

Prix du pétrole et dynamiques macroéconomiques au Maroc : une analyse VECM du Passthrough du taux de change au prix

Oil Prices and Macroeconomic Dynamics in Morocco: A VECM Analysis of Exchange Rate Pass-Through to Prices

EL HADDADI Mariam

Enseignante chercheure

Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales – El Jadida
Université Chouaib Doukkali

LAHJOUI Hamida

Enseignante chercheure

Ecole Marocaine des Sciences de l'Ingénieur EMSI - Casablanca
Laboratoire Pluridisciplinaire de Recherche et Innovation

Date de soumission : 19/01/2026

Date d'acceptation : 07/03/2026

Pour citer cet article :

El Haddadi. M. & Lahjouji. H. (2026) « Prix du pétrole et dynamiques macroéconomiques au Maroc : une analyse VECM du Passthrough du taux de change au prix », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 3 » pp : 92- 114.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cette recherche a pour but d'examiner la transmission des variations du taux de change (TVTC) à l'inflation au Maroc, en utilisant un modèle Vecteur à correction d'erreur nommé VECM pour analyser l'interrelation dynamique entre les fluctuations du taux de change et de l'inflation. En examinant les données annuelles sur la période 1988-2023, L'étude se distingue par son approche méthodologique combinant la modélisation des relations de court et de long terme avec l'application du test de Bai-Perron pour détecter les ruptures structurelles majeures survenues dans l'économie marocaine. Des tests de robustesse complémentaires (normalité, hétéroscédasticité, autocorrélation) renforcent la fiabilité des résultats. Les résultats révèlent que la transmission des chocs du taux de change à l'inflation au Maroc est faible et modérée. De plus, les preuves du modèle VECM indiquent que la variation du taux de change ne représente pas un facteur significatif expliquant la fluctuation des prix domestiques. Cette faible transmission reflète le contexte de la politique monétaire et la composition commerciale du Maroc, qui atténuent l'impact inflationniste de la volatilité du taux de change.

Mots clés : Inflation ; Maroc ; Prix du pétrole ; Transmission du taux de change ; VECM.

Abstract

The research aims to examine the transmission of exchange rate variations to inflation in Morocco, using a Vector Error Correction Model (VECM) to analyze the dynamic relationship between exchange rate fluctuations and the inflation rate. Examining annual data over the period 1988-2023, the study is distinguished by its innovative methodological approach, combining the modelling of short- and long-term relationships with the application of the Bai-Perron test to detect major structural breaks in the Moroccan economy. Additional robustness tests (normality, heteroscedasticity, autocorrelation) reinforce the reliability of the results. The results reveal that the exchange rate shocks to inflation in Morocco is low and moderate. Moreover, evidence from the VECM model indicates that exchange rate variation does not represent a significant factor explaining domestic price fluctuations. This low pass-through reflects Morocco's monetary policy framework and trade composition, which mitigate the inflationary impact of exchange rate volatility.

Keywords : Exchange rate pass-through ; Inflation ; Morocco ; Oil price ; VECM.

Introduction

Le Maroc, en tant que pays profondément intégré à l'économie mondiale, a adopté depuis les 1970 un taux de change fixe, reliant la monnaie nationale (Dirham) à un panier de devises adéquat à la structure du commerce local et international (Ragbi, 2012). Le présent régime de change a assuré la stabilité du dirham en termes de taux de change effectif nominal et a atténué les variations des devises qui le composent.

Cependant, ce régime de change permettait aux opérateurs de satisfaire tous leurs besoins en devises étrangères sans restriction, ce qui pouvait exercer une pression significative sur les réserves de change et potentiellement compromettre la capacité de la Bank Al Maghrib (Banque centrale marocaine) à honorer ses engagements extérieurs. Ce contexte a poussé le Maroc à initié, en 2018, une transition progressive d'un régime de change fixe vers un régime de change plus flexible. (Bank Al Maghrib, 2025).

Par conséquent, la présente réforme, dont l'objectif est de renforcer la capacité de l'économie marocaine à faire face aux chocs externes, nous amène à approfondir la réflexion sur ce sujet. Dès lors, la problématique centrale de cette recherche peut être formulée ainsi : dans quelle mesure les variations du taux de change se transmettent-elles à l'inflation domestique au Maroc, et comment cette transmission évolue-t-elle en présence de chocs externes tels que la volatilité des prix du pétrole ?

Pour répondre à cette problématique, cet article vise à examiner empiriquement la transmission des variations du taux de change sur l'inflation au Maroc. L'analyse s'appuie sur une méthodologie quantitative mobilisant un Modèle Vectoriel à Correction d'Erreur (VECM), afin de saisir les interactions dynamiques entre la TVTC et l'évolution des prix.

Si la relation entre taux de change et inflation est cruciale, la littérature empirique sur le Maroc reste rare et se limite souvent à des modèles linéaires ou VAR standards, négligeant les ruptures structurelles majeures (Belkacem, 2019 ; Saidi & Bouoiyour, 2016). Cette étude comble cette lacune en appliquant un modèle VECM sur la période 1988-2023, enrichi par le test de Bai-Perron pour identifier ces ruptures—une innovation méthodologique dans la région MENA. Validée par des tests de robustesse rigoureux, cette approche permet de mieux saisir la dynamique des chocs externes et la gestion de la volatilité dans les économies émergentes.

Cependant, l'étude sera structurée en quatre sections, dont la première section sera dédiée à l'analyse exploratoire de la revue de littérature, la deuxième section mettra la lumière sur le contexte marocain relatif au régime de change et l'inflation durant la période étudiée, tandis

que la troisième section présentera le modèle économétrique adopté et finalement la dernière section mettra en évidence les résultats obtenus.

1. Revue de littérature

Diverses études s'intéressent à analyser l'interrelation entre le taux de change et l'inflation. Selon Hyder & Shah (2004), un coût potentiel plus élevé des matières premières importées et des biens d'équipement associé à la dépréciation du taux de change impacte sur la hausse des coûts marginaux et fait monter les prix des produits nationaux. Taylor (2000) a montré que, dans une économie ouverte, la faible inflation peut réduire le pouvoir de fixation des prix des entreprises. Des chercheurs tels que McCarty (2007), Soto & Selative (2003) et Nasir et al. (2020) ont souligné le degré d'ouverture économique comme un facteur influençant le mécanisme de TVTC. Sabiston (2001) explique un passage incomplet lorsque les prix ne réagissent pas de manière significative aux fluctuations du taux de change.

La littérature souligne la complexité de la transmission du taux de change. Bailliu et al. (2003) mettent en évidence une asymétrie où l'inflation réagit davantage aux dépréciations qu'aux appréciations. Ce mécanisme varie selon le contexte : Ozdogan (2022) observe une dynamique distincte sous un régime flottant en Turquie, tandis que Linderoth et al. (2024) notent que la politique monétaire réagit plus fortement aux dépréciations en période de forte inflation. Enfin, Zamanzadeh (2024) démontre que l'usage de taux préférentiels réduit temporairement la transmission, avant qu'elle ne remonte proportionnellement lors de la phase d'ajustement.

Les résultats empiriques d'Atiq-ur-Rehman et al. (2024) suggèrent que la réduction de la TVTC réduit le risque de volatilité du taux de change. Par conséquent, les autorités monétaires peuvent prendre des mesures pour adopter un ciblage de l'inflation au Pakistan.

Au niveau national, plusieurs recherches ont investigué les raisons de l'inflation au Maroc étant un phénomène de déséquilibre macroéconomique. Ragbi (2012), dans son article lié au ciblage inflation au Maroc, a démontré que l'adoption d'un régime de change flexible pourra impacter positivement sur la stabilité des prix.

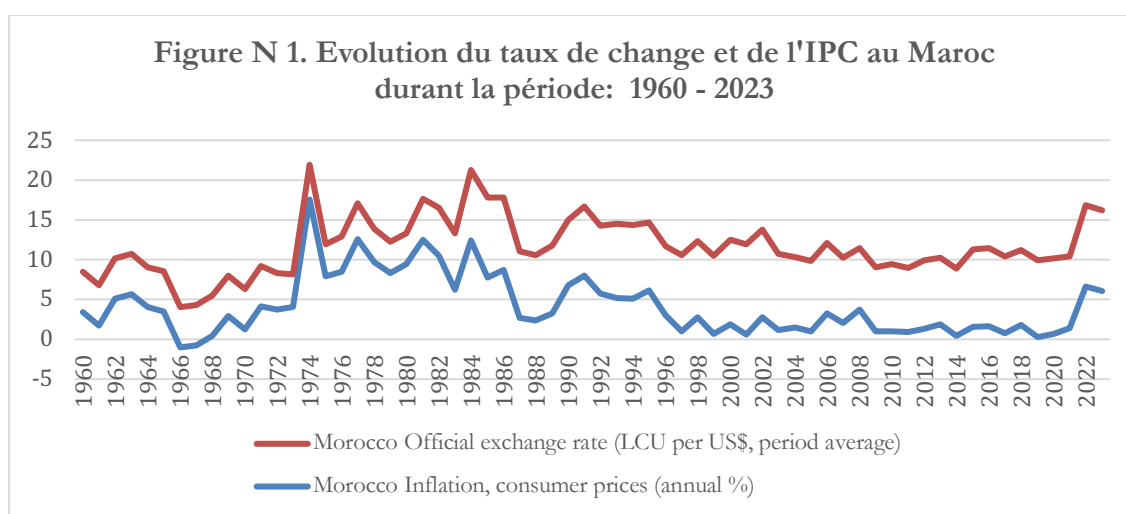
Rachidi & Assanadi (2016) ont étudié l'effet de la transmission du taux de change sur l'indice des prix à la consommation (IPC) au Maroc pour la période 2000-2014 en utilisant le modèle VAR. Selon les résultats de l'étude, les mouvements du taux de change ont un effet significatif sur l'inflation, et cet effet semble refléter un degré modeste de transmission.

Erraitab et al. (2024) ont étudié l'effet du taux de change sur l'inflation au Maroc en examinant la période du premier trimestre 2002 au quatrième trimestre 2019 en utilisant le modèle VAR structurel. Ils ont constaté que l'effet du taux de change sur les prix est faible et incomplet.

Baya et al. (2024) concluent que la variation taux de change impacte significativement sur l'inflation. Tandis que Ichou et al. (2023), ont démontré que la pandémie Covid-19 ainsi que la réforme du régime de change ont impacté négativement sur la valeur du taux de change et donc la performance économique du pays.

2. Aperçu du contexte Marocain

Le Maroc a connu, dès le début du XXI siècle, des transformations importantes au niveau financier et économique. Le pays a envisagé une réforme graduelle du régime de change, allant d'un RC fixe à un RC flexible (El Haddadi, M., & Lahjouji, H., 2025). Cette réforme, lancée en 2018, vise à renforcer la résilience économique du Maroc aux chocs externes et à améliorer sa compétitivité. Durant cette même période le taux d'inflation est resté relativement stable, bien que le pic ait été observé, notamment en 2022 où il a atteint 6,2 % (Banque mondiale, 2024). La figure 1, ci-dessous, présente l'évolution du taux de change officiel (Unité de devises locales (UDL) par US\$) et de l'inflation des prix à la consommation, sur la période 1960-2023 au Maroc.



Source : Base de données de l'Office des changes (Rapports : 2018, 2020 et 2024)

Entre 1960 et 1970, le taux de change au Maroc est demeuré stable à 5 dollars américains. Cette décennie a été marquée par l'introduction du dirham marocain, qui a remplacé le franc marocain et a été rattaché à une parité fixe (Bank Al Maghrib, 2025).

À partir de 1970, le taux de change a commencé à fluctuer, enregistrant une hausse notable en 1981. Cette période a été caractérisée par une dépréciation réelle de 37 %, conséquence de la mise en œuvre du Programme d'Ajustement Structurel (Bank Al Maghrib, 2025).

En 1999, le Maroc a adopté l'euro en remplacement des anciennes devises européennes comme monnaie de référence. Cette transition a coïncidé avec une stabilisation du taux de change autour de 9 dollars américains.

En janvier 2018, le Maroc a amorcé une libéralisation progressive de son régime de change en élargissant la marge de fluctuation du dirham à $\pm 2,5$ % par rapport au taux central, tout en conservant les pondérations initiales du panier de devises. Cette marge a été portée à ± 5 % en 2020, sans modification des pondérations (Bank Al Maghrib, 2025). Le taux d'inflation au Maroc a, lui aussi, connu d'importantes variations sur la période 1960-2023. Certaines années, telles que 1966 et 1967, ont été marquées par des pressions déflationnistes, tandis que d'autres périodes ont enregistré des pics inflationnistes atteignant 17,56 % en 1974, 12,59 % en 1977, 12,49 % en 1981 et 12,44 % en 1984, traduisant ainsi une certaine instabilité économique (El haddadi & Lahjouji, 2026).

Par ailleurs, une corrélation potentielle peut être observée entre le taux de change et l'indice des prix à la consommation (IPC), les épisodes de forte inflation coïncidant souvent avec des phases de dépréciation monétaire.

L'impact des fluctuations du taux de change sur l'inégalité des revenus a été étudié par El Aboudi et al. (2024) sur la période 2000-2022. En mobilisant un modèle VAR, l'analyse révèle que les variations du taux de change influencent directement les disparités de revenu au Maroc. En complément, les travaux de Es-Sanoun et al. (2024) mettent en évidence une interaction négative entre les fluctuations du taux de change et le tourisme international entre 1995 et 2023. Enfin, Zennati et al. (2025) examinent la relation entre les envois de fonds des migrants et le tourisme international au Maroc, concluant à l'existence d'une relation de long terme entre les transferts de fonds et les fluctuations du taux de change.

3. Construction du modèle

La méthodologie adoptée est basée sur une approche quantitative qui analyse la TVTC au Maroc en utilisant le modèle vectoriel autorégressif VECM. Les données consistent en des observations annuelles couvrant la période de 1988 à 2023. Le choix de cette durée vise à inclure les turbulences associées à la période de la pandémie COVID-19, ainsi que les récentes pressions inflationnistes. Les variables utilisées dans cette étude sur le tableau 1 sont le taux d'inflation (INFL), les prix mondiaux du pétrole brut (OIL), le taux de change nominal (TCEN) et le produit intérieur brut (PIB). Les données estimées dans cette étude proviennent de la base de données de la Banque mondiale (WBD) et des statistiques financières internationales (IFS) fournies par le Fonds monétaire international (FMI).

Tableau N°1 : Présentation des variables

Variables	Mesure	Symbole	Source
Inflation	Pourcentage	INFL	IMF
Taux de change nominal	Indice	TCEN	IMF
Produit Intérieur Brut	Dollar courant	GDP	HCP
Prix du pétrole	Us dollar/Baril	OIL	European Commission

Source : Exploration des auteurs

Le modèle VECM est particulièrement adapté aux séries temporelles cointégrées, permettant de distinguer les dynamiques de court terme des ajustements vers l'équilibre de long terme (Engle & Granger, 1987 ; Johansen, 1991). Cette approche est cruciale pour notre étude afin de capturer les réponses de l'inflation aux perturbations économiques et d'analyser le pass-through du taux de change. De plus, le modèle permet d'explorer les liens de causalité de Granger (Lütkepohl, 2005) et d'approfondir l'analyse via les fonctions de réponse impulsionnelle et la décomposition de la variance

Nous formulons et estimons un modèle VECM de forme réduite :

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

Avec :

- ΔY_t Est le vecteur des variations des variables ($\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$)
- ΠY_{t-1} représente le terme de correction d'erreur qui capte la relation de cointégration (ECM)
- Γ_i Sont les matrices des coefficients des retards
- ϵ_t est le vecteur des erreurs

Chaque variable est expliquée par ses propres valeurs retardées ainsi que celles des autres variables. Le VECM avec cinq variables se développe ainsi : (INFL, OIL, TCEN et GDP)

- $\Delta INFL_t = \alpha_1(\beta_1 INFL_{t-1} + \beta_2 OIL_{t-1} + \beta_3 TCEN_{t-1} + \beta_4 GDP_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{1i} \Delta INFL_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{1i} \Delta OIL_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_{1i} \Delta TCEN_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_{1i} \Delta GDP_{t-i} + \epsilon_{1t}$
- $\Delta OIL_t = \alpha_2(\beta_1 INFL_{t-1} + \beta_2 OIL_{t-1} + \beta_3 TCEN_{t-1} + \beta_4 GDP_{t-1} + \beta_5 EXPOR_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{2i} \Delta INFL_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{2i} \Delta OIL_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_{2i} \Delta TCEN_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_{2i} \Delta GDP_{t-i} + \epsilon_{2t}$
- $\Delta TCEN_t = \alpha_3(\beta_1 INFL_{t-1} + \beta_2 OIL_{t-1} + \beta_3 TCEN_{t-1} + \beta_4 GDP_{t-1} + \beta_5 EXPOR_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{3i} \Delta INFL_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{3i} \Delta OIL_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_{3i} \Delta TCEN_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_{3i} \Delta GDP_{t-i} + \epsilon_{3t}$
- $\Delta GDP_t = \alpha_4(\beta_1 INFL_{t-1} + \beta_2 OIL_{t-1} + \beta_3 TCEN_{t-1} + \beta_4 GDP_{t-1} + \beta_5 EXPOR_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{4i} \Delta INFL_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{4i} \Delta OIL_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_{4i} \Delta TCEN_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_{4i} \Delta GDP_{t-i} + \epsilon_{4t}$

Les coefficients β_1 , à β_4 mesurent la relation d'équilibre à long terme entre les variables. α_i indiquent la vitesse d'ajustement vers l'équilibre à long terme lorsque les variables dévient de cet équilibre. En utilisant un VECM, nous pouvons analyser les interactions complexes entre les variables économiques et environnementales qui évoluent de manière cointégrée sur différents horizons temporels. Cette étude sera réalisée à l'aide du logiciel Eviews 12 (M. Salahuddin & S. Khan, 2013).

4. Résultats et discussions

4.1. La stationnarité

La stationnarité est une condition essentielle pour éviter des résultats biaisés dans les analyses économétriques (Granger et Newbold, 1974). Le test de racine unitaire Augmented Dickey-Fuller (Dickey & Fuller, 1979) dans les tableaux 2 et 3 met en évidence le fait que les variables deviennent stationnaires au premier niveau de différenciation.

La correction d'erreur, qui représente le retour à l'équilibre à long terme, peut être mal spécifiée si les variables ne sont pas intégrées au même niveau. (Engle & Granger, 1987). En effet, un VECM dont les variables sont intégrées à des retards différents est moins stable et plus sensible aux chocs externes. Cette instabilité compromet la validité du résultat et la capacité à capturer les relations économiques sous-jacentes (Johansen, 1991). L'hypothèse d'intégration des variables au même niveau de retard dans le VECM est fondamentale pour assurer la validité des résultats. Cette condition signifie que les variables endogènes préservent la stabilité de la relation à long terme et réagissent de manière similaire aux chocs.

Tableau N°2. Résultats du test ADF

Variable	ADF statistics	P-value	Stationarité
INFL	-2.249954	0.4488	Non
OIL	-2.335178	0.4052	Non
TCEN	-0.732527	0.9624	Non
LGDP	-3.220344	0.1116	Non

Source : Calcul des auteurs

Tableau N°3. Résultats du test ADF après une 1^{ère} Différence

Variable	ADF statistics	P-value	Stationary
INFL	-7.136224	0.0000	Oui
OIL	-5.366931	0.0006	Oui
TCEN	-4.592036	0.0043	Oui
LGDP	-1.746796	0.0766	Oui

Source : Calcul des auteurs

4.2. Test de Cointégration

La cointégration est considérée comme une condition importante pour spécifier et interpréter le VECM. Elle est considérée comme un concept fondamental dans l'analyse des séries

temporelles non stationnaires. La cointégration de plusieurs séries temporelles signifie que la combinaison linéaire de ces séries est stationnaire. Ce résultat révèle une relation d'équilibre à long terme entre elles (Engle & Granger, 1987). Dans le VECM, la cointégration divise la dynamique des variables en deux composantes : une composante à long terme qui représente la cointégration elle-même et une composante à court terme capturée par le mécanisme de correction d'erreur.

En effet, l'identification des relations de cointégration est essentielle pour éviter des interprétations mal spécifiées. Les tests de cointégration, tels que ceux de Johansen (1988, 1991), spécifient le nombre d'équations de cointégration et estiment leurs vecteurs. Ces résultats sont utilisés pour analyser la causalité de Granger à court terme (Enders, 2004). Le test de Johansen (Johansen, 1988) appliqué au modèle et présenté dans le tableau 4, révèle la présence d'un maximum de quatre vecteurs de cointégration au niveau de signification de 5 %, avec toutes les valeurs p correspondantes inférieures à 0,05. En particulier, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est clairement rejetée, puisque la statistique de trace (95,30) dépasse significativement la valeur critique (47,86) avec une valeur p de 0,0000. La même chose est observée pour les hypothèses suivantes (jusqu'à « au plus 3 »), confirmant la robustesse des associations à long terme (Johansen, 1991 ; MacKinnon et al., 1999).

Sur la base de ces résultats, la présence d'au moins une relation de cointégration justifie l'utilisation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) pour explorer à la fois la dynamique à court terme et les ajustements d'équilibre à long terme entre les variables macroéconomiques sélectionnées. Les coefficients normalisés montrent une association positive à long terme entre l'inflation et le taux de change, tandis que les prix du pétrole exercent une influence négative, conformément à la littérature économique et aux résultats obtenus dans des études similaires sur l'inflation et le taux de change (Nasir et al., 2020 ; Choudhri & Hakura, 2006).

Tableau N°4. Cointégration

Hypothesized No. of CE(s)	Eigen value	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob. **
None *	0.892159	95.29946	47.85613	0.0000
At most 1 *	0.488155	35.16787	29.79707	0.0109
At most 2 *	0.310915	17.08505	15.49471	0.0286
At most 3 *	0.229248	7.030488	3.841465	0.0080

Le test de trace indique l'absence de cointégration au niveau de 0,05

* indique le rejet de l'hypothèse au niveau de 0,05

**Valeurs p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Source : Calcul des auteurs

4.3. Test de Bai-Perron : Analyse de ruptures structurelles

Afin de tester la stabilité de la relation entre l'inflation et ses déterminants macroéconomiques (PIB, taux de change effectif nominal, et prix du pétrole), nous avons appliqué le test de ruptures multiples de Bai & Perron (2003) dans le tableau N 5.

Ce test, fondé sur une approche séquentielle, a permis d'identifier deux ruptures structurelles significatives sur la période 1988–2023. La première rupture est intervenue en 1996, tandis que la seconde apparaît en 2018, date qui coïncide précisément avec la mise en œuvre de la première phase de la réforme du régime de change au Maroc. Cette dernière rupture suggère une modification structurelle dans les mécanismes de transmission des chocs externes à l'inflation, notamment à travers le canal du taux de change. Ces résultats justifient l'introduction d'une analyse de robustesse prenant en compte ce changement de régime.

Tableau N°5. Test de Bai-Perron

Break Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1 *	10.07916	40.31666	16.19
1 vs. 2 *	5.269786	21.07914	18.11
2 vs. 3	1.111543	4.446172	18.93
Break dates :			
	Sequential	Repartition	
1	1996	1996	
2	2018	2018	

* Significatif à 0,05

** Valeur critique Bai-Perron (Econometric Journal, 2003).

Source : Calcul des auteurs

4.4. Estimation du VECM

L'estimation du modèle VECM, dans le tableau 6, appliquée aux données marocaines de 1991 à 2023, révèle la présence de relations à long terme entre l'inflation, le taux de change effectif nominal (TCEN) les prix du pétrole et le PIB réel (LOGGDP).

Tableau N°6. Estimation du modèle VECM

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	CointEq3	
DINFL(-1)	1.000000	0.000000	0.000000	
DTCEN(-1)	0.000000	1.000000	0.000000	
DOIL(-1)	0.000000	0.000000	1.000000	
DLOGGDP(-1)	6.922570	-4.350828	-206.3097	
C	-77.84617	-58.22212	2190.307	
Error Correction:	D(INFL)	D(TCEN)	D(OIL)	D(LOGGDP)
CointEq1	-0.533779	0.822936	-4.465021	-0.001353
CointEq2	-0.066120	-0.140055	-1.234426	0.001171
CointEq3	-0.020388	-0.027850	-0.228637	0.000308
D(DINFL(-1))	0.085267	-0.451872	3.126786	0.003226

D(DINFL(-2))	0.472971	-0.454791	3.462763	-0.000418
D(TCEN(-1))	-0.106746	0.200317	0.764875	-0.002516
D(DTCEN(-2))	0.195097	0.060105	1.199124	-0.000900
D(DOIL(-1))	0.045874	0.026857	-0.061668	0.000235
D(DOIL(-2))	0.002132	-0.009874	-0.580107	0.000236
D(DLOGGDP(-1))	-34.39548	-26.82598	-106.5794	-0.850739
D(DLOGGDP(-2))	-39.33146	21.17519	-51.52232	-0.206939
C	0.825202	0.495005	7.325570	0.031327

Source : Calcul des auteurs

L'équation de cointégration 1 montre une relation positive statistiquement significative entre l'inflation et le PIB réel à long terme, ce qui suggère que la croissance économique peut exercer une influence à la hausse sur les prix, un résultat cohérent avec la théorie de l'inflation tirée par la demande et les travaux empiriques antérieurs de Barro (1995). En revanche, les relations à long terme entre le TCEN et le PIB, et entre les prix du pétrole et le PIB, (équations de cointégration 2 et 3) sont statistiquement non significatives, ce qui peut refléter une répercussion partielle des chocs externes ou des mécanismes institutionnels qui amortissent leur impact (Bahmani-Oskooee & Gelan, 2010). À court terme, les mécanismes d'ajustement vers l'équilibre sont relativement modérés. L'inflation corrige environ 53 % du déséquilibre à chaque période, tandis que les prix du pétrole montrent un auto-ajustement significatif après deux retards, ce qui indique un certain degré d'inertie dans la dynamique des prix de l'énergie. En outre, le PIB réel réagit négativement à ses propres chocs passés, ce qui pourrait refléter des schémas cycliques ou des rendements décroissants après des périodes d'expansion.

4.5. Tests de diagnostic

4.5.1. Breusch-Godfrey Corrélation sérielle

Pour évaluer la validité de l'estimation du VECM, le test LM de corrélation sérielle des résidus a été effectué selon la méthodologie proposée par Johansen (1995) et mise en œuvre conformément à Lütkepohl (2005). Ce test examine l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation dans les résidus à différents ordres de retard. Le tableau 7 présente les résultats du test pour les retards 1 et 2.

Les résultats indiquent qu'au retard 1, la statistique LRE est de 6,0078 avec une valeur p de 0,9880, et la statistique F de Rao est de 0,3228 ($p = 0,9889$). De même, au retard 2, la statistique LRE est de 15,5412 ($p = 0,4854$) et la statistique F de Rao est de 0,9770 ($p = 0,5069$). En outre, le test conjoint pour les délais 1 à 2 donne une statistique LRE de 24,6859 avec une valeur p de 0,8185, confirmant l'absence de corrélation sérielle sur les délais testés.

Étant donné que toutes les valeurs p sont largement supérieures au seuil de signification de 5 %, nous ne parvenons pas à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de corrélation sérielle. Ces

résultats suggèrent que les résidus du VECM estimé ne sont pas autocorrélés, ce qui confirme la validité de la spécification dynamique du modèle et indique que les relations estimées ne sont pas faussées par des effets dynamiques omis (voir Enders, 2014).

Tableau N°7. Test de Lagrange Multiplier

Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	6.007801	16	0.9880	0.322838	(16, 25.1)	0.9889
2	15.54124	16	0.4854	0.977000	(16, 25.1)	0.5069
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	6.007801	16	0.9880	0.322838	(16, 25.1)	0.9889
2	24.68593	32	0.8185	0.611938	(32, 16.3)	0.8853

Source : Calcul des auteurs

4.5.2. Test de normalité

Pour vérifier si les résidus du modèle VECM estimé suivent une distribution normale multivariée, nous avons effectué des tests de normalité des résidus basés sur l'asymétrie (tableau 8), l'aplatissement et la statistique de Jarque-Bera, comme le recommande la littérature sur l'économétrie des séries temporelles (Lütkepohl, 2005 ; Doornik & Hansen, 2008).

Le test d'asymétrie évalue si les résidus sont distribués de manière symétrique. Pour les quatre composantes, les statistiques individuelles du Khi-deux vont de 0,1262 à 3,0912, avec des valeurs p correspondantes toutes supérieures au seuil de 5 % (par exemple, $p = 0,0787$ pour la composante 2). Le test conjoint d'asymétrie donne une statistique du chi carré de 4,1520 avec une valeur p de 0,3858, ce qui indique qu'il n'y a pas de preuve significative d'asymétrie.

De même, le test de kurtosis vérifie l'absence d'excès de kurtosis. Les valeurs individuelles du chi-deux vont de 0,1125 à 0,7855, toutes les valeurs p dépassant là encore 0,37. Le test de kurtosis conjoint montre un chi carré de 1,5768 et une valeur p de 0,8130, ce qui suggère qu'il n'y a pas d'écart significatif par rapport à la normalité en ce qui concerne le comportement de la queue.

Enfin, les tests de Jarque-Bera, qui testent conjointement l'asymétrie et l'aplatissement, confirment également la normalité des résidus. Toutes les composantes individuelles affichent des valeurs non significatives (par exemple, $p = 0,2015$ pour la composante 2), et le test conjoint de JB donne une statistique de 5,7288 avec une valeur p de 0,6776, ce qui est bien supérieur aux niveaux de signification conventionnels.

Par conséquent, sur la base des statistiques de skewness, kurtosis et Jarque-Bera, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de normalité multivariée, ce qui indique que les résidus du VECM sont approximativement distribués normalement. Il s'agit d'une hypothèse importante pour une inférence valide dans les modèles vectoriels à correction d'erreurs (voir Johansen, 1995).

Tableau N°8. Test de normalité

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.422652	0.803855	1	0.3699
2	-0.828814	3.091197	1	0.0787
3	-0.170495	0.130808	1	0.7176
4	-0.167457	0.126188	1	0.7224
Joint		4.152049	4	0.3858
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.306762	0.540651	1	0.4622
2	3.316198	0.112479	1	0.7373
3	2.164377	0.785548	1	0.3754
4	3.350379	0.138111	1	0.7102
Joint		1.576790	4	0.8130
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	1.344506	2	0.5106	
2	3.203676	2	0.2015	
3	0.916357	2	0.6324	
4	0.264299	2	0.8762	
Joint	5.728838	8	0.6776	

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Source : Calcul des auteurs

4.5.3. Test d'hétéroscédasticité des résidus

Pour évaluer la présence d'hétéroscédasticité résiduelle dans le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) estimé, nous avons appliqué le test d'hétéroscédasticité de type White (niveaux et carrés) aux résidus (tableau 9). Ce diagnostic est crucial car l'hétéroscédasticité peut invalider l'inférence standard en biaisant la matrice de variance-covariance des estimateurs (Lütkepohl, 2005).

La statistique de test conjointe pour toutes les équations résiduelles donne une valeur de chi-deux de 218,02 avec 220 degrés de liberté et une valeur p de 0,5250, ce qui est bien supérieur aux niveaux de signification conventionnels (1 %, 5 % ou 10 %). Ce résultat suggère qu'il n'y a pas de preuve d'hétéroscédasticité conjointe dans les résidus du système.

Pour les composantes individuelles, les statistiques du chi carré vont de 12,14 à 24,74, avec toutes les valeurs p associées supérieures à 0,30, ce qui confirme l'absence d'hétéroscédasticité significative pour chaque terme résiduel du produit croisé. Notamment, la composante

res4*res4 donne une valeur p particulièrement élevée de 0,9545, ce qui indique une forte absence de comportement hétéroscédastique dans cette équation.

Par conséquent, nous ne parvenons pas à rejeter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité à la fois conjointement et pour chaque équation résiduelle. Ces résultats indiquent que les résidus du modèle VECM sont homoscédastiques, ce qui valide l'utilisation des erreurs standard et des statistiques de test dérivées du modèle.

Tableau N°9. Test d'hétéroscédasticité

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
218.0222	220	0.5250			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(22,4)	Prob.	Chi-sq(22)	Prob.
res1*res1	0.708203	0.441279	0.9054	19.12147	0.6378
res2*res2	0.559255	0.230707	0.9902	15.09989	0.8579
res3*res3	0.815293	0.802544	0.6793	22.01292	0.4591
res4*res4	0.449462	0.148437	0.9989	12.13547	0.9545
res2*res1	0.650912	0.339019	0.9570	17.57462	0.7309
res3*res1	0.880606	1.341018	0.4287	23.77635	0.3591
res3*res2	0.916391	1.992810	0.2653	24.74256	0.3095
res4*res1	0.782564	0.654374	0.7714	21.12923	0.5128
res4*res2	0.795228	0.706088	0.7384	21.47116	0.4918
res4*res3	0.740215	0.518062	0.8590	19.98581	0.5839

Source : Calcul des auteurs

4.6. L'analyse de causalité : Test de Granger

Le test de causalité de Granger dans le tableau 10 suggère des effets causaux intéressants entre les variables étudiées. Bien que la causalité de Granger indique des prédictions temporelles, les résultats ne constituent pas une preuve formelle de causalité économique. En effet, la causalité de Granger est conditionnée par les variables incluses dans le modèle et par leur spécification (Enders, 2004). Il est donc nécessaire d'interpréter ces résultats par rapport aux théories économiques sous-jacentes.

Les résultats du test de causalité de Granger sont repris dans le tableau 6 à partir de l'estimation du VECM (résultats de l'estimation en annexe 1),

Tableau N°10. Test de Granger

Dependent Variable	Excluded Variable	Chi-sq	df	Prob.
D(INFL)	D(TCEN)	2.120086	2	0.3464
	D(OIL)	2.563501	2	0.2776
	D(LOGGDP)	1.790692	2	0.4085
	All	6.454478	6	0.3742
D(TCEN)	D(INFL)	1.415128	2	0.4928
	D(OIL)	0.612240	2	0.7363

	D(LOGGDP)	2.443158	2	0.2948
	All	5.380982	6	0.4960
D(OIL)	D(INFL)	2.584630	2	0.2746
	D(TCEN)	1.093625	2	0.5788
	D(LOGGDP)	0.254982	2	0.8803
	All	2.954376	6	0.8146
D(LOGGDP)	D(INFL)	1.909915	2	0.3848
	D(TCEN)	2.799636	2	0.2466
	D(OIL)	1.234000	2	0.5396
	All	11.75916	6	0.0676

Source : Calcul des auteurs

A un niveau de signification de 5%, l'hypothèse nulle d'absence de causalité de Granger à court terme ne peut être rejetée dans aucune des équations testées, suggérant l'absence de causalité statistiquement significative à court terme entre les variables examinées.

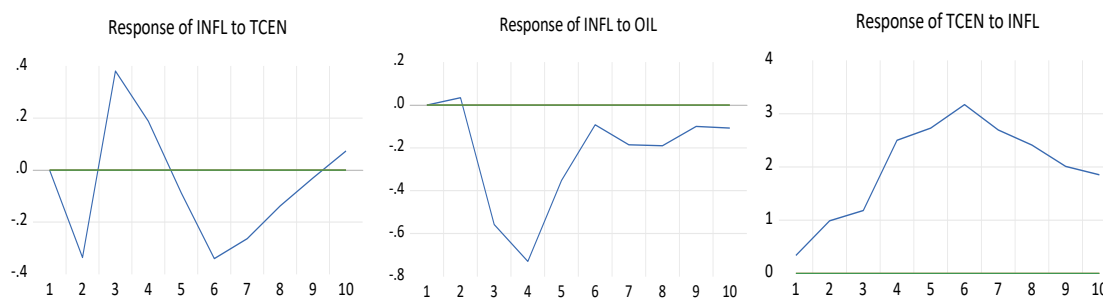
Plus précisément, aucune des variables (TCEN, PÉTROLE ou LOGGDP) n'est à l'origine de l'inflation à court terme, comme l'indique une valeur de probabilité conjointe de 0,3742. De même, les variations de l'inflation, des prix du pétrole et du PIB n'expliquent pas de manière significative les fluctuations à court terme du taux de change ($p = 0,4960$). De même, la dynamique des prix du pétrole apparaît largement exogène à court terme, sans causalité significative avec les autres variables ($p = 0,8146$). Enfin, bien que le test conjoint pour l'équation LOGGDP affiche une valeur p relativement plus faible (0,0676), elle reste supérieure au seuil conventionnel de 5 %, n'indiquant qu'une faible preuve de causalité à court terme entre l'inflation, le taux de change ou les prix du pétrole et le PIB.

Ces résultats indiquent que le système est largement régi par des relations d'équilibre à long terme, comme le suggère également la spécification du modèle VEC, avec des interactions limitées à court terme.

4.7. Fonctions de réponses

L'analyse des réponses aux impulsions fournit des informations supplémentaires sur la dynamique de répercussion du taux de change sur les prix. Plus précisément, la réponse de l'inflation (INFL) au choc d'un écart-type du taux de change effectif nominal (TCEN) révèle un effet relativement faible et de courte durée. Comme l'illustre la fonction de réponse aux impulsions, un choc positif du TCEN - interprété comme une appréciation de la monnaie nationale - exerce initialement une légère pression à la baisse sur l'inflation, conformément aux attentes théoriques. Toutefois, cet effet se dissipe rapidement au cours des périodes suivantes, ce qui suggère une transmission limitée et incomplète.

Figure N°2 : Fonctions de réponses



Source : Calcul des auteurs

Ce résultat renforce l'idée que, dans le contexte marocain, les mouvements du taux de change exercent une influence modérée sur la dynamique des prix à la consommation, peut-être en raison de facteurs tels que le comportement de fixation des prix sur le marché, la structure des importations ou les interventions politiques. Ces résultats s'alignent sur la littérature empirique qui met l'accent sur une répercussion faible et en déclin dans les économies émergentes (Choudhri et Hakura, 2006 ; Bouakez et Rebei, 2008).

4.8. Décomposition de la variance

L'analyse de la décomposition de la variance dans le tableau 11 fournit des informations clés sur les interactions dynamiques entre les variables du modèle. Sur un horizon de dix périodes, l'inflation semble être principalement auto-expliquée, ses propres innovations représentant environ 72% de la variance de son erreur de prévision à long terme. Cependant, les prix du pétrole contribuent progressivement davantage à la variabilité de l'inflation (jusqu'à 16% à la période 10), ce qui suggère un rôle non négligeable des coûts de l'énergie importée dans la formation des prix intérieurs - un schéma souvent observé dans les économies importatrices de pétrole (Blanchard & Gali, 2007). La contribution du TCEN et du LOGGDP à la variabilité de l'inflation reste modeste, reflétant une répercussion retardée ou atténuée du taux de change et l'influence limitée des chocs de production sur la volatilité des prix (Choudhri & Hakura, 2006). Dans le cas du TCEN, la décomposition montre une influence marquée des chocs d'inflation, qui représentent plus de 51 % de sa variance à la dixième période. Cela indique d'éventuels effets de rétroaction entre l'inflation nationale et la dynamique du taux de change, éventuellement induits par des réponses politiques ou des anticipations inflationnistes (Kara et al., 2007). Les prix du pétrole et le PIB jouent un rôle moins important dans l'explication des fluctuations du TCEN. En ce qui concerne les prix du pétrole, si les chocs propres dominent initialement (81 % à la période 1), leur importance relative régresse au fil du temps, l'inflation et le TCEN expliquant conjointement plus de 59 % de la variance à la période 10. Cela indique

une sensibilité croissante de la dynamique des prix du pétrole aux conditions macroéconomiques, potentiellement par le biais de canaux de transmission tels que la demande, les effets de change ou le comportement spéculatif. Enfin, le LOGGDP est de plus en plus influencé par les chocs pétroliers, qui représentent plus de 53 % de sa variance à long terme, ce qui souligne la vulnérabilité de l'activité économique aux mouvements externes des prix de l'énergie.

Tableau N °11. Décomposition de la variance

Period	S.E.	INFL	TCEN	OIL	LOGGDP
Variance Decomposition of INFL					
1	1.758104	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
5	2.505245	75.09399	4.807797	15.45116	4.647054
10	2.577792	71.68877	7.721353	16.10330	4.486576
Variance Decomposition of TCEN					
1	2.403820	1.976783	98.02322	0.000000	0.000000
5	6.406084	39.46021	58.37012	1.842897	0.326770
10	9.556501	51.25263	34.42523	13.76513	0.557018
Variance Decomposition of OIL					
1	13.25172	10.41107	8.577247	81.01168	0.000000
5	23.07760	25.51460	18.72603	54.61900	1.140366
10	37.90267	38.96318	20.09997	39.44002	1.496829
Variance Decomposition of LOGGDP					
1	0.015755	0.614569	10.80220	25.90143	62.68180
5	0.028300	14.03479	13.98158	38.07039	33.91324
10	0.041041	11.42305	8.201240	53.45665	26.91906

Source : Calcul des auteurs

Ce résultat est cohérent avec la littérature qui souligne que les prix du pétrole sont un déterminant essentiel de l'offre dans les marchés émergents (Hamilton, 2003). A l'inverse, l'inflation et le TCEN contribuent à moins de 20% ensemble, suggérant que le PIB au Maroc est plus réactif aux chocs réels qu'aux chocs nominaux sur l'horizon de prévision.

Conclusion

Cette étude examine la répercussion du taux de change TVTC sur le niveau des prix au Maroc, en se concentrant sur la dynamique de transmission du taux de change effectif nominal (TCEN), des prix mondiaux du pétrole et de l'activité économique à l'inflation. En utilisant un modèle VECM, les résultats suggèrent une transmission limitée et de courte durée du taux de change, compatible avec un phénomène TVTC incomplet. En plus de l'estimation de base, cette étude a appliqué le test de rupture structurelle multiple de Bai-Perron pour évaluer la stabilité des relations à long terme identifiées dans le modèle VECM. Le test a détecté deux ruptures structurelles significatives, survenues en 1996 et 2018, qui correspondent à des changements

majeurs dans le paysage économique et institutionnel du Maroc. La rupture de 1996 correspond à une période de réformes macroéconomiques au Maroc, y compris la libéralisation du commerce extérieur, les politiques d'ajustement structurel et la mise en œuvre de nouveaux cadres monétaires visant à renforcer la stabilité des prix (Banque Mondiale, 1999 ; IMF, 1997). Ces changements ont probablement modifié la dynamique entre les taux de change, l'inflation et les fondamentaux macroéconomiques. La rupture de 2018 peut être attribuée à la transition vers un régime de taux de change plus flexible, initiée par la banque centrale marocaine, Bank Al-Maghrib. Cette réforme visait à améliorer la résilience de l'économie aux chocs extérieurs et à soutenir la compétitivité (Bank Al-Maghrib, 2018 ; IMF, 2019). En outre, cette période coïncide avec la hausse des prix internationaux des denrées alimentaires et l'augmentation de la volatilité sur les marchés mondiaux des matières premières, qui ont eu un impact sur la dynamique de l'inflation nationale, en particulier sur les prix des denrées alimentaires (FAO, 2019 ; Baffes et al., 2015).

Pour garantir la robustesse des résultats empiriques, des diagnostics résiduels ont également été effectués. L'absence de corrélation sérielle, la distribution normale des résidus et l'homoscédasticité entre les composantes confirment collectivement que le VECM satisfait aux hypothèses économétriques essentielles (Lütkepohl, 2005; Enders, 2015). Ces résultats renforcent la fiabilité des relations à long terme estimées et soutiennent la stabilité du modèle sur les sous-périodes, malgré les changements structurels. D'un point de vue économique, la faible réactivité de l'inflation aux chocs de taux de change peut s'expliquer par plusieurs caractéristiques structurelles et institutionnelles de l'économie marocaine. Tout d'abord, l'inflation des prix alimentaires du pays est fortement influencée par la volatilité des prix internationaux des matières premières, en particulier les céréales et le pétrole, qui sont largement importés. Les résultats de la décomposition de la variance montrent que les chocs pétroliers contribuent de manière plus significative à la variabilité de l'inflation que les mouvements du taux de change, soulignant la dépendance du Maroc à l'égard des importations d'énergie et les effets indirects de poussée des coûts sur les prix alimentaires par le biais des coûts de transport et de production (Harchaoui & Achy, 2020).

Deuxièmement, les fonctions de réponse impulsionnelle indiquent qu'une appréciation du taux de change réduit légèrement l'inflation à très court terme, mais que l'effet s'estompe rapidement. Cela peut refléter un comportement de fixation des prix parmi les importateurs marocains en fonction du marché et l'utilisation généralisée de la fixation des prix en monnaie locale, qui isole les prix à la consommation de la volatilité du taux de change (Bouoiyour & Selmi, 2014).

Troisièmement, la part relativement élevée des biens administrés et non échangeables dans le panier de l'IPC marocain réduit également la sensibilité de l'inflation globale aux fluctuations du taux de change. Les subventions publiques sur les produits alimentaires et énergétiques clés jouent encore un rôle d'amortisseur de la transmission internationale des prix (FMI, 2022).

Enfin, les tests de causalité de Granger confirment que le rôle dominant des facteurs domestiques et institutionnels dans la formation des prix. Ces résultats impliquent que si les chocs externes influencent effectivement l'inflation, leur transmission est largement médiatisée par les caractéristiques structurelles et les cadres politiques nationaux.

Cette étude confirme que la flexibilité du change ne compromet pas la stabilité des prix à l'heure actuelle, une interrogation majeure subsiste pour l'avenir : dans quelle mesure la réforme du système de compensation et la restructuration des circuits de distribution risquent-elles de modifier la sensibilité des prix domestiques aux chocs externes, redéfinissant ainsi les défis de la politique monétaire marocaine ?

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Atiq-ur-Rehman, M., Munir, F., & Bashir, F. (2024). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Is Inflation Targeting an Optimal Policy Choice for Pakistan? *Annals of social sciences and perspective*, 5(1), 235–243. <https://doi.org/10.52700/assap.v5i1.381>
- [2] Baffes, J., Kose, M. A., Ohnsorge, F., & Stocker, M. (2015). The great plunge in oil prices: Causes, consequences, and policy responses. *World Bank Policy Research Note*, No. 1.
- [3] Bailliu, J., & Fujii, E. (2003). Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation.
- [4] Bank Al-Maghrib. (2018). Annual Report 2018. Rabat, Morocco.
- [5] Baya, S., Simoh, M., & Loumrhari, G. (2024). Canalisation du Taux de Change Réel et stabilité des prix : Une étude Empirique pour le cas marocain. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 5(1), 68-89.
- [6] Blanchard, O., & Gali, J. (2007). The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why Are the 2000s So Different from the 1970s? *NBER Working Paper No. 13368*.
- [7] Belkacem, L. (2019). An Empirical Investigation of the Exchange Rate Pass-Through to Prices in Morocco. *Global Journal of Management and Business Research: B Economics and Commerce*, 19(3), 1–9.
- [8] Bouakez, H., & Rebei, N. (2008). Has Exchange Rate Pass-Through Really Declined? Evidence from Canada. *Journal of International Economics*, 75(2), 249–267. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.10.002>
- [9] Choudhri, E. U., & Hakura, D. S. (2006). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter? *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614–639. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.11.009>
- [10] Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- [11] Doornik, J. A., & Hansen, H. (2008). An omnibus test for univariate and multivariate normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(1), 927–939.
- [12] El Aboudi, S., Jouali, Y., El Bakkouchi, M., & Echaoui, A. (2024). Analyzing the Dynamics of Inflation, Exchange Rates and Economic Growth through the Gini Index: Modeling VAR in Morocco. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 14(6), 136–144. <https://doi.org/10.32479/ijefi.16922>

- [13] EL Ansari, L., Roza, C., Yigezu A., Komarek, A., Christian, G., Belhouchette, H., (2023), Intensification options in cereal-legume production systems generate trade-offs between sustainability pillars for farm households in northern Morocco. *Agricultural systems*, Vol. 212, <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2023.103769>.
- [14] El Haddadi. M., & Lahjouji, H. (2025). Economies émergentes et ciblage d'inflation : Défis institutionnels et efficacité des politiques. *African Scientific Journal*, 3(29), 821. <https://doi.org/10.5281/zenodo.15365920>
- [15] El Haddadi, M., & Lahjouji, H. (2026). Exchange Rate Pass-Through Effects on Food and Cereal Inflation in Morocco: An Asymmetric Analysis Under Climate Change Constraints Using an ARDL Model. *Journal of Risk and Financial Management*, 19(1), 16. <https://doi.org/10.3390/jrfm19010016>
- [16] Enders, W. (2005). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.
- [17] Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series* (4th ed.). Wiley.
- [18] Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- [19] ES-SANOUN Mohamed, Zaynab Hjouji, Ziad Bousraraf, Benboubker Mounir, Mahouat Nacer. (2024). The Effects of Real Exchange Rates on International Tourism: Empirical Evidence from Morocco. *Pakistan Journal of Life and Social Sciences (PJLSS)*, Vol. 22, no. 2, pp.100970. DOI :10.57239/PJLSS-2024-22.2.00829.
- [20] Erraitab, E. Benhdach, H. Oia, A. (2024). Exchange rate pass-through to inflation in Morocco: a structural VAR approach, *International Journal of Economic Policy Studies*, 18:305–323.
- [21] FAO. (2019). *The State of Agricultural Commodity Markets 2019: Trade policies and food security*. Food and Agriculture Organization of the United Nations.
- [22] Ghosh, A. R., Gulde, A.-M., & Wolf, H. C. (2002). *Exchange Rate Regimes: Choices and Consequences*. MIT Press.
- [23] Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120.
- [24] Hamilton, J. D. (2003). What is an Oil Shock? *Journal of Econometrics*, 113(2), 363–398.
- [25] Hsing, Y. (2008). Impacts of Fiscal Policy and Monetary Policy on the Economy: A VAR Model. *The Journal of Business and Economic Studies*, 14(2), 20–29.

- [26] Hyder, Z. and Shah, S. (2004). Exchange Rate PassThrough to Domestic Prices in Pakistan, SBP Working Paper Series, No: 5, 1 – 19.
- [27] Ichou, M. A., Allaki, O., Rassam, D., Bouayad, M., & Babounia, A. (2023). Analysis of the Influence of the Exchange Rate Reform and COVID-19 on the Real Exchange Rate of the Dirham using the BEER Methodology: Case of Morocco. *Advances in Management and Applied Economics*. <https://doi.org/10.47260/amae/13613>
- [28] IMF. (1997). Morocco: Recent economic developments. IMF Staff Country Report, No. 97/95.
- [29] IMF. (2019). Morocco: 2019 Article IV consultation—Staff report. IMF Country Report, No. 19/230
- [30] Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580. <https://doi.org/10.2307/2938278>
- [31] Johansen, S. (1995). Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. Oxford University Press.
- [32] Kara, H., Özlü, P., & Ünalımsı, D. (2007). Exchange Rate Pass-Through in Turkey: Has it Changed and Why? Central Bank of Turkey Working Paper No. 07/07.
- [33] Linderöth, G., & Meuller, M. (2024). Inflation-Dependent Exchange Rate Pass-Through in Sweden: Insights from a Logistic Smooth Transition VAR Model. www.riksbank.se/en/research
- [34] Lütkepohl, H. (2005). New introduction to multiple time series analysis. Springer.
- [35] McCarthy, J. (2007). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. *Eastern Economic Journal*, 33(4), 511–537.
- [36] MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563–577
- [37] Nasir, M. A., Huynh, T. L. D., & Vo, X. V. (2020). Exchange rate pass-through & management of inflation expectations in a small open inflation targeting economy. *International Review of Economics & Finance*, 69, 178–188.
- [38] Ozdogan, Z. (2022). An Analysis of Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Evidence from Turkey. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 15(29), 67–86. <https://doi.org/10.17015/ejbe.2022.029.05>

- [39] Rachidi & Assanadi. (2016). Analyse empirique de la réaction des prix domestiques aux variations du taux de change : cas du Maroc. *Revue Marocaine de Gestion et d'Economie*, No: 26, 88- 99.
- [40] Ragbi, A. (2012). Ciblage de l'inflation et flexibilisation du régime de change au Maroc. <https://toubkal.imist.ma/handle/123456789/9733>
- [41] Sabiston. R (2001). Le pass-through du taux de change : un survol de la littérature. *L'Actualité économique*, vol. 77, n° 3, 2001, p. 425-454.
- [42] Saidi, N., & Bouoiyour, J. (2016). Exchange Rate Pass-Through and Inflation Targeting: Evidence from Morocco. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(4), 1674–1680.
- [43] Salahuddin, M., & Khan, S. (2013). Empirical link between economic growth, energy consumption and CO2 emission in Australia. *The Journal of Developing Areas*, 47(2).
- [44] Soto, C., & Selaive, J. (2003). Openness and imperfect pass-through: Implications for the monetary policy. *Documentos de Trabajo (Banco Central de Chile)*, 216, 1–40.
- [45] Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass through, and the pricing power of firms, *European Economics Review*, 1389 – 1408.
- [46] White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838. <https://doi.org/10.2307/1912934>
- [47] World Bank. (1999). Morocco: Country assistance review. Operations Evaluation Department Report, No. 19201-MOR.
- [48] Zamanzadeh, H. (2024). Estimation of Exchange rate pass-through in Iran's multiple exchange rate system. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 32(110), 160–194. <https://doi.org/10.61186/qjerp.32.110.160>
- [49] Zennati, O., Bennis Nechba, Z., Chtouki, Z. (2025). Asymmetric impact of migrants' remittances on real effective exchange rate in Morocco. *Journal of Policy Modeling*, ISSN 0161-8938, <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2025.01.006>.