

Le Pass-Through du taux de change sur l'inflation au Maroc

Exchange Rate Pass-Through to inflation in Morocco

Hicham ASSALIH

Laboratoire des sciences économiques et politiques publiques, Faculté d'Économie et de Gestion, Université Ibn Tofail, Kénitra, Maroc.

Hiba BISSOUG

Laboratoire des sciences économiques et politiques publiques, Faculté d'Économie et de Gestion, Université Ibn Tofail, Kénitra, Maroc.

Résumé. L'objet de ce papier est de décortiquer le Pass-Through des fluctuations du taux de change sur l'indice des prix à la consommation (IPC) au Maroc, autrement dit, d'analyser la réponse des prix nationaux suite à une variation du taux de change durant la période 1980-2022, et de même, d'enrichir la littérature empirique déjà réalisée via un autre essai de modélisation mené par nos soins. A cet effet, nous adopterons une modélisation économétrique basée sur le modèle VAR structurel avec quatre variables à savoir : le taux de change effectif nominal (TCEN), l'indice des prix à la consommation (IPC), la masse monétaire (MM), le prix du pétrole (BRENT), et l'output gap. La transmission des changements du taux de change à l'économie nationale serait incomplète, un constat qui ne peut que faciliter la phase de transition vers un régime de change plus flexible, tout en préservant l'objectif de Bank Al Maghrib étant la stabilité des prix.

Mots-clés: *Taux de change ; Inflation ; Masse monétaire ; Prix de pétrole ; Output gap.*

Abstract. The aim of this paper is to dissect the Pass-Through of exchange rate fluctuations on the consumer price index (CPI) in Morocco, in other words, to analyze the response of national prices to a variation in the exchange rate over the period 1980-2022, and at the same time to enrich the empirical literature already produced via another modeling trial carried out by ourselves. To this end, we adopt an econometric model based on the structural VAR model with four variables: nominal effective exchange rate (NEER), consumer price index (CPI), money supply (MM), oil price (BRENT) and output gap. The transmission of changes in the exchange rate to the national economy would be incomplete, an observation which can only facilitate the transition phase towards a more flexible exchange rate regime, while preserving Bank Al Maghrib's objective of price stability.

Keywords: *Exchange Rate; Inflation; Money supply; Oil price; Output gap.*

1. Introduction

Dans le contexte international actuel, marqué par le retour de l'inflation à des niveaux élevés en 2022, les variations du taux de change pourraient nourrir davantage les pressions inflationnistes en cas de dépréciation importante de la monnaie. Il peut s'en suivre un cercle vicieux de hausse des prix qui pourrait compromettre la stabilité des prix. Investiguer le degré de transmission des variations du taux de change aux prix devient alors un impératif pour la formulation et la bonne conduite de la politique monétaire. Aussi, dans la perspective d'un assouplissement plus accru du régime de change, le lien entre le taux de change et l'inflation deviendrait plus prononcé et davantage complexe, nécessitant un monitoring en continu, notamment après l'adoption du ciblage d'inflation. Cette relation entre le taux de change et l'inflation est désignée dans la littérature par le concept du pass-through du taux de change (Exchange rate pass-through, ERPT), ce dernier est défini comme étant la variation en pourcentage du prix des importations qui résulte d'une variation de 1% du taux de change.

Il est largement admis que le coefficient du pass-through est un input important pour la prévision de l'inflation et par conséquent de la conduite de la politique monétaire. Dans ce sens, les banques centrales ayant adopté le ciblage de l'inflation sont contraintes d'expliquer au public la déviation de l'inflation par rapport à sa cible. Et si le taux de change constitue une source de grande volatilité de l'IPC, qui est susceptible de réduire la capacité de la banque centrale à atteindre son objectif, celle-ci est amenée à suivre de très près l'évolution du pass-through

Les premières lois et théories qui essaient d'étudier la relation entre le taux de change et le niveau des prix celles de la loi de prix unique et de la parité de pouvoir d'achat. Ces théories annoncent une transmission complète des variations de taux de change aux indices des prix pour tous les pays. Alors que les études empiriques découvrent un degré incomplet dans la plupart des économies avec un degré de pass-through le plus élevé enregistré par les économies émergentes [Voir Goldfajn et Werlang, 2000]. Plusieurs déterminants d'ordre macro et microéconomique peuvent expliquer la diversité au niveau de l'ampleur de la transmission entre les pays tels que le degré d'ouverture, le régime de taux de change, l'élasticité de la demande, l'existence d'un système de compensation....

Il est d'un intérêt particulier de mesurer l'ampleur du PT dans le contexte particulier du Maroc. En plus du déficit marquant de recherches sur cet aspect, cette investigation empirique revêt, de notre point de vue, une importance cruciale pour les principales considérations suivantes. D'abord, parce que l'économie marocaine est une petite économie affichant aujourd'hui un taux d'ouverture élevé de 99% du PIB. Ceci l'expose naturellement à des chocs exogènes divers et fait de la gestion du taux de change une variable déterminante dans la stabilisation macroéconomique, voire dans certains cas dans le renforcement de la compétitivité-prix. Deuxièmement, du fait que le pays vient de consacrer sa politique de libéralisation des prix, avec le démantèlement du mécanisme de soutien des prix des produits pétroliers, qui permettait d'amortir les effets des fluctuations des prix à l'importation aux prix à la consommation. Il va sans dire que cette mesure serait de nature à renforcer la transmission des variations des prix à l'international vers les prix intérieurs. Troisièmement, le passage actuel vers un régime de change plus flexible serait de nature à amplifier les fluctuations du cours de dirham et, par ricochet, les prix à l'importation. La conjonction de ces facteurs, serait de nature à amplifier les mouvements de change et aviver, ainsi, les tensions inflationnistes importées et anticipées.

Cet article vise à fournir une estimation robuste et actualisée de l'ampleur de l'ERPT aux prix au Maroc en recourant à des méthodologies en forme réduite et structurelle largement mobilisées dans la littérature empirique, tout en les adaptant au contexte marocain. Constituant un intrant important dans la conduite de la politique monétaire au Maroc, notre travail est parmi les rares investigations actualisées de l'évolution du degré de transmission du taux de change aux prix au Maroc, en tenant compte à la fois de la libéralisation des prix des produits énergétiques, l'entrée en vigueur de la réforme de flexibilisation du dirham et la survenance de la récente pandémie du Covid-19.

A cet effet, il est judicieux de poser la problématique suivante : Dans quelle mesure les fluctuations du taux de change peuvent-elles influencer l'inflation au Maroc ?

Nous proposons les hypothèses suivantes afin de tirer des résultats fiables sur notre problématique de recherche :

- H1 : Le TCEN est un canal de transmission des chocs externes.
- H2 : Les fluctuations du taux de change impactent le niveau général des prix au Maroc.

Cet article est structuré comme suit. En premier lieu, on présentera une synthèse de la littérature théorique et empirique du Pass-through du taux de change. En deuxième lieu, on tente d'évaluer, à l'aide d'un modèle VAR structurel, le degré du Pass-through au Maroc et ce, à partir des données de la période allant du 1980 au 2022. En dernier lieu, on analyse les

principaux résultats de la transmission des chocs du taux de change vers l'indice des prix à la consommation.

2. Revue de la littérature

La littérature disponible sur les déterminants du PT semble comprendre deux approches opposées. La première, d'ordre micro-économique, explique le degré de transmission des variations du taux de change aux prix intérieurs par les stratégies des acteurs et les caractéristiques structurelles du commerce international. La deuxième approche de nature macroéconomique, met davantage l'accent sur les rigidités nominales et les cadres de politique monétaire et de change en tant que déterminants de premier plan du niveau du PT.

a. Les déterminants micro-économiques du pass-through

i. Le rôle des monnaies de facturation

L'ampleur de la transmission du taux de change aux prix des biens exportés et importés, le « pass-through » se répercute sur l'inflation, dans la mesure où les prix à la consommation sont en partie influencés par les prix des biens importés et ces derniers, à leur tour, dépendent entre autres des mouvements du taux de change. La prise en compte des monnaies de facturation est importante pour analyser cette transmission. Lorsque les biens importés sont facturés dans la monnaie de l'exportateur, la dépréciation du taux de change de l'importateur rend les biens importés plus chers en monnaie locale. En revanche, lorsque les prix sont facturés dans la monnaie de l'importateur, ils ne varient pas à court terme et sont qualifiés de « rigides ». Autrement dit, la dépréciation du taux de change influe peu sur le prix des biens importés. La facturation des transactions internationales dans une monnaie « véhicule », par exemple le dollar américain (US) – lorsque ni l'exportateur ni l'importateur ne sont localisés aux États-Unis –, modifie également la transmission des chocs de taux de change aux prix à l'importation (Gopinath et Itskhoki, 2021)

ii. La discrimination par les prix / Pricing to market

Dornbusch (1987) et Krugman (1987) ont été les premiers à étudier pourquoi les variations du taux de change ne se transmettent pas totalement aux prix. Selon ces auteurs, ce phénomène s'explique par l'adoption d'un comportement de "Pricing to market" par les entreprises sous concurrence imparfaite.

Le PTM (Pricing to market) signifie que des entreprises, dotées d'un pouvoir de marché, discriminent entre marchés en choisissant un prix de vente spécifique au marché de destination. En effet, dans un cadre d'incertitude sur le niveau futur du taux de change et de concurrence imparfaite, les firmes exportatrices peuvent adopter une stratégie de pass-through incomplet. Laisser les prix étrangers s'ajuster aux variations de change introduit en effet un risque de demande pour la firme, qui ne peut pas prévoir la quantité qu'elle devra produire lorsque les prix en monnaie locale sont sensibles aux chocs de change. Lorsque ce risque de demande est élevé, les entreprises exportatrices peuvent absorber une partie des variations du taux de change dans leurs marges plutôt que de les laisser se répercuter sur les prix en monnaie locale. La part des variations de change absorbée par les exportateurs dépendra alors de différents paramètres structurels comme l'élasticité perçue de la demande, le pouvoir de marché de la firme sur le marché destinataire, etc.

Un résultat important qui ressort de la littérature est que le degré de discrimination par les prix dépend du taux de marge bénéficiaire de l'entreprise¹. Plus particulièrement, si ce taux est constant, il n'y a pas de discrimination, de sorte que les prix des biens importés varient dans la même proportion que le taux de change. Par contre, si la marge bénéficiaire de l'entreprise décroît à mesure que ses prix augmentent, cette dernière choisira la méthode de la

¹ Ce résultat a aussi été démontré notamment par Dornbusch (1987), Krugman (1987) et Marston (1990).

discrimination par les prix, de sorte que la transmission des variations du taux de change aux prix des biens importés ne pourra être complète². À titre d'illustration, supposons une dépréciation de la monnaie d'un pays. Dans ce cas, comme le prix en monnaie nationale du bien étranger est majoré, l'entreprise étrangère exportatrice est incitée à réduire sa marge. Par conséquent, la hausse du prix du bien importé est moindre que la dépréciation de la monnaie du pays en question.

iii. Coût d'ajustement des prix

Les coûts d'ajustement des prix peuvent aussi expliquer pourquoi le degré de transmission a tendance à être faible lorsque l'on ne croit pas que l'appréciation ou la dépréciation du taux de change sera durable. De fait, une entreprise désireuse de transmettre une variation temporaire du taux de change à ses prix devra modifier ceux-ci deux fois dans une courte période de temps. Si les avantages qu'elle peut tirer de ces modifications de prix sont inférieurs aux coûts d'ajustement des prix qu'elle doit assumer, les prix des biens importés resteront inchangés et le degré de transmission sera nul.

Si, par exemple, les exportateurs ne peuvent pas étendre leurs ventes sur un marché sans encourir des coûts élevés de marketing et de distribution, ils n'ajouteront pas les quantités si cette capacité ne peut pas être produite. Les quantités et les prix s'ajusteront une fois que l'infrastructure sera en place (Krugman, 1987)

Bailliu et Bouakez (2004) affirment aussi de leur côté que « Si les avantages que les firmes peuvent tirer des modifications des prix sont inférieurs aux coûts d'ajustement des prix qu'elles doivent assumer, les prix des biens importés resteront inchangés et le degré de transmission sera nul ». Les entreprises préfèrent ainsi absorber tous les mouvements du taux de change dans leurs marges bénéficiaires.

iv. Les parts de marché

La transmission des taux de change aux prix (ERPT) diminue avec l'augmentation des parts de marché des exportateurs, car les entreprises ayant un pouvoir de marché plus élevé ont tendance à ajuster leurs marges en réponse aux variations des taux de change afin de maintenir constantes leurs parts de marché. En d'autres termes, lorsque la concurrence est faible, la transmission des taux de change aux prix est également faible. Dans une concurrence monopolistique, tant les exportateurs très petits que les très grands ne subiront qu'un impact limité sur leur part de marché en modifiant leurs prix, et ils transmettraient donc la plupart des mouvements des taux de change aux prix de vente. Selon Berman et al. (2012) et Amity et al. (2014) la transmission des taux de change aux prix d'importation et aux prix à la consommation diminue à mesure que la performance d'un exportateur s'améliore, mesurée par sa part de marché selon Feenstra et al. (1996). Plus récemment, Auer et Schoenle (2016) ont suggéré que la relation entre la transmission des taux de change aux prix et le pouvoir de marché est en réalité en forme de U, car les exportateurs très petits et très grands transmettraient entièrement les mouvements des taux de change aux prix de vente. Devereux et al. (2017) confirment cette relation en forme de U et constatent également que la transmission des taux de change aux prix diminue à mesure que la part de marché de l'importateur augmente.

v. Les rigidités nominales et l'ajustement lent des prix

Des études subséquentes fondées sur celle de Betts et Devereux (1996) ont adopté l'hypothèse d'une certaine rigidité des prix des importations dans la monnaie locale, c'est-à-dire que les prix des importations ne sont pas entièrement préétablis mais mettent un certain temps à s'ajuster. Dans la plupart de ces études, on attribue cette rigidité dans l'ajustement des prix au fait que les entreprises changent peu souvent leurs prix et le font de façon échelonnée, ou encore

² Cette relation s'explique par le désir de l'entreprise de maintenir sa part de marché

aux coûts explicites qu'un tel ajustement entraîne pour elles. Dans ces conditions, l'ampleur de la transmission dépend du degré de rigidité des prix des biens importés : plus ces prix sont rigides dans la monnaie des pays importateurs, plus le degré de transmission est faible.

Pour Devereux et Yetman (2002), la fréquence optimale de rajustement des prix varie avec le régime de politique monétaire. Plus le taux d'inflation moyen et la volatilité du taux de change nominal sont élevés, plus la fréquence de modification des prix retenue par les entreprises est forte pour un coût d'étiquetage donné. Et plus cette fréquence est forte, plus les variations du taux de change se répercutent sur les prix.

b. Les déterminants macro-économiques du pass-through

i. Le régime du taux de change

Dans un régime de taux de change flexible, une faible transmission des variations du taux de change aux prix peut contribuer à stabiliser la production et l'inflation. Devereux (2001) montre que dans une petite économie ouverte présentant un degré élevé de transmission des variations du taux de change aux prix, l'arbitrage entre la volatilité de la production (ou de la consommation) et la volatilité de l'inflation est prononcé quelle que soit la règle de politique monétaire. Une politique qui cherche à stabiliser la production engendre une volatilité élevée du taux de change et, partant, une volatilité marquée de l'inflation. Mais si les variations du taux de change ne se répercutent que lentement sur l'inflation, cet arbitrage est beaucoup moins prononcé. Un régime de changes flottants peut stabiliser la production sans entraîner une forte volatilité de l'inflation. C'est pourquoi un degré faible du pass-through pourrait apporter plus de souplesse dans la conduite d'une politique monétaire indépendante et faciliter la mise en place d'un régime de ciblage de l'inflation (Choudhri et Hakura, 2001).

ii. L'environnement inflationniste

Taylor (2000) a été l'un des premiers à formuler explicitement l'hypothèse que le passage à une faible inflation dans de nombreux pays industrialisés ait réduit le degré de transmission des variations du taux de change aux prix intérieurs. Selon lui, ce degré de transmission est essentiellement fonction de la persistance des chocs de prix et de taux de change, laquelle tend à diminuer dans une économie où le taux d'inflation est bas et où la politique monétaire est davantage crédible.

Choudhri et Hakura (2001), par exemple, ont mis en lumière un canal semblable à celui de Taylor (2000), au sein d'un modèle dynamique d'équilibre général faisant intervenir une concurrence imparfaite et des contrats échelonnés. Dans ce modèle, un climat de faible inflation amène une réduction du degré de transmission, car celui-ci dépend de l'incidence attendue des chocs monétaires sur les coûts actuels et futurs, qui à leur tour sont moins élevés dans un environnement de faible inflation.

Devereux et Yetman (2002) ont également exploré le lien entre le degré de transmission et la politique monétaire au moyen d'un modèle dynamique d'équilibre général. Le degré de transmission y est déterminé par la fréquence des changements de prix effectués par les sociétés importatrices et cette fréquence est fonction du cadre de politique monétaire. Les entreprises des pays dont la politique monétaire est plus crédible (et où, par conséquent, le taux d'inflation moyen est plus bas) ont tendance à modifier leurs prix moins souvent, ce qui se traduit par un degré de transmission plus faible à court terme, mais pas à long terme.

Compte tenu de ce qui précède, il s'avère que la littérature disponible considère que le degré de la transmission des variations du taux de change aux prix dépend des facteurs purement micro-économiques ou des considérations plutôt macro-économiques. Ce clivage a amené certains chercheurs à combiner ces deux facteurs. Campa et Goldberg (2002), montrent, dans ce cadre, que les deux facteurs influent sur les estimations du degré de transmission obtenues au fil du temps dans les pays de l'OCDE. Néanmoins, ce sont les déterminants micro-économiques qui l'emportent sur le long terme.

3. Bref aperçu des études empiriques

McCarthy (1999) a utilisé un modèle VAR expliqué par le prix à l'importation, le prix à la production et le prix à la consommation pour quelques pays avec des données annuelles qui s'étalent de 1976 à 1998. Il a conclu que le Pass-through au prix à la consommation est modeste et qu'il est corrélé positivement avec l'ouverture commerciale du pays et négativement avec la volatilité du taux de change.

Campa et Goldberg (2005) estiment l'ampleur du pass-through sur les prix à l'importation des principaux pays de l'OCDE et aboutissent à une forte hétérogénéité entre pays, les prix à l'importation étant en moyenne moins sensibles aux variations du taux de change dans les pays importateurs les plus riches notamment les Etats-Unis. Ils obtiennent des élasticités de transmission moyennes d'environ 60% à court terme et de 75 % à long terme.

Barhoumi (2004) a estimé le degré de pass-through de LT pour 24 pays tout en adoptant une approche microéconomique. L'auteur a trouvé une hétérogénéité au niveau des coefficients de taux de change pour les prix à l'importation. Il explique ce résultat par les caractéristiques spécifiques à chaque pays.

Michele Ca Zorzi, Elke Hahn et Marcelo Sánchez (2007) ont examiné le degré du PT pour 12 pays émergents de l'Asie ; l'Europe Centrale et de l'Est ; et de l'Amérique Latine dans un modèle VAR. Le résultat c'est que le PT du taux de change au prix à l'importation, et ceux à la consommation est toujours élevé dans les pays émergents comparés aux pays développés. De même il existe une relation positive entre le degré du PT et l'inflation en excluant deux pays de l'échantillon à savoir la Turquie et l'Argentine.

Bouakez et Rebei (2008), en utilisant un modèle structurel d'équilibre général dynamique, ils constatent une tendance baissière de degré de pass-through de taux de change aux prix à la consommation canadiens ces dernières années malgré une transmission stable aux prix à l'importation. Ceci était expliqué par le changement de régime de la politique monétaire canadienne selon des simulations faites par le modèle.

Choudhri et Hakura (2001), pour un échantillon de 71 pays et sur la période 1979-2000, ont trouvé que le pass-through est corrélé positivement avec le taux d'inflation. Le pass-through est incomplet pour la plupart des pays de l'échantillon.

Goldfajn et Werlang (2000), en utilisant un échantillon de 71 pays, ont trouvé que le coefficient de pass-through est d'autant plus élevé que l'horizon temporel de référence est lui-même éloigné. Pour l'ensemble des pays de l'échantillon, il atteint son maximum au bout de 12 mois. Il existe cependant des disparités significatives entre les pays.

Mihaljek et Klau (2008), pour un échantillon de 14 pays émergents, ont trouvé que le degré de transmission des variations du taux de change aux prix à la consommation paraît avoir diminué durant la dernière décennie. Leur étude qui porte sur la période 1994-2006, a permis de montrer que le pass-through est incomplet pour la plupart des pays de l'échantillon, en particulier grâce à l'adoption de régimes de politique monétaire plus crédibles. Le même, résultat est trouvé par Barhoumi et Jouini (2008) sur la base d'une étude menée sur un échantillon de 8 pays en de développement.

Les études empiriques sur le pass-through (PT) du taux de change révèlent une grande hétérogénéité des résultats selon les pays, notamment entre les pays développés et émergents. Le PT est souvent plus élevé dans les pays émergents, où les variations du taux de change affectent davantage les prix. De plus, le degré de transmission dépend des politiques monétaires, avec une plus grande transmission dans les pays ayant des régimes monétaires moins crédibles. En outre, le PT est généralement incomplet, surtout à court terme, mais tend à augmenter à long terme. Les résultats varient également en fonction de la période étudiée, ce qui limite la comparabilité des conclusions. En conclusion, bien que certaines tendances générales puissent être identifiées, le PT reste influencé par des facteurs spécifiques à chaque pays, notamment la politique monétaire et la stabilité économique.

4. Modélisation économétrique

i. Aperçu sur le modèle SVAR

La modélisation SVAR est un prolongement de la modélisation VAR, considérée comme une approche a-théorique, limitée à l'étude de la dynamique des variables sans aucun fondement économique, outre la non prise en compte des effets instantanés entre les variables. L'émergence de ces modèles intervient dans le cadre de trouver un remède à cette principale limite. En effet, la modélisation VAR structurel permet d'intégrer les relations instantanées existantes entre les différentes variables. D'où le passage des innovations canoniques à celles interprétables sur le plan économique.

L'analyse par le modèle SVAR de l'effet du taux de change sur les prix nous permettra d'identifier l'impact d'un choc de taux de change sur l'inflation à l'aide des fonctions de réponses impulsionnelles. De même, elle permet d'examiner les effets des chocs structurels des autres variables macroéconomiques sur l'inflation domestique. Elle va nous permettre aussi de décomposer l'effet des chocs structurels sur l'inflation pour distinguer les chocs sur le taux de change et les autres chocs.

ii. Présentation des variables de l'étude

Dans notre étude, nous utilisons des séries chronologiques couvrant la période 1980-2022 soit 43 observations, à savoir la série du taux de change effectif nominal, de l'inflation, de la masse monétaire, du prix de pétrole et l'output gap. Les données utilisées sont en fréquence annuelle. Les sources des données collectées sont la Banque Mondiale (BM), le Haut-Commissariat au Plan (HCP) et Bank Al Maghrib (BAM).

La période 1980-2022 a été choisie pour garantir une analyse empirique fiable et pertinente, en tenant compte des transformations structurelles de l'économie marocaine et des évolutions du régime de change ainsi que le changement du statut du BAM.

iii. Spécification du modèle :

L'écriture du modèle SVAR sous une forme réduite se présente selon Lütkepohl et Krätzig (2004) comme suit :

$$Y_t = C(L) Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1) \quad \text{avec } E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega \quad \text{et } E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+s}') = 0, \forall s \neq 0$$

Y_t représente le vecteur des variables endogènes, ε_t est le vecteur des erreurs, C une fonction polynomiale d'ordre p , L est l'opérateur retard et Ω la matrice de covariance des erreurs de l'équation (1). Ainsi, dans le cadre du présent travail :

$$Y_t = [\text{BRENT}, \text{TCEN}, \text{IPC}, \text{MM}, \text{OP_GAP}]'$$

Le choix des variables est inspiré des travaux de Sims et Zha (1998) et Berkelmans (2005), le TCEN a été introduit vu que l'économie nationale est une petite économie ouverte qui échange des biens avec le reste du monde, l'IPC mesure l'évolution de l'inflation, le prix de pétrole mesure l'évolution des prix des hydrocarbures importés, la masse monétaire M3 est l'agrégat monétaire le plus large permettant à BAM de mesurer l'évolution de l'inflation, l'output gap a été introduit pour apprécier la contribution des chocs monétaires à la variabilité de l'activité économique. Il est calculé à travers la formule suivante, en se basant sur le filtre Hodrick-Prescott (HP) afin de calculer le PIB potentiel :

$$\text{Output gap} = \frac{\text{PIB réel} - \text{PIB potentiel}}{\text{PIB potentiel}}$$

A l'instar d'Amisano et Giannini (1997), l'écriture structurelle du modèle SVAR est déduite en multipliant l'équation (1) par le produit matriciel $B^{-1}A$:

$$B^{-1}A Y_t = B^{-1}A C(L) Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Avec $B^{-1}A \varepsilon_t = u_t$ impliquant $A\varepsilon_t = Bu_t$

u_t représente le vecteur des chocs structurels dont les composantes sont orthonormées, autrement dit, la matrice de covariance de u_t est une matrice identité : $E(u_t, u_t') = I$

La condition d'orthogonalité impose que les matrices A et B vérifient la condition suivante :
 $A\Omega A' = BB'$

L'identification de la forme structurelle consiste à introduire des restrictions sur les matrices A et B en se basant sur le test de causalité de Granger et en s'appuyant sur les soubassements théoriques à l'instar des travaux de Sims et Zha (1998) et Berkelmans (2005). Par principe, le nombre minimal de ces restrictions notées « n » à imposer à un système SVAR pour une juste identification de ses paramètres est donné par la formule: $n = \frac{k(k-1)}{2}$ (avec k : nombre de variables endogènes dans le système).

iv. Test de stationnarité

La propriété de stationnarité des séries temporelles des variables citées supra est testée par l'ADF (Augmented Dickey-Fuller) et Philips Perron (PP) en utilisant le logiciel Eviews10. Les résultats obtenus nous montrent que toutes les variables objet de notre étude sont stationnaires en première différence au seuil de 5%, à l'exception de l'output gap étant stationnaire en niveau, par conséquent, nous rejetons l'hypothèse nulle stipulant l'existence de racine unitaire dans le système (voir annexe 1).

Tableau 1 : Résultat du test de stationnarité

Variables	Test d'ADF		Test de PP	
	t-Statistique	Prob.	t-Statistique	Prob.
DLTCEN	-4,051	0,0003	-3,982	0,0036
DIPC	-3,273	0,0228	-3,241	0,0246
DLMM	-3,697	0,0078	-3,603	0,010
OP_GAP	-8,673	0,000	-8,095	0,000
DLBRENT	-5,150	0,0001	-6,183	0,000

Source : résultats obtenus à partir d'Eviews10

v. Détermination du lag optimal

Tableau 2 : choix du lag optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-25,66	NA	3,19e-06	1,533	1,744*	1,609*
1	3,816	50,116*	2,58e-06*	1,309*	2,575	1,767
2	24,62	30.17	3.38e-06	1.52	3.84	2.36

Source : résultats obtenus à partir d'Eviews10

Nous remarquons que les critères d'information cités dans le tableau 2 indiquent des résultats distincts (annexe 2). Pour remédier au problème de la détermination du lag optimal, nous avons recouru au test de χ^2 , basé sur le rapport de vraisemblance LR, afin de spécifier le nombre de retards.

Ce rapport suit asymptotiquement, sous l'hypothèse H_0 une loi de distribution de χ^2 de degré de liberté $(p_1-p_0)*n^2$ (p_1-p_0 représente l'écart entre deux retards successifs sous H_0). Par conséquent, le test de ce rapport de vraisemblance permet de rejeter ou d'accepter l'hypothèse H_0 , de ce fait, l'ordre p est opté si H_0 est acceptée.

A cet effet, dans une première étape on calcule les logarithmes de vraisemblance des différents modèles VAR estimés. Le tableau illustre les résultats obtenus.

Tableau 3 : Résultats du test de χ^2

Retard	p=2	p=1	p=0
Log Vraisemblance	24,62	3,82	-25,66
LR	30.17	50,12	-

Vu qu'on dispose de 5 variables dans notre modèle, LR suit une distribution $\chi^2(25)$. D'après le tableau de la distribution χ^2 , la valeur pour un degré de liberté de 25 au seuil de 5% est de 37,65. Le premier test consiste à poser les hypothèses suivantes :
 $H_0 : p = 2$ contre $H_1 : p = 1$. Dans ce cas notre LR = 30,17, alors on accepte l'hypothèse nulle, étant donné que la valeur de LR est inférieure à la statistique de χ^2 au seuil de 5%. Nous retenons donc VAR(2).

vi. Test de Cointégration

Vu que les variables sont intégrées de même ordre I(1), il est nécessaire de procéder au test de Cointégration pour statuer sur l'existence de relations d'équilibre de long terme. Le tableau 3 illustre le test de cointégration de Johansen opéré sur le vecteur de variables au seuil de 5% (annexe 3).

Tableau 4 : Résultat du test de Johansen

Nombre de relations de cointégration	Valeur propre	Test de la Trace		Valeur propre maximale	
		Statistique	Valeur critique	Statistique	Valeur critique
Aucune*	0.590804	70.905	69.8189	34.848	33.8769
Au plus 1	0.386518	36.056	47.8561	19.055	27.5843
Au plus 2	0,225992	17.000	29.7971	9.990	21.1316
Au plus 3	0.097050	7.009	15.4947	3.981	14.2646
Au plus 4	0.074717	3.028	3.8415	3.028	3.8415

Source : résultats obtenus à partir d'EvIEWS10

Au regard de ce qui précède, nous constatons que les séries temporelles sont intégrées d'ordre 1 et cointégrées (existence d'une relation de cointégration), ce qui nous permet d'opter pour le modèle SVAR, et ce, conformément aux travaux de Sims (1992) et Zha et al. (1997).

L'interprétation des différents chocs structurels se présentent comme suit : les chocs sur le taux de change et la masse monétaire représentent des chocs de politique monétaire, sur l'inflation et le prix de pétrole, des chocs de demande agissant sur les prix, sur l'output gap, des chocs d'offre.

Pour pouvoir introduire les restrictions de CT dans la matrice A (matrice des effets simultanés), nous avons appliqué un test de causalité au sens de Granger entre les variables du modèle, pour éviter le problème de divergence entre les travaux réalisés par les économistes et avoir un modèle plus réaliste. Ce test stipule que si l'hypothèse de nullité des coefficients est vérifiée, cela veut dire qu'il n'existe pas un effet instantané entre deux variables (absence de causalité). Nous effectuons par la suite un test de Fischer, en se basant sur cette hypothèse de nullité (annexe 4).

Tableau 5 : Test de Fisher

Hypothèse nulle	Statistique de Fisher	Prob.	Observation
DIPC ne cause pas DLBRENT	4,885	0,087	Absence de causalité
DLMM ne cause pas DLBRENT	2,636	0,267	Absence de causalité
DLTCEN ne cause pas DLBRENT	3,406	0,182	Absence de causalité
OP_GAP ne cause pas DLBRENT	0,882	0,643	Absence de causalité
DLBRENT ne cause pas DIPC	4,693	0,096	Absence de causalité
DLMM ne cause pas DIPC	6,016	0,049	Présence de causalité
DLTCEN ne cause pas DIPC	9,524	0,008	Présence de causalité
OP_GAP ne cause pas DIPC	7,064	0,029	Présence de causalité
DIPC ne cause pas DLTCEN	1,023	0,599	Absence de causalité
DLMM ne cause pas DLTCEN	0,428	0,807	Absence de causalité
DLBRENT ne cause pas DLTCEN	0,606	0,738	Absence de causalité
OP_GAP ne cause pas DLTCEN	3,473	0,176	Absence de causalité
DIPC ne cause pas DLMM	0,053	0,973	Absence de causalité
DLTCEN ne cause pas DLMM	2,740	0,254	Absence de causalité
DLBRENT ne cause pas DLMM	3,329	0,189	Absence de causalité
OP_GAP ne cause pas DLMM	1,698	0,427	Absence de causalité
DIPC ne cause pas OP_GAP	2,003	0,367	Absence de causalité
DLMM ne cause pas OP_GAP	0,792	0,673	Absence de causalité
DLTCEN ne cause pas OP_GAP	1,276	0,528	Absence de causalité
DLBRENT ne cause pas OP_GAP	0,543	0,762	Absence de causalité

Le tableau ci-dessus nous montre qu'il existe trois relations de causalité à court terme à savoir : la masse monétaire, le taux de change et l'écart de production causent l'inflation. D'où, la retenue de trois restrictions de la juste identification. En s'appuyant sur la théorie économique, nous proposons que le prix de pétrole impacte à court terme le niveau général des prix au seuil de 10%, d'où une restriction de plus et que l'output gap est sensible aux chocs d'autres variables, d'où la retenue de quatre restrictions supplémentaires. Nous retenons donc au total huit restrictions de juste identification du modèle SVAR.

$$Y_t = [\text{BRENT}, \text{TCEN}, \text{IPC}, \text{MM}, \text{OP_GAP}]'$$

$$A = \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} & a_{35} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{vmatrix} \quad B = \begin{vmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{vmatrix}$$

Le test de validation de restriction LR consiste à tester l'hypothèse nulle (les restrictions sont significatives) contre l'hypothèse alternative de rejet de restrictions. D'après la sortie d'Eviews10 la probabilité est de 0.2626 et donc on accepte l'hypothèse nulle stipulant que les restrictions sont significatives au seuil de 5% (annexe 5).

Après avoir identifié les restrictions de CT, il est jugé primordial de procéder aux tests de robustesse du modèle. Le tableau 4 récapitule les résultats des tests d'autocorrélation des résidus de Breusch Godfrey (LM(h)), de normalité de Jarque-Bera (JB(k)) et de l'hétéroscédasticité (annexe 6).

Tableau 6 : Test de diagnostic des résidus

Tests	LM(1)	LM(2)	Hétéroscédasticité		
Autocorrélation des résidus	0,634* (0,8997)	0,547* (0,9542)	326,68* (0,1388)		
Normalité des résidus	c1	c2	c3	c4	c5
	4,228* (0,1207)	3,157* (0,2062)	2,112* (0,3478)	4,605* (0,1000)	4,596* (0,1004)

* : la statistique, () : Prob au seuil de 5%.

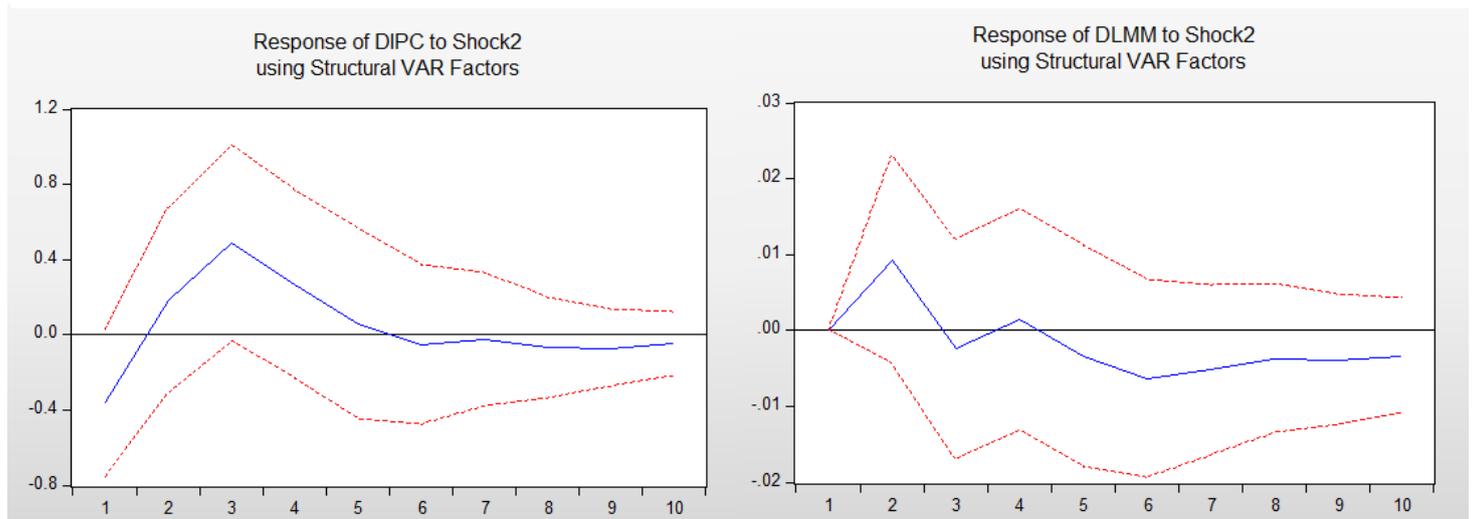
Source : établi par nos soins à partir d'EvIEWS10

Les résultats obtenus des tests montrent que le modèle est bien spécifié. Ainsi, les inverses des racines du polynôme caractéristique autorégressif présentent des modules inférieurs à un et se situent à l'intérieur du cercle unité (voir annexe 6), ce qui montre que le modèle est stable.

vii. Analyse des Fonctions de Réponse Impulsionnelle

La Fonction des réponses impulsionnelles permet d'analyser le Pass-Through de la transmission des fluctuations du taux de change sur l'inflation intérieure, et vice versa. La figure ci-dessous illustre les diverses fonctions de réponse impulsionnelle liant les deux variables endogènes du modèle, à savoir l'IPC et le TCEN (annexe 7).

Figure 1: réponse de l'IPC au choc du TCEN et de la MM



D'après la figure citée ci-haut à gauche, nous constatons qu'un choc favorable du TCEN au cours des trois premières périodes se traduit par une évolution vers le haut de l'IPC. Par la suite, une diminution du TCEN à partir de la moitié de la 3^{ème} période se transmet par la même réaction de l'IPC jusqu'à la 6^{ème} période, avant qu'il tend à se redresser sur le long terme suite à une stabilité relative du TCEN. En effet, ce constat est contre la théorie économique stipulant que toute dépréciation du taux de change donne lieu à un accroissement du niveau général des prix et vice-versa. Le redressement de l'IPC à long terme démontre l'efficacité de la politique monétaire menée par la Bank Al Maghrib, notamment en matière de stabilité des prix.

La figure citée à droite illustre qu'un choc favorable de la masse monétaire, mesurée par l'agrégat M3 depuis 2006 au sein de l'économie marocaine, se traduit par une réaction négative de l'inflation durant la 1^{ère} période, laquelle continue à baisser suite au choc négatif de M3 durant la 2^{ème} période, par la suite, à partir de la 3^{ème} période, tout choc de la masse monétaire se manifeste par la même réaction de l'IPC, avant qu'il tend progressivement à s'atténuer dès la 6^{ème} période. Cela, montre la validité de la théorie économique qui stipule que toute hausse

de la masse monétaire a un effet inflationniste au sein d'une économie.

Le redressement de l'IPC à long terme démontre l'efficacité de la politique monétaire conduite par Bank Al Maghrib ainsi que le degré d'indépendance dont jouit l'Institution financière.

L'objectif de l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle est de décortiquer le Pass-Through du TCEN vers l'IPC, en calculant les réponses cumulées du TCEN et de l'IPC à un choc de TCEN. Le Pass-Through (PT) est calculé en divisant le PT du TCEN au choc de l'IPC sur celui du TCEN au choc du TCEN.

Tableau 7 : Pass-Through du TCEN au choc de l'IPC (1980-2022)

Période	Réponses cumulées de l'IPC au choc du TCEN	Réponses cumulées du TCEN au choc du TCEN	Pass-Through
1	-0,005399	0,026183	-0,206202498
2	-0,009106	0,038066	-0,239216098
3	-0,011129	0,044146	-0,25209532
4	-0,012071	0,047326	-0,255060643
5	-0,012383	0,049045	-0,252482414
6	-0,012346	0,049986	-0,246989157
7	-0,012128	0,050507	-0,240125131
8	-0,01182	0,050797	-0,232690907
9	-0,011476	0,05096	-0,225196232
10	-0,011122	0,051053	-0,217852036

Le signe négatif des valeurs obtenues indique que l'inflation réagit négativement au choc positif du TCEN. Par ailleurs, le tableau démontre un Pass-Through incomplet, vu que les valeurs sont inférieures à 1, qui atteint son pic à la quatrième période après le choc, soit -0,255%. En effet, un choc de 1% du TCEN se traduit par une baisse de l'inflation de -0,255% (annexe 8).

Tableau 8 : Pass-Through du TCEN au choc de l'IPC (1980-2005)

Période	Réponses cumulées de l'IPC au choc du TCEN	Réponses cumulées du TCEN au choc du TCEN	Pass-Through
1	-0,004968	0,028289	-0,17561596
2	-0,009196	0,042202	-0,21790436
3	-0,011121	0,049503	-0,22465305
4	-0,011682	0,053561	-0,21810646
5	-0,011416	0,055838	-0,20444858
6	-0,010716	0,057133	-0,18756235
7	-0,009806	0,057873	-0,16943998
8	-0,008815	0,058299	-0,15120328
9	-0,007813	0,058546	-0,13345062
10	-0,006839	0,058692	-0,11652355

Le tableau 8 illustre les fonctions de réponse impulsionnelle cumulées ainsi que le Pass-Through durant la période 1980-2005. L'inflation diminue en réponse au choc positif du TCEN. Par ailleurs, le Pass-through dégagé est incomplet, atteignant son maximum à la 3^{ème} année. En effet, l'inflation baisse de 0.22% suite au choc favorable de 1% du TCEN.

Tableau 9 : Pass-Through du TCEN au choc de l'IPC (2006-2022)

Période	Réponses cumulées de l'IPC au choc du TCEN	Réponses cumulées du TCEN au choc du TCEN	Pass-Through
1	0	0,009147	0
2	0,000192	0,003951	0,04859529
3	-7,55E-05	0,007443	-0,01014376
4	-1,41E-06	0,005119	-0,00027544
5	-0,000145	0,006681	-0,02170334
6	-0,000133	0,00563	-0,02362345
7	-0,000221	0,006329	-0,03491863
8	-0,000241	0,005852	-0,0411825
9	-0,000307	0,006163	-0,0498134
10	-0,000345	0,005944	-0,05804172

Le tableau 9 révèle les fonctions de réponse impulsionnelle cumulées ainsi que le Pass-Through durant la période 2006-2022. Les résultats obtenus révèlent que l'IPC diminue en réponse au choc positif du TCEN. Par ailleurs, le Pass-through dégagé reste inférieur à 1 et donc son degré de transmission est incomplet, atteignant son maximum à la dernière période. En effet, l'inflation baisse de 0.06% suite au choc favorable de 1% du TCEN.

Ces résultats montrent que les coefficients du Pass-Through sont incomplets durant la période, objet de notre étude, ce qui nous conduit à rejeter l'hypothèse nulle et par conséquent les variations du TCEN impactent le niveau général des prix. De même, le PT a nettement baissé à partir de l'année 2006, ce qui peut être s'expliquer par les nouvelles dispositions du statut de BAM, notamment en matière du renforcement du protocole d'indépendance.

Cette baisse est attribuable à l'ouverture croissante de l'économie nationale, avec un taux d'ouverture atteignant près de 65% en 2014, comparé à 40% en 1990. De plus, la multiplication des accords de libre-échange a permis à l'économie nationale de diversifier ses sources d'approvisionnement, atténuant ainsi le degré d'exposition aux chocs des prix extérieurs.

viii. Décomposition de la variance de l'erreur de prévision

Les résultats obtenus d'Eviews10 révèlent qu'une variation de près de 19,73% des prix est causée à court terme par la variation de masse monétaire (5,39%), de l'output gap (5,20%), du TCEN (4,69%) et des prix de pétrole (4,45%). À long terme une variation d'environ 22,28% de l'inflation est causée respectivement par M3 (7,53%), l'output gap (5,47%), le TCEN (3,39%) et le prix de pétrole (6,10%) (Annexe 9). Par conséquent, le degré d'atteinte de l'objectif final de stabilité des prix peut être influencé par ces chocs. D'où la nécessité pour BAM de contrôler minutieusement sa conduite de politique monétaire au cours du temps pour éventuelles décisions à cet égard.

Les résultats trouvés montrent que le TCEN reste un canal de transmission des chocs externes et que ses changements inattendus impactent, avec la contribution d'autres variables, le niveau général des prix, ce qui nous mène à accepter les hypothèses préposées.

5. Conclusion

Cet article a pour objectif d'analyser l'impact des variations du TCEN sur l'indice des prix à la consommation et donc sur la formation des prix domestiques. S'agissant de l'effet de Pass-Through, l'impact du taux de change sur le comportement des prix domestiques a baissé

nettement depuis 2006. Cette diminution peut s'expliquer par le renforcement de la résilience et la compétitivité de l'économie face aux chocs externes. L'incomplétude du Pass-Through au Maroc est le fruit d'une politique monétaire efficace conduite par l'Institution financière, qui permettrait d'assouplir la transition vers une troisième phase de flexibilité du régime de change. Dans le même cadre, le niveau actuel du Pass-Through permettrait également d'honorer la stratégie du ciblage de l'inflation en maintenant la stabilité des prix comme objectif final.

A cet effet, il est indispensable de mener à bien la politique de change afin de contrôler les mauvaises fluctuations de variables macroéconomiques qui pourraient mettre en cause la performance de l'économie.

En somme, les controverses relatives à l'impact du taux de change sur l'inflation sont encore sans cesse. Les enjeux théoriques importants donnent lieu à de nombreux travaux de recherches futurs et élargir le champ de la recherche scientifique.

6. Bibliographie

- Amiti, M., O. Itskhoki, and J. Konings. 2014. "Importers, Exporters, and Exchange Rate Disconnect." *American Economic Review*
- Auer R.A. et al.(2016). Market structure and exchange rate pass-through. *Journal of International Economics*, Vol 98, p 60-77
- Bailliu, J., & Bouakez, H. (2004). Exchange Rate Pass-Through in Industrialized Countries. *Bank of Canada Review Bank of Canada*, vol. 2004(Spring) , 19-28.
- Barhoumi, K. (2004). Exchange Rate Pass-Through Into Import Prices In Developing Countries: An Empirical Investigation," *Economics Bulletin, AccessEcon*, vol. 28(10), p 1.
- Barhoumi, K., Jouini, J. (2008). Revisiting the Decline in the Exchange Rate Pass-Through: Further Evidence from Developing Countries. *Banque de France Working Paper No. 213*
- Berman, N., Martin, P., & Mayer, T. (2012). How do different exporters react to exchange rate changes. *Quarterly Journal of Economics*, 127(1), 437–492
- Betts, C., & Devereux, M. (1996). The exchange rate in a model of pricing-to-market. *European Economic Review* vol. 40, issue 3-5 , 1007-1021.
- Bouakez, H., Rebei, N. (2008). Has exchange rate pass-through really declined? Evidence from Canada. *Journal of International Economics*, vol. 75, issue 2, 249-267
- Ca'Zorzi, M., Hahn, E., & Sánchez, M. (2007). Exchange rate pass-through in emerging markets. No 739, *European Central Bank Working Paper*
- Campa, J. M., Goldberg, L. S., & González-Mínguez, J. M. (2005). Exchange-Rate Pass-Through to Import Prices in the Euro Area. *National Bureau of Economic Research* , 1-39.
- Campa, J., & Goldberg, L. (2005). Exchange Rate Pass-Through into Import Prices. *The Review of Economics and Statistics* vol. 87, issue 4 , 679-690.
- Choudhri E.U. et Hakura D. (2001), « Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter? », *IMF Working Paper*, WP/01/194.
- Choudhri, E., & Hakura, D. (2015). The exchange rate pass-through to import and export prices: The role of nominal rigidities and currency choice. *Journal of International Money and Finance* Volume 55 , 240-259.
- Devereux, M. B., & Engel, C. (2003). Monetary Policy in the Open Economy Revisited: Price Setting and Exchange-Rate Flexibility. *The Review of Economic Studies*, Volume 70, Issue 4 , 765–783.
- Devereux, M. B., & Yetman, J. (2002). Price-Setting and Exchange Rate Pass-Through: Theory and Evidence. *Document de travail HKIMR n ° 22/2002* , 1-25.

- Devereux, Michael B. & Dong, Wei & Tomlin, Ben, 2017. "Importers and exporters in exchange rate pass-through and currency invoicing," *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 105(C), pages 187-204.
- Dornbusch, R. (1987) Exchange Rates and Rrices. *American Economic Review*, 77, 93-106.
- Feenstra, Robert C., 1989. "Symmetric pass-through of tariffs and exchange rates under imperfect competition: An empirical test," *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 27(1-2), pages 25-45, August
- Goldberg, P. K., & Knetter, M. M. (1997). Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? *Journal of Economic Literature* Vol. 35, No. 3 , pp 1243-1272
- Goldfajn, I., & Werlang, S. R. (2000). The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study. Banco Central de Brasil Working Paper No. 5 , 1-44
- Krugman, P. R. (1987). Is Free Trade Passe? *JOURNAL OF ECONOMIC PERSPECTIVES* VOL. 1, NO. 2 , pp: 131-144.
- McCarthy,J. (1999). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialised economies No 79, Bank for International Settlements
- Mihaljek, D., Klau, M. (2008). Exchange rate pass-through in emerging market economies: what has changed and why? A chapter in *Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies*, vol. 35, pp 103-130 from Bank for International Settlements
- Taylor, J. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review* vol. 44, issue 7 , 1389-1408.