



Munich Personal RePEc Archive

# **IMPACT OF REAL EXCHANGE RATE VARIATIONS ON THE MOROCCAN ECONOMY: A SVAR APPROACH TO SIGN RESTRICTIONS**

Azzouzi, asmae and Bousselhamia, Ahmed

Abdelmalek Essaadi University, Abdelmalek Essaadi University

29 December 2019

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/110397/>  
MPRA Paper No. 110397, posted 28 Oct 2021 07:46 UTC

# IMPACT DES VARIATIONS DU TAUX DE CHANGE REEL SUR L'ECONOMIE MAROCAINE : UNE APPROCHE SVAR A DES RESTRICTIONS DE SIGNES

AZZOUZI ASMAE<sup>1</sup>  
BOUSSELHAMI AHMED<sup>2</sup>

## *Résumé*

Le but de ce travail est d'analyser la réaction dynamique d'un ensemble de variables macroéconomiques aux chocs de taux de change dans l'économie marocaine, durant la période allant de 1995T1 à 2019T1, à l'aide d'une nouvelle méthode d'identification des chocs ayant recours à des restrictions des signes pour contraindre la direction des fonctions de réponse de sorte à ce qu'elles reposent sur la théorie économique. Comme résultat, il nous paraît important de noter que le compte courant présente le phénomène connu sous le nom de "courbe en J". De même, nos résultats ont montré qu'il y avait eu une récession profonde et une forte inflation dans l'économie à la suite de la dépréciation du dirham. Au moment de la dépréciation /dévaluation réelle, le fait que la production, augmente ou pas, a peu à voir avec l'amélioration du compte courant. Nos résultats donnent à penser que les autorités monétaires ont réagi immédiatement aux chocs de taux de change en augmentant leur taux d'intérêt afin d'éviter que l'économie ne tombe en déflation.

**Mots-clés:** Dévaluation/Dépréciation en termes réels, Chocs de taux de change, Vecteur-autorégressif, Restrictions de signes.

*Classification JEL:* C51, E30, F41

## *Abstract*

The purpose of this paper is to analyze the dynamic response of a small subset of variables to exchange rate shocks by using a new method based on a set of theory-consistent sign restrictions for the purpose of identifying shocks over time (1995Q1–2019Q1) in the Moroccan economy. It is important to note that the current account presents the so-called “J-curve” phenomenon. Additionally, Morocco entered into a period of deeper and longer recession and higher inflation following the dirham's depreciation. Following a real depreciation, the output has little effect on improving the current account balance. Our results suggest that the monetary authorities reacted immediately to exchange rate shocks by raising their interest rates to prevent the economy from falling into deflation.

**Keywords:** Contractionary, Exchange rate shocks, Vector autoregression, Sign restrictions.  
JEL Classification: C51, E30, F41

---

<sup>1</sup> Ph.D student at the Faculty of Law, Economics and Social Sciences of Tangier, Research Group on Economics, Finance and Development (EFED), Abdelmalek Essaâdi University, Morocco. Email: [azzouzi.asmae44@gmail.com](mailto:azzouzi.asmae44@gmail.com).

<sup>2</sup> Professor of Economics at the Faculty of Law, Economics and Social Sciences of Tangier, Research Group on Economics, Finance and Development (EFED), Abdelmalek Essaâdi University, Morocco. Email: [Bousselhamia@yahoo.fr](mailto:Bousselhamia@yahoo.fr).

## 1. Introduction

A la suite d'un choc, le processus d'ajustement d'une économie dépend étroitement du régime de change en vigueur et joue pleinement son rôle de stabilisateur automatique. Ce mécanisme est établi en deux volets. Le premier volet précis le recours à des taux de change fixe, une diminution de la demande étrangère induit une contraction de la production nationale, de l'investissement et de la croissance économique. En conséquence, le taux de change réel, qui exprime le prix relatif des biens locaux par rapport aux prix des biens étrangers, se déprécie en accentuant l'effet du choc sur l'investissement et la production. L'augmentation des coûts et des prix-nationaux sont transmises en proportions inchangées aux prix des exportations exprimés en devises étrangères et donc les exportations perdent leur compétitivité sur les marchés internationaux. L'ajustement devient alors plus difficile et coûteux et se manifeste au niveau de l'activité réelle et du marché du travail. En réponse à ce type de choc, la dynamique du taux d'intérêt réel et de l'inflation se traduit par l'augmentation du taux d'intérêt réel à la suite du taux d'intérêt nominal qui doit s'égaliser à son tour au taux d'intérêt étranger, ce qui conduit à une baisse de l'inflation. Nous rappelons qu'au sein de ce régime les autorités monétaires domestiques importent la crédibilité des autorités des pays d'ancrage des monnaies. Un tel régime serait plus approprié d'après Boyer (1978) lorsqu'un pays n'est touché que par des chocs purement monétaires d'origine domestique car les autorités monétaires peuvent intervenir sur le marché des changes.

Le second volet de ce mécanisme précis le recours à des changes flottants ou intermédiaires, un choc négatif de la demande étrangère se traduit par une dépréciation de la monnaie domestique, ce qui favorise la compétitivité des entreprises exportatrices. Dans ce cas, le rapport des prix entre les biens & services domestiques et étrangers s'ajuste en change flexible, tandis qu'en change fixe, c'est la production qui subit le choc. En réponse aux effets néfastes de ce second type de choc, la banque centrale diminue le taux d'intérêt nominal et, à l'inflation anticipée inchangée, le taux d'intérêt réel baisse tout en conduisant à la hausse de l'inflation courante. Selon Mundell (1963) et Frankel (2003), ce type de régime de change devient mieux adapté en présence de chocs purement réels et de chocs monétaires étrangers. Dans le cas où, les chocs sont à la fois monétaires et réels, alors c'est le flottement dirigé qui est préconisé. Toutefois, Frenkel et Aizenman (1982) montrent d'une part que lorsque la variance des chocs réels est plus élevée que celle des chocs nominaux, il serait préférable de fixer le taux de change. Ceci s'explique par le fait que les autorités monétaires par le biais de la balance des paiements, atténuent l'effet des chocs réels sur la consommation et ajustent les réserves internationales. D'autre part, un pays choisi d'adopter un régime de change flexible lorsque la variance des chocs nominaux est très élevée dans son économie (voir Frenkel et Aizenman (1982), Allegret et al. (2007) confirment leurs résultats pour le cas des pays émergents).

Pour les économies en transition, la réaction de la production réelle aux dépréciations ou dévaluations<sup>3</sup> devient un défi important non seulement pour les chercheurs, mais aussi bien pour les économètres. La contribution de cette étude à la littérature est principalement d'élucider les conditions dans lesquelles les dépréciations sont plus susceptibles d'être contractuelles /expansionnistes dans notre économie. On ne peut ignorer l'importance de comprendre l'effet de la dépréciation sur la production, car elle fournit des indications importantes pour l'élaboration des politiques. Par exemple, dans un modèle classique, les

---

<sup>3</sup> Les termes « dépréciation » et « dévaluation » sont utilisés de manière interchangeable dans ce document, car l'accent est mis sur l'estimation des effets des variations du taux de change réel sur la production.

chocs externes défavorables entraînent une dépréciation du taux de change réel en stimulant les exportations nettes, la demande globale en compensant les effets du choc initial. Si la dépréciation est véritablement contractuelle, les avantages de la flexibilité du taux de change peuvent être surestimés. En outre, une dévaluation/dépréciation en contraction peut poser un dilemme aux décideurs publics qui cherchent à atteindre simultanément une croissance élevée de la production et une position solide et stable de la balance des paiements. Or, il est très important de comprendre le lien qui existe entre le taux de change et la production.

Lorsque la monnaie d'un pays se déprécie en termes réels, les entreprises étrangères constateront que le pays dont la monnaie s'est dépréciée peut fournir des intrants de production intermédiaires à moindre coût. Comme l'économie s'est mondialisée avec les multinationales, les entreprises peuvent déplacer leur production vers le pays où la monnaie est dépréciée pour réduire leurs coûts de production. Par conséquent, le pays où la monnaie est dépréciée pourrait connaître une augmentation de la demande de sa main-d'œuvre et de sa production (Krugman, Obstfeld et Melitz, 2018), et donc une augmentation de la production. Des études empiriques, telles que Goldstein et Khan (1985) et Gylfason et Schmid (1983), fournissent également des preuves de la dévaluation expansionniste à court et à moyen terme pour un certain nombre de pays.

Toutefois, une opinion contraire soutient que la dévaluation peut avoir des effets négatifs sur la production intérieure si les effets de la contraction sont supérieurs aux effets de l'expansion de la demande (DiazAlejandro, 1963, Cooper, 1971, et Krugman et Taylor, 1978). Premièrement, la dévaluation peut se traduire par une contraction si les recettes publiques augmentent (Krugman et Taylor, 1978). Deuxièmement, la dévaluation fait augmenter le prix des biens intermédiaires importés et entraîne un déplacement vers le haut de l'offre globale (voir les travaux de Findlay et Rodriguez, 1977 ; Sachs, 1980, etc.), ce qui peut se traduire par une baisse de la production. Troisièmement, selon Cooper (1971) ainsi que Lizondo et Montiel (1989), une dévaluation réelle peut accroître la valeur réelle en monnaie nationale des engagements extérieurs du pays, ce qui entraîne une contraction de la demande globale. Quatrièmement, la dévaluation déclenche souvent des sorties de capitaux et constitue une mise en garde contre les emprunts à l'étranger, ce qui entraînera une baisse des dépenses de consommation et de la confiance des investisseurs dans l'économie nationale. Enfin, les banques centrales peuvent être amenées à épuiser leurs réserves de change, ce qui est susceptible d'avoir un effet de contraction sur la production.

Le présent travail a pour objet d'étudier la relation empirique entre la production et la dépréciation du dirham marocain. Nous utilisons un modèle vectoriel autorégressif (VAR) assez complet, car il permet de prendre en compte l'endogénéité du taux de change. De nombreuses études antérieures qui ont adopté des modèles VAR, comme celles de Kamin et Rogers (2000), de Kim et Ying (2007), d'Ahmed et autres (2002) et de Shi (2006), ont eu recours à la décomposition de Choleski pour identifier les chocs. Ce n'est qu'assez récemment que dans la littérature traitant la dévaluation, le modèle VAR fondé sur la méthode de restriction des signes est utilisé.

Il y a plusieurs avantages pour utiliser l'approche de la restriction des signes. Premièrement, par rapport au modèle traditionnel de VAR structurel, les restrictions qui sont souvent utilisées de façon implicite, conformément à la vision traditionnelle, sont rendues plus explicites dans la méthode de restriction par signe. Deuxièmement, les restrictions de signe sont faibles en ce sens qu'elles ne permettent pas d'identifier avec précision le VAR sous forme réduite. Nous considérons qu'il s'agit là d'un avantage important, car cela permet de contourner les restrictions nulles " incroyables " relatives à l'incidence contemporaine et à

long terme des chocs. Peersman (2005) constate que les réponses impulsionnelles fondées sur les restrictions nulles (traditionnelles) peuvent être considérées comme une solution unique de toute une distribution de réponses possibles qui sont conformes aux contraintes de signe imposées. Troisièmement, la méthode des restrictions de signe fait appel à la procédure bayésienne de Monte-Carlo. Selon Sims (1988), la méthode bayésienne est applicable soient les variables sont stationnaires ou non, ce qui évite d'avoir à tester au préalable les variables pour les racines unitaires. En somme, les résultats de la méthode de restriction des signes peuvent fournir une importante méthode d'analyse complémentaire, qui est automatiquement systématique et peut être appliquée universellement.

Le présent document présente les conclusions suivantes : il est très intéressant de noter que le compte courant présente le phénomène connu sous le nom de "courbe en J", c'est-à-dire qu'en réponse à la dépréciation du taux de change de dirham, le compte courant se détériore dans un premier temps, marginalement significative, avant de s'améliorer pour finalement atteindre l'équilibre de long terme (Bahmani-Oskooee and Ratha, 2004; Bahmani-Oskooee and Hegerty, 2010, Bahmani Oskooee et al., 2013). Globalement, nos résultats montrent qu'il y a eu une récession profonde et une forte inflation dans l'économie marocaine à la suite de la dépréciation du dirham. Nos résultats donnent à penser que les autorités monétaires ont réagi immédiatement aux chocs de taux de change en augmentant leur taux d'intérêt. Toutefois, ces mesures semblent avoir eu un impact limité sur l'atténuation des effets déflationnistes. Enfin, nos constatations montrent clairement que le choc de taux de change se transmet principalement à l'activité économique et à l'inflation par les variations des importations.

Cet article est organisé comme suit : La section 2 est pour calculer le nouvel indice de taux de change effectif (TCPM), la section 3 présente une analyse des données à deux variables entre le taux de change réel et la production. La section 4 présente un modèle VAR complet avec l'analyse de la méthodologie des restrictions de signe. Les résultats des estimations et les contrôles de robustesse sont présentés dans les sections 5 et 6, respectivement. La conclusion de l'étude est présentée à la section 7.

## **2. Le nouvel indice TCPM de cours de change effectif du dirham**

Dans cette section, nous voulons estimer l'indice de taux de change du dirham marocain, ou l'indice TCPM, pondéré en fonction des échanges commerciaux (comprend le dollar américain, l'euro, le yen, le renminbi chinois et la livre sterling). L'importance des devises dépend du pourcentage des échanges avec le Maroc. Afin de pouvoir calculer cet indice, le taux de change le plus important serait celui de l'euro qui représente le poids de l'Europe dans le commerce marocain. Ce cours de change effectif reflète mieux l'incidence du change sur les conditions macroéconomiques qu'un cours bilatéral. Le TCPM nominal est un indice d'une moyenne pondérée des cours de change bilatéraux. Nous avons estimé le TCPM réel qui est considéré comme le TCPM nominal corrigé d'une mesure des prix ou coûts relatifs, ses variations prennent en compte à la fois l'évolution du change nominal et l'écart d'inflation vis-à-vis des partenaires commerciaux. Le TCPM a diverses applications, tant pour l'analyse des politiques que pour celle des marchés : mesure de la compétitivité internationale; composante des indices représentatifs des conditions monétaires et financières; critère d'évaluation de la transmission des chocs externes ; objectif intermédiaire de la politique monétaire ou objectif opérationnel<sup>4</sup>. Il est donc essentiel, pour les autorités et les intervenants, de disposer de mesures de TCPM précises. Dans notre étude, nous

---

<sup>4</sup> Ainsi, Singapour utilise ce type de taux de change comme objectif opérationnel, les interventions de change servant à contrôler le cours de la monnaie; pour plus de détail voir Autorité monétaire de Singapour (2001).

considérons un taux de change qui est construit de manière à ce qu'une diminution reflète une appréciation réelle du dirham.

La méthodologie proposée pour construire l'indice pondéré en fonction des échanges commerciaux du dirham s'articule comme suit : La méthode de calcul actuel est fondée sur la moyenne géométrique pondérée d'un panier de monnaies choisies pour représenter la part majeure des échanges bilatéraux de marchandises et de services du Maroc. Pour une période de base notée 0, l'indice de taux de change effectif réel (TCPM) du dirham (i) par rapport à une monnaie étrangère des pays partenaires (j), où  $\omega_{ji}$  est le poids de la monnaie (i).

#### *Poids pour le TCPM*

Pour les monnaies J incluses dans l'indice, le poids d'une monnaie individuelle de pays est basé sur la part du pays dans le commerce des biens et services du Maroc :

$$S_i = \frac{X_i^T + M_i^T}{\sum_{i=1}^n (X_i^T + M_i^T)}, \quad \sum_{i=1}^j S_i < 1$$

Où X représente les exportations totales (biens et services) du pays (i) vers le pays (j) ;

Importations totales par M de j vers i. N : nombre des principaux partenaires commerciaux du Maroc.

Les pondérations des monnaies incluses dans le TCPM sont ensuite calculées en

redimensionnant les parts de transaction (par s(T)) de sorte qu'elles totalisent 100 :

$$\omega_i = \frac{X_i^T + M_i^T}{\sum_{i=1}^n (X_i^T + M_i^T)} \cdot S^T = S_i \cdot S^T \quad \text{Où} \quad S^T = \frac{1}{\sum_{i=1}^j S_i}$$

Où S(T) est l'inverse de la part du commerce représenté par les monnaies comprises dans le panier du TCPM.

Par conséquent, le TCPM réel est calculé selon la formule suivante :

$$TCPM_{t/0}^i = \left[ \frac{EM_t}{EM_0} \times \frac{CPI_t^{euro}}{CPI_t^2} \times \frac{E_t^2}{E_0^2} \right]^{\omega_{2,i}} \times \left[ \frac{EM_t}{EM_0} \times \frac{CPI_t^{euro}}{CPI_t^3} \times \frac{E_t^3}{E_0^3} \right]^{\omega_{3,i}} \times \dots \times \left[ \frac{EM_t}{EM_0} \times \frac{CPI_t^{euro}}{CPI_t^j} \times \frac{E_t^j}{E_0^j} \right]^{\omega_{j,i}} \times \left[ \frac{EM_t}{EM_0} \right]^{\omega_{i,i}} \times TCPM_0$$

$$TCPM_{t/0}^i = \prod_{j=1}^n \left[ \frac{CPI_t^{euro}}{CPI_t^j} \times \frac{E_t^j}{E_0^j} \right]^{\omega_{j,i}} \times \frac{EM_t}{EM_0} \times TCPM_0$$

Où

$EM_t$  : Taux de change réel bilatéral; Unités de dirhams par Euro (Euro /MAD) ;

$E_t^i$  : Unités des euros par chaque unité de devise étrangère ( $i = 2, \dots, j$ ) ;

$\omega_i$  : Poids de la devise étrangère ( $i = 2, \dots, j$ ) ;

$\omega_1$  : Poids de l'euro ;

$CPI_t^j$  : est le niveau des prix du pays étranger (j) ;

$CPI_t^{euro}$  : est le niveau des prix de la zone euro ;

« t » : période courante ;

« j » : nombre de devises incluses dans le TCPM ;

$TCPM_0$  : est égal à 100 ;

0 : période de base.

Ce système de pondération se fonde sur les travaux de Turner et Van't dack (1993). Les pondérations, tirées des flux commerciaux de biens, rendent compte à la fois des échanges bilatéraux directs et de la concurrence dans des pays tiers grâce à une double pondération. Cette méthode de pondération à partir des échanges commerciaux trouve son fondement théorique chez Armington (1969) et suppose implicitement l'existence d'un seul type de produit, différencié selon son pays d'origine, avec une élasticité de substitution constante.

Une ancienne méthode de calcul du TCPM s'est basée sur la moyenne arithmétiquement pondérée d'un panier de monnaies choisies pour présenter la structure des échanges du Maroc.

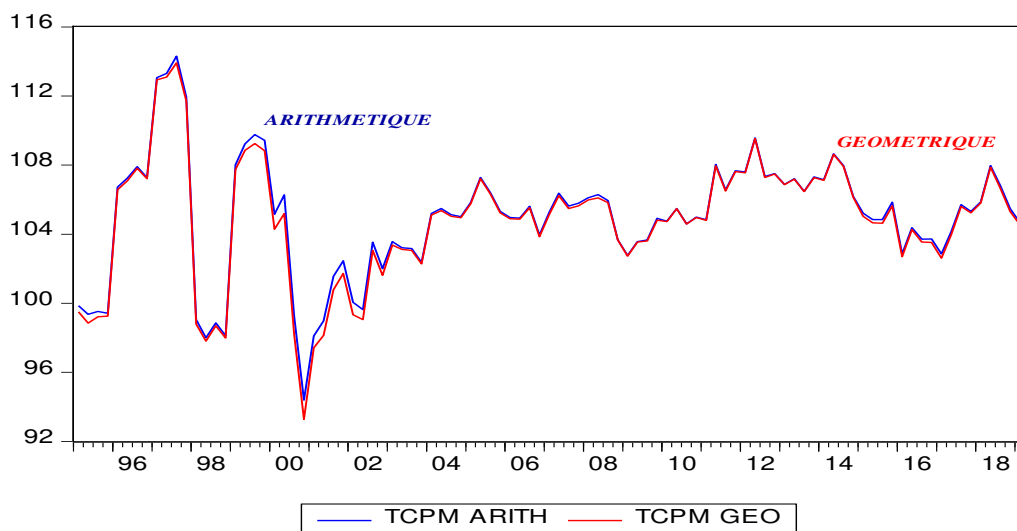
C'est-à-dire, qu'à chaque moment « t », le TCPM est calculé à l'aide de la formule suivante :

$$TCPM_{t/0}^i = \left[ \omega_{1,i} \left[ \frac{EM_t}{EM_0} \right] + \omega_{2,i} \left[ \frac{EM_t}{EM_0} \times \frac{CPI_t^{euro}}{CPI_t^2} \times \frac{E_t^2}{E_0^2} \right] + \omega_{3,i} \left[ \frac{EM_t}{EM_0} \times \frac{CPI_t^{euro}}{CPI_t^3} \times \frac{E_t^3}{E_0^3} \right] + \dots + \omega_{j,i} \left[ \frac{EM_t}{EM_0} \times \frac{CPI_t^{euro}}{CPI_t^j} \times \frac{E_t^j}{E_0^j} \right] \right] \times TCPM_0$$

$$TCPM_{t/0}^i = \left[ \omega_{1,i} + \omega_{2,i} \left[ \frac{CPI_t^{euro}}{CPI_t^2} \times \frac{E_t^2}{E_0^2} \right] + \omega_{3,i} \left[ \frac{CPI_t^{euro}}{CPI_t^3} \times \frac{E_t^3}{E_0^3} \right] + \dots + \omega_{j,i} \left[ \frac{CPI_t^{euro}}{CPI_t^j} \times \frac{E_t^j}{E_0^j} \right] \right] \times \left[ \frac{EM_t}{EM_0} \right] \times TCPM_0$$

Le graphe ci-dessous donne l'évolution du TCPM selon les deux méthodes calculées :

**Figure 1.** L'évolution du TCPM selon les deux méthodes calculées.



### 3. Analyse bivariée des données

La boucle rétroactive entre la production et le taux de change réel nous décrit, en premier lieu, comment la dépréciation du taux de change réel pourrait avoir un effet à la fois expansionniste et restrictive sur la production. En second lieu, comment la croissance de la production réelle pourrait entraîner une appréciation ou une dépréciation du taux de change réel.

Selon l'effet Balassa-Samuelson, dans les économies à croissance rapide, le prix relatif des biens non échangeables augmenterait plus rapidement et conduirait ainsi à une appréciation du taux de change réel dans le temps. Toutefois, les études empiriques existantes semblent indiquer que les effets de la croissance sur les taux de change réels sont inexistantes ou faibles (l'effet anti-Balassa voir Tica et Družić (2006), Choudhri and Khan (2005) et Chinn et Johnston (1996), pour une étude exhaustive des données empiriques). En même temps et paradoxalement, les pays avancés suivent l'idée reçue selon laquelle la croissance s'accompagne d'appréciations réelles à long terme, largement connue sous le nom d'hypothèse Balassa-Samuelson (BSH), alors que les pays en développement vont dans la direction opposée.

Nous évaluons d'abord la relation bivariée entre le taux de change réel et le PIB désaisonnalisé à l'aide de corrélations croisées avec de valeurs futures et de valeurs retards allant jusqu'à quatre trimestres (dans notre étude). Pour rendre les résultats robustes à la méthode d'élimination de tendances comme les filtres linéaires. Cette partie utilise trois filtres : la detrending linéaire, la première différence et le filtre Hodrick-Prescott (HP).

La procédure Corrélations bivariées calcule le coefficient de corrélation de Pearson, le rho de Spearman et le tau-*b* de Kendall avec leurs niveaux de signification. Nous choisissons le coefficient de corrélation de Pearson dans notre cas. Au cas où les données ne sont pas distribuées normalement ou si elles comportent des catégories ordonnées, nous devons choisir le Tau-*b* de Kendall ou la corrélation de Spearman, qui mesure l'association entre les ordres de rangs. Les coefficients de corrélation vont de la valeur (-1) (relation négative parfaite) à (+1) (relation positive parfaite). La valeur zéro (0) indique l'absence de relation linéaire. Lors de l'interprétation de résultats, nous ne pouvons pas, à partir de l'existence d'une corrélation significative, conclure en l'existence d'une relation de cause à effet. Mais c'est le test de causalité dans le sens de GRANGER qui va ressortir leur causalité deux à deux.

Nous utilisons le taux de change réel du dirham par rapport à l'euro, une baisse reflète une appréciation réelle de la monnaie nationale. Le tableau (1) présente les corrélations croisées représentatives à court terme entre le taux de change réel et la production avec des décalages de -4, -2, -1, 0, 1, 2 et 4. Un décalage positif (négatif) indique le nombre de trimestres par lequel le PIB réel (indice de production industrielle) entraîne (retarde) des effets sur le taux de change réel. En d'autres termes, la croissance de la production en économie ouverte est exogène par rapport aux variations du taux de change réel. Alors que pour l'étude des conséquences d'une baisse persistante du taux de change réel sur la croissance économique, peut être déduits de la corrélation avec des décalages négatifs, tandis que la corrélation avec des décalages positifs suggère l'effet de causalité inverse possible de la croissance de la production sur le taux de change réel. Nous utilisons le taux de change réel, qui est construit de manière à ce qu'une diminution reflète une appréciation réelle de la monnaie nationale.



**Tableau 1 .** Corrélations croisées entre le taux de change et la production

Décalages Les filtres	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
HP	0.018	0.071	0.043	0.053	0.002	0.021	0.027	0.048	0.038
DM	0.32	0.33	0.34	0.36	0.377	0.37	0.36	0.35	0.33
DIFF	-0.022	0.005	-0.048	-0.029	-0.067	0.01	-0.01	-0.0006	-0.057

Source : Calculs des "auteurs".

Note : "DM" signifie la méthode de "detrending linéaire", "DIFF" signifie "première différence" et "HP" signifie "filtre Hodrick-Prescott". Un décalage positif (négatif) indique le nombre de trimestres dont la production réelle a généralement une incidence considérable (retarde) sur le taux de change réel.

Les corrélations avec les décalages négatifs sont clairement positives dans notre cas. C'est-à-dire que la dépréciation du taux de change réel est suivie de la croissance de la production. Par exemple, les dévaluations ou bien les dépréciations sont uniformément associées à l'expansion de l'économie marocaine. Ce résultat est très sensible aux mécanismes du filtre HP et de la méthode de detrending linéaire.

Afin d'explorer davantage la relation bivariée, des tests de causalité de Granger sont effectués. Le PIB étranger, le taux d'intérêt étranger, le compte courant et la masse monétaire réelle sont inclus pour contrôler les influences externes qui influent simultanément le taux de change réel et la production.

**Tableau 2.** Tests de causalité de Granger entre le taux de change réel et la production

	Décalage	HP	DM	DIFF
RER cause au sens de Granger Y	-1	0.05(0.81)	0.04(0.83)	0.12(0.72)
	-2	0.07(0.92)	0.20(0.81)	0.04(0.95)
	-3	0.21(0.88)	0.38(0.76)	0.80(0.49)
	-4	0.19(0.93)	0.74(0.56)	0.52(0.71)
Y cause au sens de Granger RER	-1	0.90(0.34)	0.73(0.39)	0.26(0.61)
	-2	0.46(0.62)	0.40(0.66)	0.18(0.83)
	-3	0.50(0.68)	0.49(0.68)	0.27(0.84)
	-4	0.42(0.79)	0.47(0.75)	0.19(0.94)

Source : Calculs des "auteurs".

Note : Les statistiques indiquées sont des F-statistiques avec des valeurs de probabilité entre parenthèses. "DM" signifie "detrending linéaire", "DIFF" signifie "première différence", "HP" signifie "filtre Hodrick-Prescott". "RER" désigne le taux de change réel, "Y" désigne la production réelle. "RER ... Y" teste l'hypothèse selon laquelle le taux de change réel cause au sens de Granger le PIB réel. "Y ... RER" teste l'hypothèse selon laquelle la croissance économique réelle semble causer, au sens de Granger, le taux de change réel.

D'après ce tableau, il est clair qu'il existe une absence de causalité dans les deux sens.

#### **4. Modèle VAR avec restrictions de signe**

Cette section comprend deux sous-sections : La première établit le modèle de base. La deuxième illustre la mise en œuvre de l'approche de restriction de signe avec Mountford et Uhlig (2005).

##### **4.1. MODÈLE**

Les relations documentées - positives ou négatives - entre la production réelle et le taux de change réel dans la section précédente peuvent découler d'une corrélation fallacieuse, où les deux variables sont affectées par un troisième facteur. Par exemple, de fortes variations des prix du pétrole peuvent faire baisser la production et déprécier le taux de change réel, ce qui le pousse à évoluer dans des directions opposées. Il est donc important de contrôler les conditions macroéconomiques et de distinguer les variations du taux de change qui peuvent être considérées comme des chocs de politique exogène de celles qui sont des réactions à des événements macroéconomiques.

Ce travail porte plus particulièrement sur les modèles d'autorégressions vectorielles complets VAR, composé de six variables endogènes : La production réelle, mesurée par l'indice de la production industrielle (IPI) désaisonnalisée ('Y'); taux de change réel (RER); compte courant par rapport au PIB(CA); niveau des prix, mesuré par l'indice du prix à la consommation (CPI); et la masse monétaire réelle (real M2). En tant que taux d'intérêt à court terme, taux d'intérêt à trois mois sur le marché monétaire entre dans le VAR comme sixième variable.

En outre, deux variables exogènes, l'IPI étranger ( $Y^*$ ) et le taux d'intérêt étranger ( $i^*$ ), sont incorporées pour saisir les chocs externes. Le taux d'intérêt du marché monétaire à court terme et le PIB réel de la zone euro sont utilisés comme le taux d'intérêt étranger et la production réelle étrangère. De plus, bien que Uhlig (2005) et Mountford et Uhlig (2009) n'incluent pas de termes déterministes (p. ex., une constante ou une tendance temporelle) dans leurs modèles VAR, nous incluons une tendance temporelle pour obtenir une meilleure réponse impulsionnelle. De plus, nous retenons le modèle VAR(p) avec  $p^* = 1$  (un retard) qui minimise les critères d'information d'Akaike et Schwarz dans notre cas. L'interception et la tendance temporelle sont également contenues dans le VAR.

La masse monétaire réelle est incluse dans notre étude. Selon Shahbaz et al (2012), la masse monétaire affecte à la fois l'investissement et la production. Une augmentation de la masse monétaire fait baisser le taux d'intérêt, réduit les coûts d'emprunt et favorise les investissements susceptibles d'accroître la production intérieure. En outre, une masse monétaire plus importante réduira la valeur de la monnaie domestique. Le présent travail intègre également le niveau des prix pour contrôler l'environnement des prix de l'économie.

Selon Mejía-Reyes et al (2010), un environnement inflationniste peut avoir une incidence négative sur la production parce qu'il peut provoquer une allocation inefficace des ressources en raison de distorsions des prix relatifs et de coûts administratifs plus élevés pour les entreprises. Les comptes courants sont inclus pour deux raisons. D'une part, il permet

d'étudier directement l'effet des fluctuations du taux de change sur la production par le canal de la demande (exportations nettes). D'autre part, le compte courant intègre implicitement des informations sur les flux de capitaux, car le compte courant et le compte de capitaux représentent une image symétrique l'une de l'autre. L'information sur les flux de capitaux est très importante. Selon Kamin et Rogers (2000), les chocs des flux de capitaux ont joué un rôle important dans les variations du taux de change réel et de la production au Mexique. Reinhart (2000) soutient également que la dévaluation peut entraîner une perte d'accès aux marchés financiers internationaux et, par conséquent, des effets de contraction sur la production. Kim et Ying (2007) incluent également cette variable dans leur modèle.

Le taux d'intérêt à court terme et l'IPI de la zone euro sont inclus pour tenir compte des conditions du marché européen. Selon Kim, Ren and Lian (2014), incluant deux variables exogènes, le PIB étranger (américain) et le taux d'intérêt étranger (le taux des bons du Trésor américain à 3 mois) pour saisir les chocs externes. La production réelle et le taux d'intérêt sont naturellement pris en compte dans ce travail.

Ces données proviennent de trois sources différentes, auprès de Statistiques financières internationales (IFS), de la Direction de la statistique du commerce (DOTS), auprès de la banque centrale. Elles sont trimestrielles, désaisonnalisées et couvrent la période 1995Q : 1 à 2019Q: 1.

L'équation (1) résume le modèle sous une forme compacte et réduite :

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ TCR_t \\ CPI_t \\ Real\ M2_t \\ CA_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \\ c_5 \end{bmatrix} + A_{ij}(L) \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ TCR_{t-1} \\ CPI_{t-1} \\ Real\ M2_{t-1} \\ CA_{t-1} \end{bmatrix} + B_{ij}(L) \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1}^* \\ \Delta i_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ e_t^3 \\ e_t^4 \\ e_t^5 \end{bmatrix} \quad (1)$$

Toutes les variables sont exprimées en logarithme, à l'exception du taux d'intérêt et du ratio rapportant le compte courant au PIB. Il y a plusieurs caractéristiques du modèle. Premièrement, le modèle VAR tient compte des chocs internes et externes susceptibles d'induire simultanément la dévaluation (dépréciation) et la contraction de l'économie, tels qu'une inversion des entrées de capitaux ou une baisse du PIB des pays étrangers, ce qui entraîne une corrélation fallacieuse entre les deux variables. Deuxièmement, bien que nous ayons essayé d'être exhaustifs dans la prise en compte de divers facteurs, la parcimonie est également sollicitée dans notre étude. Par exemple, nous n'incluons pas le compte de capital dans notre modèle comme dans l'étude empirique de Kim et Ying (2007). Étant donné que les comptes courants et les comptes de capital se reflètent mutuellement; l'inclusion des deux variables comportera des informations redondantes. Troisièmement, au lieu d'utiliser le taux de change nominal comme le font Kim et Ying (2007), nous avons choisi d'utiliser le taux de change réel. Ceci peut s'expliquer par le fait qu'à long terme, on estime que les dépréciations nominales entraînent une hausse proportionnelle des prix qui laisse inchangé le taux de change réel et l'activité économique, l'analyse fondée sur le taux de change nominal se limitant habituellement aux effets du court terme (voir Lizondo et Montiel, 1989).

En outre, un élément essentiel de la conception traditionnelle de la dévaluation est que c'est l'amélioration du prix relatif intérieur des biens échangeables par rapport à celui des biens

non échangeables, c'est-à-dire la dépréciation du taux de change réel, qui génère le processus de transfert des dépenses, d'amélioration de la balance des paiements et d'expansion économique.

#### **4.2. IDENTIFICATION DES CHOCS STRUCTURELS EN IMPOSANT DES RESTRICTIONS DES SIGNES**

Les chercheurs en science économique discutent la façon de décomposer les erreurs de prévision en innovations fondamentales ou des chocs aléatoires économiquement significatives, c'est-à-dire, comment identifier les chocs structurels. Comme nous l'avons vu dans la première partie du présent travail, cinq méthodes sont présentes dans la littérature, dont quatre sont des restrictions paramétriques. Ces restrictions paramétriques peuvent varier selon l'apparition de variables particulières, l'existence d'une structure causale récursive (Sims, 1988) et le fait que les chocs ont des effets connus à court ou à long terme ou une combinaison des deux (Blanchard et Quah, 1989). Chaque type a ses propres inconvénients et avantages.

Par exemple, il n'y a pas de consensus clair au sujet de l'ordre des variables dans le système d'équations retenu pour spécifier le modèle VAR, et certains ordres peuvent ne pas être justifiés par la structure économique, et les hypothèses d'identification récursives standard peuvent être supérieures à l'identification des restrictions qui ont été élaborées au fil du temps de la même manière que l'exploration de données, les chercheurs ayant cherché des restrictions qui peuvent donner des résultats raisonnables (voir Rudebusch, 1998).

L'impact contemporain de zéro peut ne pas être compatible avec d'autres classes de modèles d'équilibre général (Canova et Pina, 1999). En outre, Faust et Leeper (1997) montrent que des distorsions substantielles dans les estimations sont possibles en raison de petits biais d'échantillonnage et d'erreurs de mesure lorsqu'on utilise des restrictions nulles dans les effets à long terme.

Autrement, la solution alternative proposée est de poursuivre l'approche récente d'Uhlig (2005) fondée sur la restriction des signes pour identifier les chocs de taux de change à l'aide de la réponse médiane calculée par Fry et Pagan (2011). L'approche de Mountford et Uhlig (2005) convient mieux ici pour deux raisons. Premièrement, Uhlig et Mountford ont utilisé une approche différente pour identifier les chocs structurels. Ils ont utilisé la restriction de signes. L'idée de cette approche est de contraindre la direction des fonctions de réponse dues à un choc spécifique de sorte à ce qu'elles reposent sur la théorie économique. Cette approche est moins restrictive que l'approche récursive. Toutefois, elle peut conduire à des estimations biaisées lorsque les signes des fonctions de réponse sont mal identifiés.

Cette approche permet alors de donner une plus grande liberté dans la définition des chocs, comme la combinaison de restrictions sur les délais d'impact, sur les signes ou l'amplitude attendue de la réaction des variables données à un seul choc (M. S. Rafiq et S. K. Mallick (2008), Lian An (2006) et Uhlig (2005) en sont des exemples). Cette méthode d'identification a été implémentée sur le logiciel MATLAB R2018 sous VAR\_Toolbox\_2<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> Pour plus de détails sur la méthodologie d'estimation, voir "Ambrogio Cesa-Bianchi, 2014. "VAR Toolbox", sites.google.com/site/ambropo/".

Dans ce travail, notre principal intérêt est d'obtenir des données probantes sur la façon dont la dépréciation du taux de change affecte plus particulièrement la production. Au lieu d'identifier toutes les perturbations structurelles, nous avons recours à des restrictions minimales qui suffisent à identifier le choc de dépréciation du taux de change et à examiner son effet sur la production. A cet effet, ce travail contourne les "incroyables" restrictions de zéro sur l'impact contemporain et à long terme des chocs.

Parce que les restrictions sur les signes n'imposent aucune restriction quantitative aux réponses, peu importe la définition de la variable utilisée (voir Rafiq et Mallick, 2008). De plus, par rapport au modèle VAR-structurel traditionnel, les restrictions qui sont souvent utilisées implicitement, conformément au point de vue conventionnel, sont rendues plus explicites dans l'approche de restriction des signes. Granville et Mallick (2010) soutiennent que la méthode de restriction sur les signes des réponses est robuste à la non-stationnarité des séries, y compris les ruptures structurelles. L'avantage est que l'identification des restrictions sur les signes permet d'identifier les chocs à l'aide de restrictions limitées sur plusieurs séries chronologiques. En outre, la méthode de restriction des signes ne limite en rien les réactions aux impulsions. Une approche de restriction pure et simple fait explicitement appel à des restrictions que les chercheurs utilisent implicitement et sont donc agnostiques (Rafiq et Mallick, 2008).

Néanmoins, il est important de noter que les contraintes sur les signes des chocs ne sont pas sans critiques. Par exemple, Fry et Pagan (2011) ont mis en doute les chocs identifiés et les réponses optimales selon des critères médians. Plus précisément, si l'on n'identifie qu'un seul choc, c'est-à-dire les chocs de taux de change, les combinaisons d'autres chocs pourraient ressembler à des chocs de taux de change. Une façon d'éviter ce problème serait d'identifier explicitement d'autres chocs. Selon Uhlig (2005), le problème des chocs multiples n'est pas propre à la méthode des restrictions de signes. Par exemple, si le véritable mécanisme de production de données comporte plus de chocs que de variables, et si l'on utilise une décomposition de Cholesky classique pour identifier un choc de taux de change en le classifiant en dernier ordre, les chocs identifiés seront en fait une combinaison linéaire de plusieurs chocs sous-jacents. En résumé, cette étude ne prétend pas que les hypothèses d'identification utilisées sont irréfutables ou parfaites, mais plutôt qu'elles sont particulièrement raisonnables, minimales et bien soignées.

Fry et Pagan (2011) soulignent que la réponse optimale, utilisant des critères médians pour différents chocs et horizons, peut combiner des informations provenant de plusieurs schémas d'identification et est donc un composite de différentes fonctions de réponse structurelles.

Ils proposent une méthode alternative pour surmonter ce problème en choisissant une réponse aussi proche que possible de la médiane tout en imposant que les réponses soient générées à partir d'une seule matrice d'identification, appelée méthode sous la cible médiane. C'est pourquoi nous utilisons les deux méthodes à la fois, la méthode de Uhlig (2005) pour déterminer le taux de change et la méthode de Fry et Pagan (2011) pour calculer la réponse médiane. Nous appelons cela la méthode Uhlig(2005)-Fry-Pagan(2011).

Dans ce qui suit, nous donnons un bref aperçu de la méthode utilisée. La méthodologie détaillée se trouve dans Uhlig (2005). Soit un vecteur de  $n$  variables endogènes contenant des valeurs temps- $t$  dont les relations dynamiques sont décrites par le vecteur auto-régression d'ordre suivant (VAR( $k$ )) :

$$Y_t = B_{(1)} Y_{t-1} + B_{(2)} Y_{t-2} + \dots + B_{(k)} Y_{t-k} + v_t, \quad t=1, \dots, T, \quad (2)$$

Où  $B_{(k)}$  sont des matrices de coefficients de taille  $n \times n$  et  $v_t$  est l'erreur de prédiction à un pas en avant avec la matrice de variance –covariance  $\Sigma$ . Pour  $W_t$  Soit  $n \times 1$  un vecteur contenant les valeurs temporelles des perturbations structurelles. Les résidus de forme réduite et les perturbations structurelles sont liés par:

$$v_t = A W_t \quad (3)$$

Où l'on suppose que les perturbations structurelles sont mutuellement indépendantes et normalisées pour être de variance 1 : on peut donc l'écrire comme suit  $E[W_t W_t'] = I$ .

En outre, la  $j$ -ème colonne de  $A$  (ou sa valeur négative) représente l'impact immédiat sur toutes les variables de la  $j$ -ème innovation structurelle (choc) d'une erreur-type. La seule restriction sur  $A$  jusqu'à présent qui ressort de la structure de covariance est :

$$A A' = \Sigma \quad (4)$$

Le problème d'identification revient à découvrir  $n(n-1)/2$  éléments libres dans la matrice  $A$  en imposant des restrictions d'identification. Selon Uhlig (2005), la matrice  $A$  peut toujours s'écrire comme suit :

$$A = X \wedge Q \quad (5)$$

Où  $X$  est une matrice orthogonale dont les colonnes sont les vecteurs propres ortho-normaux de  $\Sigma$ ,  $\wedge$  représente une matrice diagonale avec les valeurs propres de  $\Sigma$  sur sa diagonale principale, et  $Q$  représente une matrice orthogonale (c.-à-d,  $Q Q' = I$ ).

L'équation (5) montre que le choix des éléments d'un ensemble orthonormal peut déterminer les éléments dont les coordonnées sont libres de  $A$ . Comme nous ne nous intéressons que par les réponses (réactions) à un choc particulier, le choc de taux de change, le problème consiste à déterminer un vecteur orthonormal  $q$  dans l'équation suivante :

$$c = X \wedge^{1/2} q \quad (6)$$

Où  $c$  est une colonne de  $A$ , appelée vecteur d'impulsion par Uhlig (2005), contenant les réponses contemporaines de  $n$  variables endogènes au choc de taux de change, et  $q$  est une colonne de  $Q$  à l'endroit correspondant. L'idée principale du schéma d'identification est d'imposer un ensemble de contraintes d'inégalité. Cela n'identifie pas uniquement le " $c$ ", mais prend en charge des diversités de réponses possibles compatibles avec les restrictions relatives aux signes.

Par ailleurs, nous décrivons, ici, comment nous explorons l'espace des décompositions orthogonales. Il est bien connu que, si l'on exclut le cas des modèles récursifs, l'ensemble des identifications possibles est innombrable et il est difficile de les rechercher efficacement. L'algorithme que nous employons suit Canova et de Nicol (2002), nous considérons que pour

toute décomposition orthogonale de A, on peut trouver un nombre infini de décompositions orthogonales possibles  $\Sigma$ , telles que  $\Sigma = AQQ'A'$ , où Q est une matrice ortho-normale quelconque ( $QQ' = I$ ).

Une décomposition de Choleski, par exemple, supposerait une structure récursive sur A de sorte que A est une matrice triangulaire inférieure. Un autre candidat pour A est la décomposition des valeurs propres et des vecteurs propres,  $\Sigma = X \Lambda X' = AA'$ , et

Suivant Canova et de Nicol (2002), nous considérons que  $X = \prod_{m=1}^{N-1} \prod_{n=m+1}^N Q_{m,n}(\theta)$ , Où

$Q_{m,n}(\theta)$  est une matrice de rotation ortho-normale de la forme :

$$Q_{m,n} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & \cos(\theta) & \dots & -\sin(\theta) & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots & \dots \\ 0 & \sin(\theta) & \dots & \cos(\theta) & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Où  $0 < \theta \leq \pi/2$  et les indices (m,n) indiquent que les rangées m et n sont en rotation selon l'angle  $\theta$ .

Pour traduire ce résultat en un algorithme qui recherche l'espace de décompositions orthogonales, notez premièrement que dans un système de N variables il y a  $(N(N-1)/2)$  rotations bivariées et  $(N(N-1)/4)$  des combinaisons de rotations bivariées de différents éléments du VAR, pour un  $\theta$  fixe. Ainsi, pour N=5 il y a 15 matrices de rotation possibles. Deuxièmement, puisque  $Q_{m,n}(\theta)$  est ortho-normale :

$\Sigma = A Q_{m,n}(\theta) Q_{m,n}(\theta)' A' = X \wedge^{0.5} Q_{m,n}(\theta) Q_{m,n}(\theta)' \wedge^{0.5} X'$  est une décomposition admissible.

Ainsi, à partir d'une décomposition valeur propre – vecteur propre, on peut la "décuplée" dans un sens ou dans l'autre, pour chaque  $\theta$ .

Troisièmement, nous quadrillons l'intervalle  $(0, \pi/2)$  en M points, et construisons 15M décompositions orthogonales de  $\Sigma$  : Cette dernière étape transforme un nombre incalculable en une recherche large mais finie. En outre, nous considérons que  $R_{j,t+k}$  est la matrice des réponses impulsionnelles à l'horizon k. Afin d'identifier le choc q intéressant, des restrictions de signe peuvent être imposées sur  $X \leq n$  variables sur l'horizon  $0, \dots, K$ .

Les restrictions relatives aux signes sont imposées en fonction du modèle d'économie ouverte de Uhlig, tel qu'il est résumé ci-dessous pour l'horizon de temps  $k = 0, \dots, K$ . Des détails sur le nombre de périodes pour lesquelles les restrictions s'appliquent sont donnés ci-dessous.

Pour identifier un choc de taux de change, nous imposons comme suit :

$$R_{j,t+k}^{CPI} \geq 0, \quad k=0,\dots,4$$

$$R_{j,t+k}^{TCR} \geq 0, \quad k=0,1$$

$$R_{j,t+k}^{RealM^2} \leq 0, \quad k=0,\dots,4$$

- Par définition, le taux de change ne diminuera pas ( $\geq 0$ ) en réponse à son propre choc positif.
- Le niveau des prix ne diminue pas ( $\geq 0$ ) en réponse à un choc de change positif, c'est-à-dire une dépréciation du taux de change, parce que le niveau des prix est susceptible d'être poussé à la hausse par une augmentation des exportations nettes due à la dépréciation du taux de change. Voir Ahmed et al (2002) pour plus de discussion. Généralement, la dépréciation du taux de change devrait théoriquement générer des tensions inflationnistes, surtout au sein d'une petite économie ouverte comme celle du Maroc, par ses effets sur la demande et l'offre. Ce dernier effet s'écoule à travers un canal des intrants importés : la dépréciation augmente l'inflation en entraînant une hausse des coûts de production. Le premier effet provient du canal des transferts de dépenses : la dépréciation stimule la demande globale en augmentant la demande de biens et de services par le biais des exportations nettes. L'augmentation de la demande globale peut entraîner une hausse des prix des intrants et des salaires nominaux, c'est-à-dire, l'inflation.
- La masse monétaire réelle n'augmente pas ( $\leq 0$ ) face à la dépréciation du taux de change pour deux raisons. Premièrement, lorsque le niveau des prix augmente en réaction à la dépréciation du taux de change, la masse monétaire réelle diminue. Deuxièmement, à mesure que le taux de change se déprécie, les banques centrales auront tendance à réduire la masse monétaire pour soutenir la monnaie. Par exemple, Rogers et Wang (1995), entre autres, constatent empiriquement que la dépréciation du taux de change réel entraîne une diminution importante de la masse monétaire. C'est dans le même esprit que Farrant et Peersman (2006) imposent que le taux d'intérêt différentiel ne diminue pas après une dépréciation exogène du taux de change.
- Le taux d'intérêt nominal sera considéré comme positif ( $\geq 0$ ) face à la dépréciation de la monnaie domestique par son effet sur l'inflation. Comme l'inflation augmente, la masse monétaire réelle diminue et donc les taux d'intérêt nominaux augmentent. Généralement, la dépréciation améliore la balance commerciale par des transferts de dépenses et des effets de réduction des dépenses. Le premier effet a pour effet de réorienter la demande vers les biens produits sur le marché intérieur, tandis que le second a pour effet de réduire la consommation intérieure en raison de l'effet des soldes de trésorerie réels et de la hausse des taux d'intérêt.

Ces restrictions semblent raisonnables, car elles ne font appel qu'à des points de vue a priori attrayants et consensuels sur les effets du choc de taux de change sur les prix, le taux de change et la masse monétaire. Étant donné que la réponse de la production est le point de mire de cette partie, nous laissons aux données le soin de la déterminer sans imposer des restrictions au sujet. Le compte courant n'est pas soumis à des restrictions parce qu'il reflète la réaction de la balance commerciale au taux de change. Par conséquent, la méthode demeure agnostique en ce qui concerne les réponses des variables clés d'intérêt.

Par conséquent, pour chaque ensemble d'estimations ( $B, \Sigma$ ), on peut calculer des vecteurs d'impulsion et donc des fonctions de réponse aux impulsions correspondant à différents vecteurs unitaires dans une sphère n-dimensionnelle. Nous générons n nombres à partir d'une



distribution normale avec une moyenne de zéro et un écart-type de 1, nous les traitons comme des coordonnées et nous normalisons le vecteur résultant en un vecteur unitaire. Le vecteur n-dimensionnel normalisé correspond à chaque point de la sphère. Nous pouvons générer à plusieurs reprises des vecteurs n-dimensionnels pour couvrir uniformément la sphère.

L'incertitude d'échantillonnage des paramètres VAR ( $B, \Sigma$ ) est couverte de manière bayésienne. Suivant Uhlig (2005), nous supposons que les distributions antérieures et postérieures pour ( $B, \Sigma$ ) appartiennent à la famille Normal-Wishart. Nous simulons 500 paires de ( $B, \Sigma$ ). Pour chaque paire, nous évaluons 500 vecteurs unitaires sur la sphère n-dimensionnelle. Ainsi, un total de 250.000 q et vecteurs d'impulsion sont évalués. Après avoir calculé chaque ensemble des fonctions de réponse impulsionnelle correspondant à chaque vecteur unitaire, nous vérifions si les restrictions de signe sont respectées. Seuls les vecteurs d'impulsion qui répondent aux restrictions utilisées sont stockés.

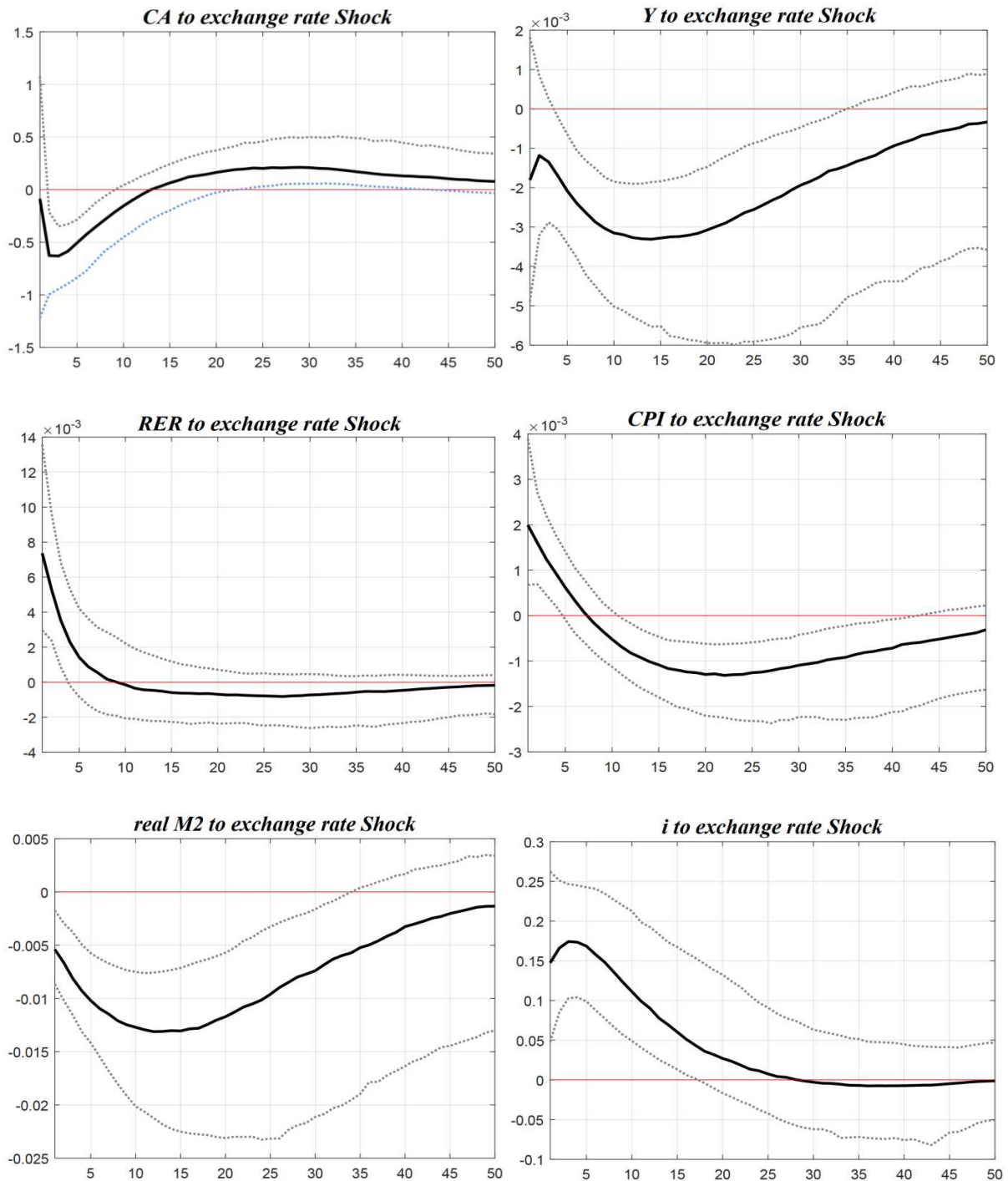
## 5. Résultats et discussion

Les figures en dessous présentent les réactions d'impulsion de chacune des six variables (à une variation d'un écart-type) au choc de taux de change positif (indiquant une dépréciation) sur une période de 50 trimestres. Les réponses sont sous la cible médiane dans chaque graphique et représentées par des quintiles de 16 % et 84 %.

Comme le montre la figure 2, il est plus intéressant de noter que le compte courant présente le phénomène connu sous le nom de "courbe en J", c'est-à-dire qu'en réponse à la dépréciation du taux de change, le compte courant se détériore d'abord, marginalement significative, avant de s'améliorer pour finalement atteindre l'équilibre de long terme (Bahmani-Oskooee and Ratha, 2004; Bahmani-Oskooee and Hegerty, 2010, Bahmani Oskooee et al., 2013). Ici plusieurs effets se mêlent, à savoir des effets prix et des effets quantité ou bien volume; La courbe en J met en évidence le fait que les effets positifs (les effets volume) ne jouent pas immédiatement, alors que les effets négatifs (effets prix) interviennent tout de suite : cette courbe s'inscrit donc dans un horizon temporel (dans notre cas : trimestriel).

La question qui se pose à présent est de savoir si l'amélioration du compte courant, après la dépréciation du taux de change, implique-t-elle une expansion de la production sans aucune ambiguïté ? Non pas nécessairement. Il est à noter que, la balance courante s'améliore généralement et la production se détériore en réaction à la dépréciation du taux de change.

**Figure 2.** Les réponses impulsionnelles des différentes variables d'intérêt à un choc de taux de change



Source : Calculs de l'auteur.

Note : Axe des abscisses : désigne les trimestres ; axe vertical : pourcentage. Nous supposons que les distributions antérieures et postérieures pour  $(B, \Sigma)$  appartiennent à la famille Normal-Wishart. Nous simulons 500 paires de  $(B, \Sigma)$ . Pour chaque paire, nous évaluons 500 vecteurs unitaires sur la sphère à 6 dimensions. Ainsi, un total de 250.000  $q$  et vecteurs d'impulsion sont évalués.

Diaz-Alejandro (1963) souligne qu'un observateur de la dépréciation pourrait s'étonner de voir que les dépréciations ont entraîné une amélioration de la balance commerciale qui s'est accompagnée d'une baisse du niveau de la production totale. Ainsi que Kim et Ying (2007)

font des constatations semblables. Ce n'est pas un résultat bizarre. Premièrement, l'amélioration observée de la balance courante pourrait ne pas résulter d'un boom des exportations, mais d'une contraction profonde des importations résultant de la contraction de la production (voir Frankel 2005). Deuxièmement, l'effet restrictif de la dépréciation du taux de change peut compenser l'effet expansionniste sur la balance commerciale, en entraînant une diminution de la production globale.

La vision structuraliste, qui soutient que la dévaluation a des effets contractionnistes sur la production. Il s'aligne également sur les priorités de certaines études récentes : An, L., Kim, G., & Ren, X, (2014) montrent qu'une dévaluation par contraction peut se produire dans les pays développés comme dans les pays en développement sur la base de données provenant de 16 pays répartis en trois groupes : latino-américain, les pays asiatiques et les pays développés non membres du G3 (voir aussi Kandil, 2013 ; Kim et al). De même, une dévaluation par contraction pourrait exister dans n'importe quel régime de change, qu'il s'agisse d'un régime de changes flottants, d'un régime de changes fixes ou d'une zone monétaire commune. Par conséquent, la dévaluation contractionniste peut ne pas être fonction des régimes de taux de change ou des types d'économies. Ahmed et al (2002) rapportent également que la dévaluation entraîne une plus forte contraction de l'économie dans les pays en développement que dans les pays développés.

Généralement, la réaction des variables de politique monétaire dont le taux d'intérêt ( $i$ ) et la masse monétaire réelle (Real M2) au choc de change reflète en fait la réaction des autorités monétaires à ce type de choc. La troisième ligne, sous la colonne 2 des graphiques, révèle que le taux d'intérêt ( $i$ ) réagit positivement, presque immédiatement, à un choc de taux de change, ce qui indique que la politique monétaire marocaine n'est pas neutre face à un choc de taux de change et la banque centrale joue son rôle en tant qu'acteur macroéconomique.

En outre, dans la première colonne de la ligne 3 des graphiques, la masse monétaire réelle diminue en réaction à un choc de change, ce qui indique les efforts de la banque centrale pour maîtriser l'inflation. Ces résultats montrent clairement que les autorités de politique monétaire agissent par une hausse des taux pour atténuer les effets négatifs de la dépréciation sur l'inflation et l'activité économique. Bjornland et Halvorsen (2014) arrivent à des conclusions similaires pour six petites économies ouvertes (Australie, Canada, Nouvelle-Zélande, Norvège, Suède, et le Royaume-Uni). Leurs résultats révèlent que les banques centrales réagissent immédiatement à la dépréciation du taux de change et réduire ainsi les effets négatifs de la dépréciation sur la production et l'inflation.

Cette constatation est cohérente sur le plan théorique avec la vision de Svensson (2000) selon lequel, dans le monde réel, les économies dotées d'une cible d'inflation (IT) sont généralement des économies très ouvertes où les capitaux peuvent circuler librement. Par conséquent, les chocs provenant du reste du monde sont essentiels, et le taux de change joue un rôle notable dans la transmission de la politique monétaire dans ces économies.

Visant à prendre mieux en compte les chocs externes qui affectent les pays et leur taux de change, Svensson étend l'analyse formelle des économies à régime de cibles d'inflation (fermées) à une petite économie ouverte où le taux de change et les chocs du reste du monde sont importants pour la conduite de la politique monétaire. Il soutient que le fait d'inclure le taux de change dans l'analyse du régime de cibles d'inflation a d'importantes conséquences. Premièrement, le taux de change fournit un canal supplémentaire pour la transmission de la politique monétaire. Deuxièmement, le taux de change (en tant que prix d'actif) est une variable prospective et sa valeur est déterminée par des anticipations. Elle contribue donc à

une meilleure prise de décision prospective et renforce le rôle des anticipations dans la politique monétaire. Troisièmement, certains chocs étrangers sont transmis à l'économie nationale par l'entremise du taux de change (c.-à-d. l'inflation étrangère, les taux d'intérêt étrangers et les primes de risque de change des investisseurs étrangers). Par conséquent, lorsqu'on élabore un petit modèle d'économie ouverte assorti d'un régime de cibles d'inflation, il est important de mettre particulièrement l'accent sur les canaux du taux de change dans la politique monétaire.

Globalement, nos résultats montrent qu'il y a eu une récession profonde et une forte inflation dans l'économie marocaine à la suite de la dépréciation du dirham. En d'autres termes, la dépréciation a créé de graves effets déflationnistes. Nos résultats donnent à penser que les autorités monétaires ont réagi immédiatement aux chocs de taux de change en augmentant leur taux d'intérêt. Toutefois, ces mesures semblent avoir eu un impact limité sur l'atténuation des effets déflationnistes. Tout l'enjeu pour les autorités monétaires est donc d'agir préventivement afin d'éviter que l'économie ne tombe dans la déflation.

Cela peut s'expliquer par le fait que le choc de taux de change a pour principal effet de passer par les canaux de l'offre, en particulier le coût des intrants importés, en raison de la forte dépendance du Maroc vis-à-vis des intrants importés de la zone euro. En ce sens, les réformes structurelles visant à réduire cette dépendance peuvent contribuer à atténuer les effets négatifs de la dépréciation de la monnaie sur les performances macroéconomiques. Enfin, nos constatations montrent clairement que le choc de taux de change se transmet principalement à l'activité économique et à l'inflation par les variations des importations. Cette situation est compatible avec la forte dépendance du Maroc à l'égard des importations et aux résultats de Kandil (2015), qui examine comment les fluctuations du taux de change se transmettent à l'économie réelle dans les pays développés et en développement.

Pendant que les fonctions de réponse impulsionnelle révèlent les effets dynamiques d'un choc ponctuel, les décompositions de variance sont une mesure pratique de l'importance de tels chocs dans le système comme il était indiqué dans la partie précédente. Le tableau (3) indique la fraction des fluctuations de la balance courante, de la production, du taux de change réel, de l'inflation, de la masse monétaire et du taux d'intérêt attribuable aux chocs de taux de change aux horizons de 0, 4, 8, 8 et 12 trimestres.

**Tableau 3.** Décomposition de la variance des variables d'intérêt en raison de chocs de taux de change.

	RER	Y	RealM2	CPI	CA	i
1	0.27	0.18	0.03	0.004	0.006	0.51
2	0.55	0.23	0.10	0.02	0.10	0.004
3	0.49	0.18	0.19	0.04	0.10	0.002
4	0.46	0.17	0.22	0.04	0.10	0.002
5-long-terme	0.45	0.16	0.23	0.05	0.10	0.002

Source : Calculs de "l'auteur".

Note : "RER" indique le taux de change réel, "CPI" représente l'inflation, "RealM2" la masse monétaire réelle, "i" signifie le taux d'intérêt, "CA" désigne le compte courant et "Y" désigne la production

Les chocs de taux de change représentent entre 0.6 et 10 % de la variation du compte courant et entre 16 et 23 % de la variation de la production réelle. Après la variable du taux de change réel, les chocs de taux de change sont les facteurs les plus importants de la production et représentent environ plus de 18% de la variance de la production.

En résumé, deux conclusions essentielles peuvent être tirées :

- ✚ Au moment de la dépréciation réelle, la production n'a peu à voir avec l'amélioration du compte courant;
- ✚ Le Maroc est assez homogène en ce sens que la balance courante s'améliore généralement tandis que la production diminue, ce qui est compatible avec les corrélations négatives uniformes entre le taux de change réel et la production aux retards négatifs.

## 6. Vérification de la robustesse: Estimation de modèles alternatifs

Les résultats empiriques dépendent souvent des hypothèses de modélisation et des définitions des variables. Ainsi, dans cette section, nous estimons différentes spécifications de modèle VAR et nous utilisons également d'autres définitions de variables pour évaluer la robustesse de nos résultats.

### 6.1. MESURE ALTERNATIVE DU TAUX DE CHANGE

Nous testons la sensibilité des résultats en utilisant la variable du taux de change réel bilatéral du dirham vis-à-vis la zone euro à la place du taux de change effectif réel. Les activités économiques du Maroc sont de plus en plus intégrées au commerce mondial.

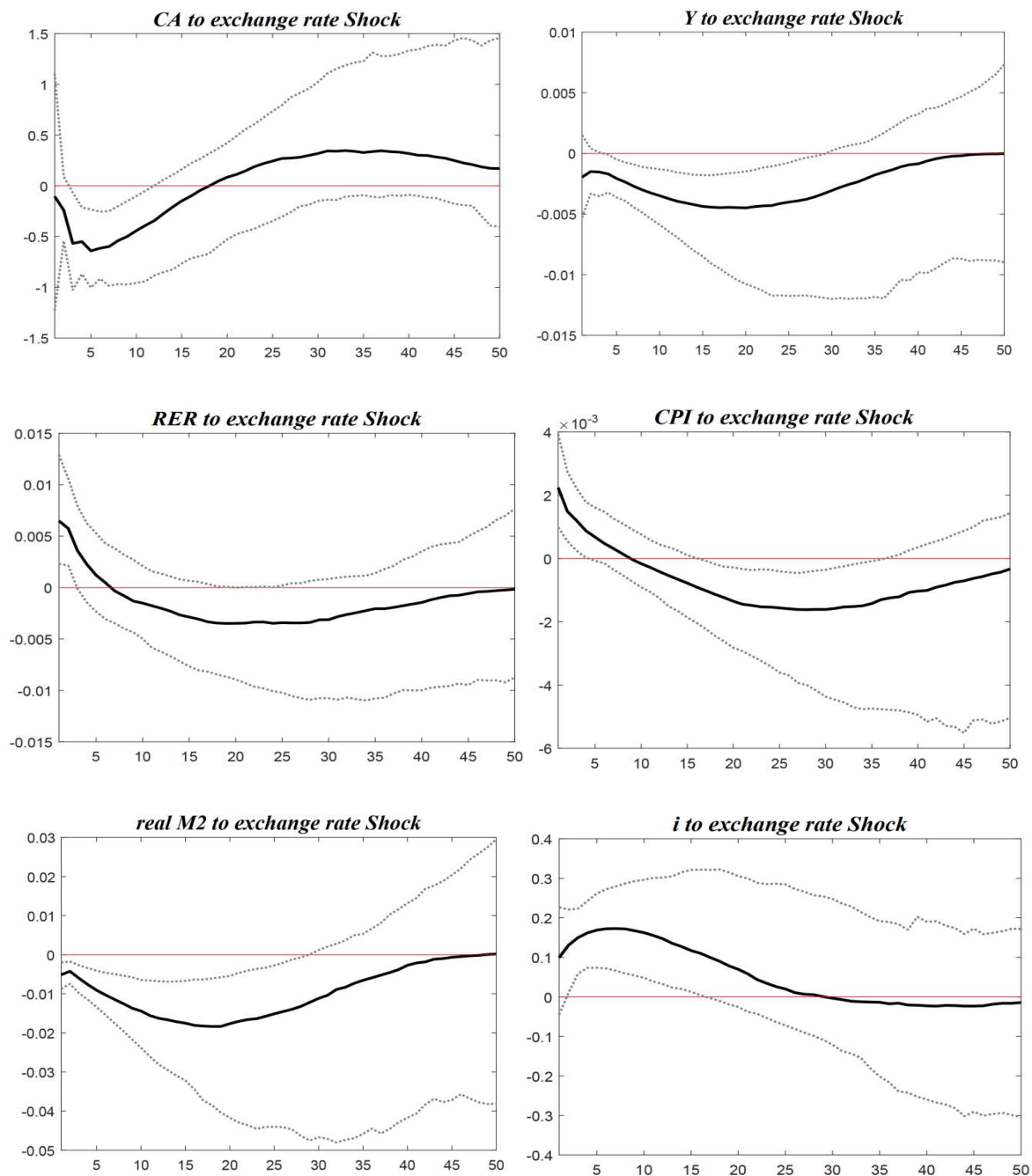
L'économie marocaine est fortement dépendante des pays de l'Union européenne (UE) pour ses exportations, ses recettes touristiques, ses envois de fonds et ses flux d'IDE. En plus de ça, la proximité économique du pays avec l'Europe explique la sensibilité du Maroc aux différents chocs exogènes. Cela rend le Maroc potentiellement vulnérable aux fluctuations de la croissance de l'UE, et en particulier à la récession sans précédente que connaissent dernièrement les économies de l'UE. De même, selon le FMI, la balance commerciale a été structurellement déficitaire sur la période 1990-2017. Ainsi que, le tissu productif marocain reste relativement faible par rapport à son plein potentiel et le pays demeure en partie vulnérable aux chocs macroéconomiques exogènes.

Le point crucial ici, dans le modèle étendu, quand on utilise le taux de change réel bilatéral, la dépréciation n'a d'effet que dans la longue période, près de 17 trimestres en comparaison avec le modèle de base, l'ajustement de la balance courante ne dépasse pas 8 trimestres. Ainsi, la balance commerciale est évoluée sous une forme de J. Il est apparu évident, de choisir de préférence d'étudier le taux de change effectif au lieu d'utiliser le taux de change bilatéral. A cet effet, un taux de change effectif fournit un meilleur indicateur des effets macroéconomiques des taux de change que tout autre taux bilatéral. Puisque le taux de change effectif réel est corrigé d'une certaine mesure des prix relatifs ou des coûts. Alors que les variations du taux de change effectif réel tiennent donc compte à la fois de l'évolution du taux de change nominal et du différentiel d'inflation vis-à-vis des partenaires commerciaux.

Dans l'analyse de la politique monétaire comme dans l'analyse des marchés, l'avantage est qu'il serve à diverses fins: comme mesure de la compétitivité internationale, comme composantes des indices des conditions monétaires et financières, comme indicateur de la transmission des chocs externes et comme objectif intermédiaire de la politique monétaire. Concernant les autres variables d'intérêt, les résultats sont semblables à ceux du modèle de base.

Taux de change réel bilatéral entre la zone euro et le Maroc

**Figure 3.** Les réponses impulsionnelles des différentes variables d'intérêt à un choc de taux de change



## 7. Conclusion

Dans cet article, les effets des variations du taux de change réel sur la production réelle ont été analysés à l'aide de données trimestrielles allant de 1995T1 à 2019T1. Pour la première fois, un tel travail est fait sur la dépréciation du dirham marocain, nous présentons les résultats empiriques obtenus à l'aide d'un modèle VAR avec des restrictions de signe. Nous avons établi ce type de modèle pour un petit sous-ensemble de variables permettant d'identifier le choc de taux de change. Comme résultat, il nous paraît important de noter que le compte courant présente le phénomène connu sous le nom de "courbe en J", c'est-à-dire qu'en réponse à la dépréciation du taux de change, le compte courant se détériore dans un premier temps, marginalement significative (statistiquement), avant de s'améliorer pour finalement atteindre l'équilibre de long terme (Bahmani-Oskooee and Ratha, 2004; Bahmani-Oskooee and Hegerty, 2010, Bahmani Oskooee et al., 2013). Globalement, nos résultats montrent qu'il y a eu une récession profonde et une forte inflation dans l'économie marocaine à la suite de la dépréciation du dirham. Nos résultats donnent à penser que les autorités monétaires ont réagi immédiatement aux chocs de taux de change en augmentant leur taux d'intérêt. Toutefois, ces mesures semblent avoir eu un impact limité sur l'atténuation des effets déflationnistes. Tout l'enjeu pour les autorités monétaires est donc d'agir préventivement afin d'éviter que l'économie ne tombe dans la déflation. De même, nos constatations montrent que le choc de taux de change se transmet principalement à l'activité économique et à l'inflation par les variations des importations. Cette situation est compatible avec la forte dépendance du Maroc à l'égard des importations et aux résultats de Kandil (2015), qui examine comment les fluctuations du taux de change se transmettent à l'économie réelle dans les pays développés et en développement. En résumé, plusieurs conclusions se dégagent : (a) Au moment de la dépréciation réelle, la production a peu à voir avec l'amélioration du compte courant; (b) Le Maroc est assez homogène en ce sens que la balance courante s'améliore généralement tandis que la production diminue, ce qui est compatible avec les corrélations négatives uniformes entre le taux de change réel et la production aux retards négatifs.

## Références bibliographiques

- Ahmed, S., Gust, C., Kamin, S. B., & Huntley, J. (2002), " A Comparison of Selected Emerging and Industrial Economies". <https://doi.org/10.2139/ssrn.333403>
- An, L., Kim, G., & Ren, X.(2014). "Is Devaluation Expansionary or Contractionary : Evidence Based on Vector Autoregression with Sign Restriction". *Journal of Asian Economics*. <http://dx.doi.org/10.1016/j.asieco.2014.03.003>
- Armington, P. (1969),"A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production". *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 16(1), 159-178. [doi:10.2307/3866403](https://doi.org/10.2307/3866403)
- Bahmani-Oskooee , M., &Ratha, A. (2004),"The J-Curve: A literature review". *Applied Economics*, 36(13), 1377–1398. <https://doi.org/10.1080/0003684042000201794>
- Bahmani-Oskooee, M., &Gelan, A. (2013),"Are Devaluations Contractionary in Africa?"*Global Economic Review*, 42(1), 1–14. <https://doi.org/10.1080/1226508X.2013.769798>
- Bahmani-Oskooee, M., &Kandil, M. (2009),"Are devaluations contractionary in MENA countries?"*Applied Economics*, 41(2), 139–150. <https://doi.org/10.1080/00036840600994195>
- Bjørnland, H. C., & Halvorsen, J. I. (2014), "How does Monetary Policy Respond to Exchange Rate Movements? New International Evidence: Analysis of monetary policy response to exchange rate movements". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(2), 208–232. <https://doi.org/10.1111/obes.12014>
- Blanchard, O., & Quah, D. (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". *The American Economic Review*, 79(4), 655-673. <http://www.jstor.org/stable/1827924>
- Boyer, R. (1978), "Optimal Foreign Exchange Market Intervention". *Journal of Political Economy*, 86(6), 1045–1055.<http://dx.doi.org/10.1086/26072>
- Canova, F., & Pina, J. (2000), "Monetary policy misspecification in VAR models". *Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra*.<https://doi.org/10.2139/ssrn.224529>
- Carlos F. Díaz Alejandro. (1963), "A Note on the Impact of Devaluation and the Redistributive Effect". *Journal of Political Economy*, 71(6), 577-580.<http://www.jstor.org/stable/1828441>
- Cooper, R. N. (1971)," Currency devaluation in developing countries". *International Finance Section, Princeton University*.
- Faust, J., & Leeper, E. (1997),"When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results?" *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(3), 345-353.[doi:10.2307/1392338](https://doi.org/10.2307/1392338)
- Frankel, J. (2005),"Mundell-Fleming Lecture: Contractionary Currency Crashes in Developing Countries". *IMF Staff Papers*, 52(2), 149-192.<http://www.jstor.org/stable/30035893>



- Fry, R., & Pagan, A. (2011), "Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review". *Journal of Economic Literature*, 49(4), 938-960.  
<http://www.jstor.org/stable/23071662>
- Granville, B., & Mallick, S. (2010), "Monetary Policy in Russia: Identifying exchange rate shocks". *Economic Modelling*, 27(1), 432–444.<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.10.010>
- Gylfason, T., & Schmid, M. (1983), "Does Devaluation Cause Stagflation?" *Canadian Journal of Economics*, 16(4), 641–654.<https://ideas.repec.org/r/cje/issued/v16y1983i4p641-54.html>
- Kamin, S. B., & Rogers, J. H. (2000), "Output and the real exchange rate in developing countries: An application to Mexico". *Journal of Development Economics*, 61(1), 85–109.[https://econpapers.repec.org/article/eedeveco/v\\_3a61\\_3ay\\_3a2000\\_3ai\\_3a1\\_3ap\\_3a85-109.htm](https://econpapers.repec.org/article/eedeveco/v_3a61_3ay_3a2000_3ai_3a1_3ap_3a85-109.htm)
- Kandil, M. (2015), "The Adverse Effects of Real Exchange Rate Variability in Latin America and the Caribbean". *Journal of Applied Economics*, 18(1), 99–120. [https://doi.org/10.1016/S1514-0326\(15\)30005-2](https://doi.org/10.1016/S1514-0326(15)30005-2)
- Khan, M. S., & Choudhri, E. U. (2004), "Real Exchange Rates in Developing Countries: Are Balassa-Samuelson Effects Present?" *IMF Working Papers*, 04(188), 1.<https://doi.org/10.5089/9781451859591.001>
- Kim, Y., & Ying, Y.-H. (2007), "An empirical assessment of currency devaluation in East Asian countries". *Journal of International Money and Finance*, 26(2), 265–283.  
<https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2006.11.004>
- Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2018), "International Economics: Theory and Policy", 11th Edition | Pearson. <https://www.pearson.com/us/higher-education/program/Krugman-International-Economics-Theory-and-Policy-RENTAL-EDITION-11th-Edition/PGM1838559.html>
- Krugman, P., & Taylor, L. (1978), "Contractionary effects of devaluation". *Journal of International Economics*, 8(3), 445–456.[https://doi.org/10.1016/0022-1996\(78\)90007-7](https://doi.org/10.1016/0022-1996(78)90007-7)
- Lizondo, J. S., & Montiel, P. (1989), "Contractionary Devaluation in Developing Countries: An Analytical Overview". *IMF Staff Papers*, 36(1), 182–227.<https://doi.org/10.2307/3867174>
- Mejia-Reyes, P., Osborn, D., & Sensier, M. (2010), "Modelling real exchange rate effects on output performance in Latin America". *Applied Economics*, 42(19), 2491–2503.  
[DOI: 10.1080/00036840701858117](https://doi.org/10.1080/00036840701858117)
- Mountford, A. and Uhlig, H. (2009), "What are the effects of fiscal policy shocks?". *J. Appl. Econ.*, 24: 960-992. <https://doi.org/10.1002/jae.1079>
- Mundell, R. (1963), "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates". *The Canadian Journal of Economics and Political Science / Revue Canadienne D'Economie Et De Science Politique*, 29(4), 475-485.[doi:10.2307/139336](https://doi.org/10.2307/139336)
- Peersman, G. (2005), "What caused the early millennium slowdown? Evidence based on vector autoregressions". *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 185–207.<https://doi.org/10.1002/jae.832>

- Rafiq, M. S., & Mallick, S. K. (2008), "The effect of monetary policy on output in EMU3". *Journal of Macroeconomics*, 30(4), 1756–1791. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2007.12.003>
- Rudebusch, G. (1998), "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?" *International Economic Review*, 39(4), 907-931. [Doi:10.2307/2527344](https://doi.org/10.2307/2527344)
- Sims, C. A. (1988), "Bayesian skepticism on unit root econometrics". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 463–474. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90050-4](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90050-4)
- Svensson, J. (2000), "Foreign aid and rent-seeking". *Journal of International Economics*, 51(2), 437–461. <https://doi.org/10.1177/0143831X00212009>
- Turner, P., & Dack, J. V. 't. (1993), "Measuring international price and cost competitiveness". *Bank for International Settlements, Monetary and Economic Dept.*
- Uhlig, H. (2005), "What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic Identification procedure". *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381-419. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.05.007>