3, pp. 57-76.
11. EL OUAZZANI, H., OUAKIL, H. et MOUSTABCHIR, A. (2024). Évaluation de l'impact du microcrédit sur la consommation des bénéficiaires au Maroc : une approche d'appariement (PSM), Revue Alternatives Managériales et Économiques, Vol. 6, No. 1, pp. 718-735.
12. FAO (2024). FAOSTAT : Suite of Food Security Indicators — Cereal import dependency ratio, Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture, Rome.
13. FERROUD, A., BENJOUID, Z. et DABNICHI, Y. D. (2021). Impact de l'inflation sur la croissance économique : cas du Maroc, African Scientific Journal, Vol. 3, No. 9, pp. 126-160.
14. FRANKEL, J. A. (2008). The effect of monetary policy on real commodity prices, in Asset Prices and Monetary Policy, University of Chicago Press, Chicago, pp. 291-333.
15. GINN, W. et POURROY, M. (2019). Optimal monetary policy in the presence of food price subsidies, Economic Modelling, Vol. 81, pp. 551-575.
16. GINN, W. et POURROY, M. (2020). Should a central bank react to food inflation? Evidence from an estimated model for Chile, Economic Modelling, Vol. 90, pp. 221-234.
17. HAMMOUDEH, S., NGUYEN, D. K. et SOUSA, R. M. (2015). US monetary policy and sectoral commodity prices, Journal of International Money and Finance, Vol. 57, pp. 61-85.
18. HAUT-COMMISSARIAT AU PLAN (2024). Indice des prix à la consommation, base 2017 : structure de pondération, Haut-Commissariat au Plan, Rabat.
19. HRIFA, A. (2023). L'impact du risque de change sur la performance de l'économie : essai d'analyse économétrique, Revue Alternatives Managériales et Économiques, Vol. 5, No. 1, pp. 357-374.
20. IDDRISU, A. A. et ALAGIDEDE, I. P. (2020). Monetary policy and food inflation in South Africa: a quantile regression analysis, Food Policy, Vol. 91, 101816.
21. IVANOV, V. et KILIAN, L. (2005). A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis, Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, Vol. 9, No. 1, pp. 1-36.
22. JOHANSEN, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, No. 2-3, pp. 231-254.
23. JOUAMAA, M. A. et AIT EL MEKKI, A. (2023). Macroeconomic effects of grain price volatility in Morocco, New Medit, Vol. 22, No. 1, DOI : 10.30682/nm2301a.
24. KAUR, S. (2023). A decade of impact of monetary policy on food inflation: an overview and future direction, Vision, Vol. 27, No. 4, pp. 498-509.
25. MISHRA, P. et MONTIEL, P. (2012). How effective is monetary transmission in low-income countries? A survey of the empirical evidence, IMF Working Paper, No. 12/143.
26. MOUSTABCHIR, A., OUAKIL, H., EL OUAZZANI, H. et LECHHEB, H. (2024). A DSGE model approach to examining the impact of the Russian-Ukrainian War and oil shocks on the Moroccan economy, African Development Review, Vol. 36, No. S1, pp. S94-S107.
27. OUMARI, L. et EL MAHI, T. (2022). Les instruments de la politique monétaire et la stabilité des prix, International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics, Vol. 3, No. 2, pp. 349-363.

28. SALHI, Z., ELHACHIMI, Z. et OUAKIL, H. (2024). Impact des chocs pétroliers sur les marchés boursiers de la région MENA : analyse par le modèle VAR, Revue Alternatives Managériales et Économiques, Vol. 6, No. 1, pp. 127-145.
29. SIMS, C. A. (1980). Macroeconomics and reality, Econometrica, Vol. 48, No. 1, pp. 1-48.
30. SISSAH, S. et al. (2022). Gestion des risques et résilience des entreprises touristiques : revue de littérature, Revue Alternatives Managériales et Économiques, Numéro spécial 1, pp. 77-93.
31. TAYLOR, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 39, pp. 195-214.
32. ZAKANI, A. (2022). L'indépendance de la Banque centrale et le ciblage d'inflation : cas de Bank Al-Maghrib, International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics, Vol. 3, No. 2, pp. 435-453.
33. ZAKANI, A. et AMEUR, A. H. (2024). La politique monétaire au Maroc vers une transparence croissante, Revue Française d'Économie et de Gestion, Vol. 5, No. 9, pp. 412-439.

DÉCLARATION DE CONFLIT D'INTÉRÊTS

Les auteurs déclarent qu'il n'y a pas de conflit d'intérêts en ce qui concerne la publication du présent document.