

Les répercussions du taux de change sur le taux d'inflation au Maroc : investigation empirique (1980-2019)

The impact of the exchange rate on inflation rate in Morocco: empirical investigation (1980-2019)

Jamaa Anoualigh, (Enseignant-Chercheur)

*Laboratory of Studies and Applied Research in Economic Sciences
Ibn Zohr University of Agadir, Morocco*

Mustapha Elmarzoqi, (Chercheur)

Sultan Moulay Slimane University of Beni Mellal, Morocco

Abdeljabbar Abdouni, (Enseignant-Chercheur)

*Laboratory of Research in Theoretical and Applied Economic
Hassan First University of Settat, Morocco*

| | |
|-------------------------------------|---|
| Adresse de correspondance : | Faculté d'Economie et de Gestion AV.Abou Maachar ALbalkhi-Route de Lagsabi-Guelmim Université Ibn Zohr (Agadir) Guelmim Code postal 81 000 Télé : 0528-77-04-69 j.anoualigh@uhp.ac.ma.com |
| Déclaration de divulgation : | Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude. |
| Conflit d'intérêts : | Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts. |
| Citer cet article | Anoualigh, J., Elmarzoqi, M., & Abdouni, A. (2021). Les répercussions du taux de change sur le taux d'inflation au Maroc : investigation empirique (1980-2019). <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 2(4), 444-458. https://doi.org/10.5281/zenodo.5146562 |
| Licence | Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND |

DOI: 10.5281/zenodo.5146562
Received: June 22, 2021

Published online: July 29, 2021

Les répercussions du taux de change sur le taux d'inflation au Maroc : investigation empirique (1980-2019)

Résumé :

Cet article a pour objectif d'analyser empiriquement les répercussions du taux de change sur l'inflation au Maroc. La recherche de compétitivité de l'économie au niveau international et le maintien de la stabilité financière sont des axes prioritaires des pays en voie de développement. En effet, la variable taux de change est devenue une des controverses des politiques monétaires. Cette variable prise en compte dans la détermination du niveau de l'inflation. Cela nous amène à traiter la notion de l'ERPT "Exchange-rate pass through" comme un indicateur de la réactivité des prix internationaux aux changements des taux de change. En utilisant des données couvrant la période 1980-2019 analysée à l'aide du modèle ARDL, les estimations ont montré que le taux de change exerce un effet significatif négatif sur l'inflation au Maroc. Ainsi, l'échange-rate pass through apparaît toujours comme une variable importante de l'inflation sur le long terme.

Mots clés : Exchange-rate, Pass Through, ARDL, Politique monétaire, Maroc.

Classification JEL: D51, F31, E31

Type de l'article : Recherche appliquée

Abstract :

The objective of this paper is to empirically analyze the impact of the exchange rate of inflation in Morocco. The search for competitiveness of the economy at the international level and the maintenance of financial stability are priorities in developing countries. Indeed, the rate of exchange variable has become one of the controversies of monetary policies. This variable is taken into account in determining the level of inflation. This leads us to treat the notion of ERPT "Exchange-rate pass through" as an indicator of the responsiveness of international prices to changes in exchange rates. Using data covering the period 1980-2019 analyzed with the ARDL model, the estimates showed that the exchange rate exerts a significant negative effect on inflation in Morocco. Thus, the exchange-rate pass through still appears as an important variable of inflation in the long run.

Keywords: Exchange-rate pass through, ARDL, Monetary policy, Morocco.

JEL Classification : D51, F31, E31

Paper type: Empirical research

1. Introduction

Au cours de seconde moitié du XX^{ème} siècle, le système monétaire international a vécu des mutations considérables en raison de l'éclatement du régime de Bretton Woods (1944-1971). En conséquence, et pendant cette période, une série de crises économiques est apparue, en raison de l'instabilité des prix. À titre d'exemple, le choc pétrolier en (1973, 1979) et la crise économique asiatique. Le taux d'inflation pendant cette période était parvenu des niveaux inédits, ce qui amène à des dégradations économiques énormes. En réalité, des études ont été lancées dans le but d'éviter, d'anticiper et d'atténuer les incidences de ces instabilités économiques (Jongrim, Stocke, & Hakan, 2020). Ces études ont conclu que la bonne conduite de la politique monétaire nécessite la stabilité du niveau des prix (Ben Cheikha & Ben Zaidb, 2019).

Pendant cette période, le ciblage du taux de change est envisagé parmi les solutions appropriées de pilotage de la politique monétaire. Cependant, la hausse circulation des capitaux dans le monde, les contractions se sont évolué pour la maîtrise de l'inflation et la stabilité des prix. La hausse des mouvements des capitaux entre les pays a conduit à la montée des pressions inflationnistes dans plusieurs pays.

Pour cette raison, la recherche de compétitivité de l'économie au niveau internationale et le maintien d'un niveau de la stabilité financière sont des axes prioritaires des pays émergents. En effet, le taux de change est l'un des indicateurs de la politique monétaire des pays (Kim, Kim, & Parkc, 2020). Cette variable prise en compte dans la détermination de la dynamique de taux d'inflation.

Du point vue théorique, le taux de change nominal est constitue l'un des éléments très essentiels pour une bonne conduite de la politique monétaire préférable au moment que les variations du taux de change touchent les écarts de production ou le niveau d'inflation (Bénassy-Quéré, Boone, & Coudert, 2015). Pour cette raison, cet article traitera la notion de l'ERPT "**Exchange-rate pass through**" comme un indicateur de la réactivité des prix internationaux aux fluctuations des taux de change. Formellement, la transmission des taux de change désigne l'élasticité des prix à l'importation en monnaie locale de chaque pays par rapport au prix en monnaie de devises.

De plus, cet article a pour objectif de répondre à la question suivante : « **Quelles sont les répercussions du taux de change sur l'inflation au Maroc?** ». Autrement dit, nous essayerons de répondre à la question : **Quels sont les effets réciproques des variations du taux d'inflation et du taux de change?**

Dans ce sillage, nous mentionnerons les travaux pionniers expliquent les répercussions du taux de change sur l'inflation. Également les variables explicatives du pass through. En plus, nous utiliserons le modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) pour modéliser la dynamique de long terme et de court terme de la relation entre le taux d'inflation et le taux change au Maroc.

Cet article sera subdivisé en quatre sections. Dans la première section présentera la revue de littérature théorique et empirique de l'Exchange-rate pass through. La deuxième section citera le cadre méthodologique et modèle d'analyse. Et la troisième section présentera la définition de la méthodologie adoptée et les variables utilisées. Enfin, la quatrième section sera à pour objet de l'analyse des résultats.

2. Revue de littérature sur l'Exchange-rate pass through

2.1 Revue de littérature théorique

L'attention qu'a soulevée le thème de l'échange-rate pass-through au cours des dernières années a apporté l'avènement de notable littérature théorique sur cet instrument de transmission.

La nouvelle économie indique que les fluctuations du taux de change se transmettent dans la majorité des scénarios de manière complets et partiels au fil du temps au prix domestique. Dans ce cadre (Goldberg & Knetter, Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?, 1997), ont défini le pass-through du taux de change comme une variation en pourcentage de prix des produits importés qui résulte d'un changement de 1% du taux de change. Aussi, ils ont distingué entre pass-through complet (si le prix des produits importés est égal à celle de taux de change) et le pass-through partiel (le cas contraire). En effet, le pass through partiel a été tenu compte dans plusieurs modèles macroéconomiques qui soulignent des répercussions considérables sur l'équilibre macroéconomique. Selon (Betts & Devereux, 1996), le pass through partiel aide d'exprimer la forte fluctuation des taux de change réels tenant compte de la réactivité des prix aux mutations de change, les instruments de transmission des chocs et les mécanismes d'ajustement (Kim, Kim, & Parkc, 2020). À cet égard, le degré de pass-through est influencé par les facteurs suivants:

- **Concurrence sur les marchés des biens** : plusieurs auteurs étudient les déterminants microéconomiques du pass through partiel et les argumentations qui peuvent inciter une entreprise exportatrice à affiner sa stratégie de prix de manière à alléger l'effet des variations de change sur les prix à l'importation. (Krugman, 1987), a donné des clarifications de type microéconomie¹ concernant le pass-through partiel, médiocre et répandu dans le temps par contre le pass-through complet au prix domestique confirmé par la loi de prix unique. Dans ce cadre, le degré partiel de pass-through soit associé aux politiques de tarification des prix prise par les producteurs étrangers. (Burstein, Neves, & Rebelo, 2000), revêtent une attention particulière aux rôles des produits locaux dans la forme et nature des biens échangés. Dans ce contexte, le coefficient de pass through est faible lorsque le niveau de consommation des individus des produits domestique augmente par rapport à la consommation des produits importés.
- Un autre facteur est **l'environnement inflationniste** dans ce cadre, de nombreux auteurs s'intéressent à déterminer des facteurs de type macroéconomique. (Taylor, 2000), a démontré que le degré d'incidence du taux de change est en relation de la continuité de prix et des chocs de taux de change, qui a tendance à diminuer lorsque le taux d'inflation est médiocre et la politique monétaire est plus fiable. (Devereux & Yetman, Price-Setting and Exchange Rate Pass-Through: Theory and Evidence, 2002), concevaient un modèle théorique qui définit la relation entre la politique monétaire adoptée et le degré de transmission des variations du taux de change aux prix. Ce modèle stipule que lorsque la politique monétaire est le réduit taux d'inflation réduit ce qui se traduit par un degré faible de pass- through. Par ailleurs (Bailliu & Bouakez, Exchange Rate Pass-Through in Industrialized Countries, 2004), Ils ont renouvelé leur intérêt dans la mesure dans laquelle les fluctuations des taux de change se reflétaient dans les prix dans les années 70 par une combinaison de hausse de l'inflation et de l'adoption de régime de change plus flexible dans plusieurs pays industrialisés. (Choudhr & Hakura, 2006), indiquent que les banques centrales sont moins sensibles aux chocs de taux de change au cas s'il existe une transmission médiocre de taux de change au prix domestique. Dans ce contexte, les banques centrales sont capables de maîtriser le phénomène de l'inflation.
- Enfin, **la rigidité nominale et les ajustements microéconomiques des prix** sont considérés comme un facteur explicatif aux variations de taux de change, aussi ce facteur peut rendre les prix intérieurs moins réactifs (Choudhri & Hakura, 2015)et (Gopinath, 2015).

¹-Krugman (1987) a défini que le Pricing To Market (PTM) se produit lorsque les vendeurs réduisent les marges des acheteurs dont la monnaie s'est dépréciée par rapport à celle du vendeur, stabilisant ainsi les prix dans la monnaie de l'acheteur.

2.2 Revue de littérature empirique

La littérature théorique sur l'échange-rate pass through donne l'opportunité de l'apparence de plusieurs études empiriques pour vérifier la relation et le lien entre l'inflation et le taux de change. Les premiers travaux empiriques de l'estimation de l'échange-rate pass through sont généralement utilisés des méthodes économétriques classiques par exemple MCO. Ces apports ont été néanmoins remis en question en raison de l'emploi de ces techniques classiques aux processus stochastiques non stationnaires. Certains auteurs, comme (Calvo & Reinhart, 2000), (Schmidt-Hebbel & Matias, 2002), et (Goldfajn & Werlang, 2000) ont montré que l'échange-rate pass through est plus faible pour les économies développées que pour les économies émergentes. Le problème du degré élevé de l'échange-rate pass through est que cela implique une plus grande difficulté pour atteindre les objectifs d'inflation. (Fraga, Goldfajn, & Minella, 2003)

(Calvo & Reinhart, 2000) , ont utilisé un modèle VAR pour étudier la relation entre le taux d'inflation et le taux de change et ont présenté des preuves que l'échange-rate pass through est considérablement plus élevé pour les marchés émergents que pour les économies développées. (Hausmann, Panizza, & Stein, 2001), en utilisant un modèle de correction d'erreurs ont trouvé des résultats similaires celle de (Calvo & Reinhart, 2000). Cette preuve est contestée par (Ca' Zorzi, Hahn, & Sánchez, 2007) qui ont utilisé un modèle VAR et n'ont trouvé aucune preuve que l'échange-rate pass through est un niveau plus grand dans les marchés émergents avec des niveaux du taux d'inflation modérée que dans les économies développées.

Plusieurs études ont montré que l'échange-rate pass through a décliné ces dernières années, en particulier dans les pays où les technologies de l'information sont utilisées, à titre d'exemple les auteurs (Gagnon & Ihrig, 2004), (Campa & Goldberg, 2005) et (Bouakez & Rebei, 2005) se sont penchés sur l'étude de l'échange-rate pass through dans les économies développées et ont constaté qu'il avait diminué pour la plupart d'entre eux au cours de la Années 90. En ce qui concerne les économies émergentes (Minella, Springer de Freitas, Goldfajn, & Muinhos, 2003), ont estimé l'échange-rate pass through pour le Brésil en utilisant un modèle VAR, et ont soutenu que l'échange-rate pass through a diminué après l'apparition la technologie de l'information. (Junior, 2007), a utilisé le modèle ARDL pour estimer les effets à court et à long terme de la dépréciation sur les prix à la consommation et à la production. Les résultats montrent que l'échange-rate pass through a diminué après l'apparition la technologie de l'information pour les deux indices de prix.

(Forbes, Hjortsoe, & Nenova, . Shocks versus structure: explaining differences in exchange rate pass-through across countries and time, 2017) et (Forbes, Hjortsoe, & Nenova, 2018) ont utilisé le modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR) avec des restrictions d'identification à court et à long terme au Royaume-Uni et à 26 économies ouvertes ayant des taux de change flottants pendant la période 1990-2015. Leurs estimations montrent que l'échange-rate pass through est très important aux chocs de politique monétaire intérieure, mais faible aux chocs de demande intérieure. (Borensztein & Queijo Von Heideken, 2016) appliquent une approche globalement similaire pour un groupe de pays d'Amérique du Sud ; (Comunale & Kunovac, 2017) pour les pays de la zone euro ; (Cunningham, Friedrich, Hess, & Kim, 2017) pour un échantillon d'économies avancées ; et (Ca'Zorzi, Hahn, & Sánchez, 2007) pour 12 économies de marché émergentes et en développement.

3. Cadre méthodologique et modèle d'analyse

Nous entamerons notre étude empirique par la présentation du modèle à tester. Puis, nous présenterons les variables et l'analyse de leurs propriétés statistiques. Ensuite, nous exposerons la théorie de la méthodologie optée.

3.1. Présentation du modèle théorique à tester

La spécification standard utilisée dans la littérature relative à l'ERPT "**Exchange-rate pass through**" est basée sur le comportement des prix à l'importation d'un point de vue microéconomique. En ce sens, nous commençons à analyser un simple problème statique de maximisation des profits auquel est confrontée une entreprise exportatrice. (Goldberg & Knetter, Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?, 1997)

Considérons une entreprise étrangère qui exporte son produit vers son pays. L'entreprise exportatrice résout le problème de maximisation des profits suivants :

$$\max \pi = e^{-1}pq - c(q) \quad (1)$$

Où :

π est le profit en monnaie étrangère, e : représente le taux de change en termes d'unités de monnaie nationale par unité de monnaie étrangère, c est la fonction de coût, p est le prix du bien en monnaie nationale et q représente la quantité. La résolution de l'équation n°1 aboutit à la condition de premier ordre suivante :

$$p = ec_q\mu \quad (2)$$

Où :

c_q est le coût marginal et μ l'élasticité prix de la demande. L'équation n°2 montre que le prix du bien en monnaie locale est susceptible de changer à la suite d'une modification du taux de change, une variation du coût marginal de l'entreprise, et une variation de la marge bénéficiaire de l'entreprise. Comme le soulignent (Bailliu & Fujii, Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation, 2004), une modification du coût d'un input produit localement (dans le pays étranger) peut modifier le coût marginal. De même, les chocs de la demande dans le pays importateur peuvent modifier la marge bénéficiaire de l'exportateur. Par conséquent, il est important de prendre en compte les mouvements de ces autres déterminants du prix lors de l'estimation de l'ERPT afin d'isoler correctement les effets des variations du taux de change sur les prix à l'importation. (Campa, Goldberg, & González-Mínguez, 2005)

L'usage du modèle log-linéaire donne une équation de la forme suivante :

$$p_t = \alpha + \lambda e_t + \beta p^*_{t-1} + \phi y_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Où : y sont des mesures du coût marginal de l'exportateur et des conditions de la demande du pays importateur, respectivement. Le coefficient λ mesure donc l'ERPT. Comme discuté (Goldberg & Knetter, Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?, 1997).

3.2. Modèle d'analyse : variables et démarche de test

Pour estimer l'ERPT, nous utiliserons la modélisation par le modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) pour modéliser la dynamique de long terme et de court terme de l'effet du taux de change sur l'inflation. L'utilisation de la méthode ARDL se justifie par le fait qu'il permet d'évaluer facilement l'ERPT aussi bien à court terme qu'à long terme, cette dernière était définie comme la solution d'équilibre statique, approche préconisée par (BANERJEE, DOLADO, & MESTRE, 1996) et développé par Pesaran et Shin (1999). Un autre avantage de cette spécification est la cohérence et l'efficacité des estimations en présence de l'endogénéité. Notre modèle d'analyse prend la forme d'une spécification économétrique appropriée utilisée pour estimer l'ERPT.

Généralement par estimer une courbe de Phillips rétrospective de la forme:

$$\Delta p_t = \alpha + \gamma \Delta p_{t-1} + \lambda \Delta e_t + \beta \Delta p^*_{t-1} + \phi \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Où :

Δp est la variation de l'indice des prix, Δe est la variation du taux de change nominal, Δy est la variation de la production, Δp^* est la variation du prix des importations à l'étranger et ε_t est un terme d'erreur.

4. La méthodologie adoptée et les variables utilisées

4.1 Méthodologie

La méthodologie adoptée pour le traitement de notre problématique est le modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) mis en œuvre par Pesaran and Shin (1999), ensuite accru avec Pesaran, Shin and Smith (2001). Cette sélection de cette méthode se motive par plusieurs explications. En premier lieu, cette méthode est plus appropriée aux petites tailles, ce qui est le cas pour notre analyse. D'autre part, contrairement aux autres tests, ce test peut être appliqué en ces des séries temporelles non stationnaires sans être contraint au même ordre. D'un autre côté, ce modèle permet de traiter simultanément l'effet à court terme et en même temps la dynamique de long terme. (Kuma, 2018)

- Les modèles autorégressifs (AR) : $Y_t = f(X_t, Y_{t-p}) \dots (1a)$

Où :

Y_t : La variable dépendante

X_t : La variable indépendante

Y_{t-p} : La variable dépendante décalée avec les variables explicatives

- Les modèles à retards échelonnés (DL) : $Y_t = f(X_t, X_{t-q}) \dots (1b)$

Où :

X_t : Les variables explicatives ;

X_{t-q} : Les variables explicatives décalées.

Les modèles autorégressifs à retards échelonnés (ARDL) : sont une combinaison des deux modèles précédents ; où il y a la variable endogène décalée (Y_{t-p}) et les valeurs passées de la variable exogène (X_{t-q}) comme des variables exogènes. (Kuma, 2018)

$$Y_t = f(X_t, Y_{t-p}, X_{t-q}) \dots (1c)$$

L'estimation du coefficient de ce modèle par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) n'est pas applicable à cause du problème de l'autocorrélation et de la mutli-colinéarité dû à la présence de la variable dépendante décalée comme variable indépendante. Pour remédier à ces problèmes, il est convenable de recourir à d'autres méthodes d'estimation robuste (méthode SUR, etc.). Également, on doit vérifier la stationnarité des séries temporelles utilisée pour pallier aux régressions fallacieuses. (Kuma, 2018)

Le modèle ARDL s'écrit :

$$Y_t = \varphi + a_1 Y_{t-1} + a_p Y_{t-p} + b_0 X_t + \dots + b_q X_{q-t} + \varepsilon_t \dots (1d)$$

$$\text{ou encore } Y_t = \varphi + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q b_j X_{j-t} + \varepsilon_t$$

Avec $\varepsilon_t \sim (0, \sigma)$

« b_0 » : Représente l'effet à court terme de X_t sur Y_t

Le calcul des effets à long terme (soit « ϕ ») dans le cas d'équilibre « $Y_t = k + \phi X_t + u$ » est comme suit :

$$\phi = \frac{\sum b_j}{(1 - \sum a_i)}$$

Le choix du nombre de retarde décalée optimale (p^* ou q^*) dans le modèle dynamique est soumis aux critères d'Akaike (AIC), de Schwarz (SIC) et de Hannan et Quinn (HQ).

$$AIC(p) = \log|\bar{\Sigma}| + \frac{2}{T} n^2 p$$

$$AIC(p) = \log|\bar{\Sigma}| + \frac{\text{Log}T}{T} n^2 p$$

$$HQ(p) = \log|\bar{\Sigma}| + \frac{2\text{Log}T}{T} n^2 p$$

Où :

n = le nombre de régresseurs.

T = nombre d'observations ;

$\bar{\Sigma}$ = matrice des variances-covariances des résidus estimés
 p = le nombre de décalage du modèle estimé

Pour estimer ces modèles dynamiques, les séries temporelles doivent être cointégrées pour prendre en considération les effets de court terme et de long terme d'une ou plusieurs variables explicatives.

L'application de la méthode d'ARDL pour étudier la cointégration suppose dans un premier temps, la vérification de la stationnarité des séries chronologiques étudiées et le nombre de retards optimal à retenir. Ensuite, réaliser le « Bound Test » pour établir la relation à long terme et d'estimer les paramètres du modèle. Enfin, une analyse des résidus pour vérifier la stabilité du modèle et la technique de CUSUM et CUSUMSQ. (Brown, Durbin, & Evans, 1975)

4.2 Les variables

Notre base de données est composée de trois variables : « le taux d'inflation, le taux de change nominal et le taux de la croissance ». La période de l'analyse se focalise sur 1980-2019 pour le cas du Maroc. Le tableau N°1 présente respectivement les variables utilisées dans le modèle et leurs sources de base de données.

Tableau 1: Description des variables du modèle

| Variable | Description | Source des données | Année |
|----------|--|--------------------|-----------|
| LTF | Le logarithme népérien de taux d'inflation | La banque mondiale | 1980-2019 |
| LTN | Le logarithme népérien de taux de change nominal | FMI | 1980-2019 |
| LTC | Le logarithme népérien de taux de la croissance | La banque mondiale | 1980-2019 |

Source : Auteurs

5. Résultats et discussion

L'emploi de la méthode d'ARDL pour étudier la cointégration exige la réalisation des phases suivantes :

5.1 Étude de la stationnarité des séries temporelles :

Le tableau ci-dessous résume les résultats du test de la stationnarité par la méthode de Dickey Fuller augmenté de toutes les séries étudiées en donnant le type de chacune d'elles.

Tableau 2: Résultats de la stationnarité des séries du modèle

| Variables | Modèle 3 | | Modèle 2 | | Modèle 1 | Décision (à 5%) |
|-----------|-----------|------------------|-----------|----------|-----------|-----------------|
| | t_ρ | Trend(β) | t_ρ | α | t_ρ | |
| LTF | -5.607346 | -4.670299 | -1.373947 | 0.207705 | 1.880399 | DS |
| LTN | -4.583408 | 2.931489 | -2.950218 | 2.976581 | 2.002802 | DS |
| LTC | -9.079199 | 1.524419 | -2.325862 | 2.274023 | -0.544730 | DS |

Source : Auteurs

D'après le tableau ci-dessus, nous constatons que les variables ont le même niveau de stationnarité. Les variables « logarithmes népériens de taux d'inflation, le taux de change nominal et le logarithme népérien de taux de la croissance » sont non stationnaires après la

première différence. La vérification de la stationnarité des séries chronologiques à la première différence (1) est compatible avec l'adoption du modèle ARDL. L'équation (4) déjà spécifiée sera reformulée sous la forme suivante :

$$\Delta LTF_{2T} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j} \Delta LTF_{2t-1} + \sum_{j=0}^q \alpha_{2j} \Delta LTN_{t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{3j} \Delta LTC + \beta_1 LTF_{2t-1} + \beta_2 LTN_{t-1} + \beta_3 LTC_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec :

- Δ est la différenciation première ;
- α_0 est la constante
- $\alpha_{1j}, \alpha_{2j}, \alpha_{3j}$ sont les effets de court terme ;
- $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ sont les effets de long terme ;
- ε_t est le terme d'erreur

5.2 Calcul de nombre de retard optimal

L'estimation d'un modèle ARDL consiste à spécifier le nombre de retards optimal, ce dernier permet de minimiser les critères d'information Akaik (AIC) et Schawrz (SCH). Le tableau 3 ci-dessous nous permet de retenir le nombre de retards adéquat après l'estimation du modèle ARDL pour chaque retard.

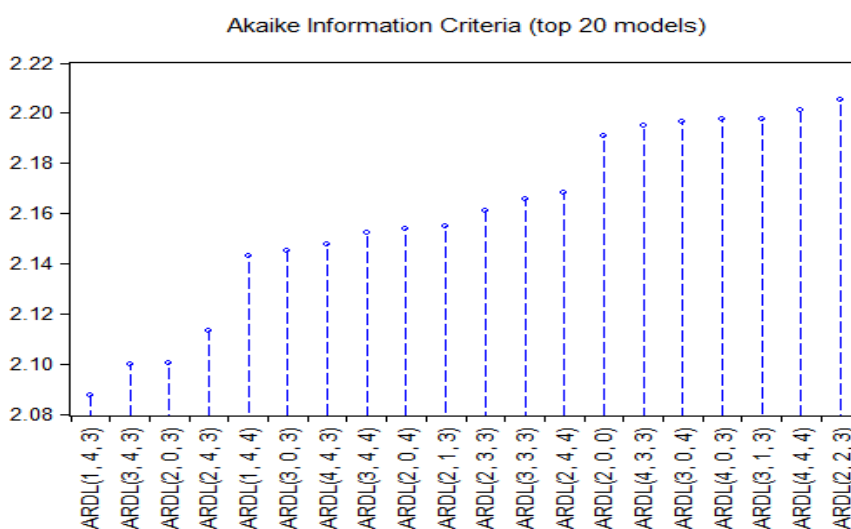
Tableau 3 : Calcul du nombre de retards optimal

| Critère | Nombre de retard | | | |
|---------|------------------|----------|----------|----------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| AIC | 2.374274 | 2.147315 | 2.134520 | 2.087661 |
| SCH | 2.630207 | 2.362787 | 2.482826 | 2.571514 |

Source : Auteurs

Après la détermination du nombre de retards, l'estimation du modèle permet de retenir ARDL (1, 4, 3) comme le modèle optimal. La validation de ce modèle est jugée aussi par la figure 9 qui permet de visualiser graphiquement les valeurs d'Akaik des 20 modèles ARDL optimaux estimés par le logiciel Eviews.

Figure 1 : Valeurs d'akaike des 20 modèles optimaux pour le retard (1, 4, 3)



Source : Auteurs

5.3 Test de cointégration

Le test f-bounds repose sur la comparaison de la statistique de Fisher avec la valeur critique de Fisher des deux bornes pour chaque seuil de significativité.

Tableau 4 : Test de cointegration aux bornes

| F-Bounds Test | | Null Hypothesis: No levels relationship | | |
|----------------|----------|---|------|------|
| Test Statistic | Value | Signif. | I(0) | I(1) |
| F-statistic | 6.924644 | 10% | 3.17 | 4.14 |
| K | 2 | 5% | 3.79 | 4.85 |
| | | 2.5% | 4.41 | 5.52 |

Source : Auteurs

Les chiffres afficher du test de cointégration aux bornes (Tableau 4) montrent que la valeur de la statistique de Fisher calculé (6.924644) est supérieure strictement à la valeur critique de Fisher de la borne supérieure pour tous les niveaux de significativité. Ce résultat confirme la cointégration de nos séries chronologiques et donc la présence d'une relation à court et à long terme entre les variables explicatives et la variable à expliquer.

5.4 Estimation des effets de court terme

Les résultats de l'estimation de l'effet de court terme présentée dans le **Figure 2** montre que le coefficient de correction d'erreur est significatif (0,0004) et négatif (-0.805078). Cela veut dire que la déviation de l'équilibre de long terme se corrige à -0,80 par année.

Tableau 5 : Estimation de court terme

ARDL Cointegrating And Long Run Form
 Dependent Variable: LTF
 Selected Model: ARDL(1, 4, 3)
 Date: 11/03/20 Time: 17:38
 Sample: 1980 2019
 Included observations: 36

| Cointegrating Form | | | | |
|--------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(LTC) | 0.061615 | 0.105643 | 0.583236 | 0.5650 |
| D(LTC(-1)) | 0.213189 | 0.113635 | 1.876089 | 0.0724 |
| D(LTC(-2)) | 0.082086 | 0.113411 | 0.723798 | 0.4759 |
| D(LTC(-3)) | -0.258580 | 0.117230 | -2.205752 | 0.0368 |
| D(LTN) | -11.559827 | 5.744855 | -2.012205 | 0.0551 |
| D(LTN(-1)) | -21.556604 | 8.427525 | -2.557881 | 0.0170 |
| D(LTN(-2)) | 15.223349 | 4.803042 | 3.169523 | 0.0040 |
| CointEq(-1) | -0.805078 | 0.199295 | -4.039637 | 0.0004 |

Cointeq = LTF - (-0.1709*LTC -8.1141*LTN + 38.1491)

Source : Auteurs

En plus, les résultats montrent que la vitesse de l'ajustement à court terme pour atteindre l'équilibre est un effet significatif (Coefficient du terme à correction d'erreur). D'autre part, ce coefficient (CointEq(-1)) est égal à environ -0.8050, ce qui signifie que le taux d'inflation

s'ajusteraient par -0,80 par an lorsque il est au-dessus ou au-dessous de leur valeur d'équilibre. On constate également que élasticités à court terme (coefficients des variables retardées) ne sont pas significatives de la même année avec les signes attendus pour l'ensemble des variables, Mais, au niveau des années à venir l'ensemble des variables présentent un effet significatif.

5.5 Estimation des effets de long terme

Les résultats de l'estimation de la relation de long terme, présentés dans le tableau 6, sont dans le même sens que ceux de l'estimation des effets de court terme. Les coefficients exercent un effet négatif sur le taux d'inflation. L'augmentation de logarithme népérien de taux de la croissance de 1% diminue le taux d'inflation de 0,17%. Par ailleurs, l'augmentation de taux de change nominal de 1% diminue le taux d'inflation avec -8,11%. Ainsi, la variable de taux de change nominal présente des effets significatifs.

Tableau 6 : Estimation de long terme

| Long Run Coefficients | | | | |
|-----------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| LTC | -0.170925 | 0.265577 | -0.643600 | 0.5257 |
| LTN | -8.114059 | 1.568106 | -5.174432 | 0.0000 |
| C | 38.149090 | 7.088732 | 5.381652 | 0.0000 |

Source : Auteurs

5.6 Tests des résidus d'ARDL

Les résultats du test de validation du modèle ARDL (1, 4, 3) confirment la validation de notre modèle estimé. Les probabilités pour les quatre tests, affichés au tableau 7, sont supérieures à 0,05. Cela nous permet d'accepter l'hypothèse H0 pour chaque test. Les erreurs de notre modèle ARDL (1, 4, 3) ne sont pas autocorrélées, et également sont distribuées selon la loi normale, leur variance est constante et notre modèle est bien spécifié.

Tableau 7: Tests de robustesse du modèle

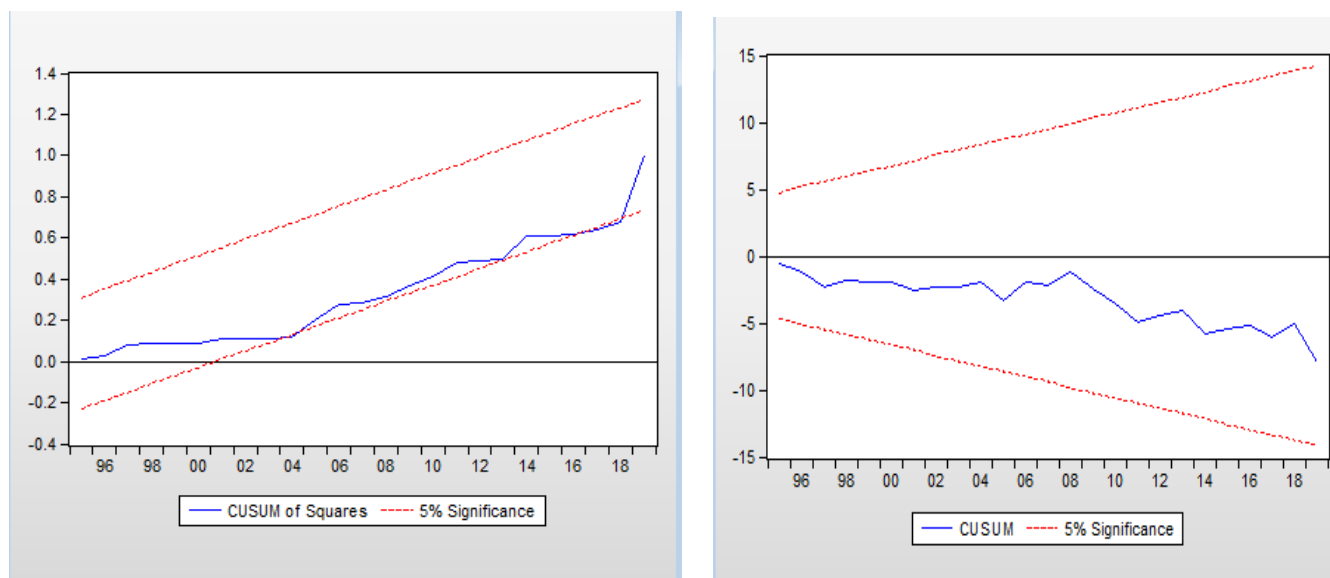
| Hypothèse | Test appliqué | Résultat du test |
|--------------------|-----------------|-----------------------------------|
| Autocorrélation | Breusch-Godfrey | F =0.666393 (probabilité=0.7441) |
| Normalité | Jarque-Bera | F = 4.6287 (probabilité=0.0988) |
| Hétéroscédasticité | ARCH | F = 0.126725 (probabilité=0.7241) |

Source : Auteurs

5.7 Tests CUSUM et CISUMQ

Les résultats du test de stabilité de CUSUM et CUSUMQ montrent les paramètres du modèle sont stable puisque le graphe est l'intérieur de l'intervalle des valeurs critiques au seuil de 5%.

Figure 3 : Tests de stabilité CUSUM ET CISUMQ



Source : Auteurs

5.8 Interprétation économique

À travers des résultats de l'estimation, nous pouvons dégager des interprétations économiques relatives du modèle estimé pour le cas du Maroc. Dans ce cadre, toutes les variables exogènes à court terme dans les années à venir présentent un effet significatif. Le taux d'inflation s'ajusteraient de -0,80 par an lorsqu'il est au-dessus ou au-dessous de leur valeur d'équilibre. En plus, nous rejetons massivement l'échange-rate pass through complet au niveau de prix à la consommation et à la production à long terme. L'augmentation de taux de change nominal de 1% diminue le taux d'inflation de -8,11%. Comme indiqué précédemment, l'importance de l'environnement inflationniste et de la crédibilité de la politique monétaire dans la détermination de l'échange-rate pass through. Cela signifie que lorsque l'inflation sera abaissée et stabilisée et que la politique monétaire crédible, l'échange-rate pass through fera face à une baisse. Nos résultats sont cohérents avec ceux de Beckmann, Belke et Verheyen (2014), qui examinent l'Allemagne. Nos résultats montrent un impact positif de la volatilité du taux de change sur les élasticités de l'échange-rate pass through alors que les résultats empiriques antérieurs sont ambigus ; certains sont positifs (Campa et Goldberg, 2005 ; Choudhri et Husi, 2005). 2005 ; Choudhri et Hakura 2006), mais d'autres sont négatifs (An et Wang 2012 ; McCarthy 2007). En résumé, si l'échange-rate pass through a reculé dans notre économie, restant donc un élément que les banques centrales doivent prendre en compte lors de l'élaboration de la politique monétaire.

Pour conclure, les résultats d'estimation montrent qu'une inflation plus élevée entraîne un degré plus élevé de l'échange-rate pass through aux prix des importations comme suggéré Taylor (2000). Ces résultats sont prouvés par Ben Cheikh et Louhichi (2014) en utilisant l'économétrie des données de panel.

6. Conclusion

L'objectif principal de cet article est de vérifier empiriquement les effets réciproques de taux d'inflation et les variations du taux de change en utilisant la méthode ARDL. De point de vue théorique, nous avons présenté une notable littérature théorique sur l'échange-rate pass-through comme une mesure de la réactivité des prix internationaux aux changements des taux de change. Dans ce cadre, le taux de change nominal est considéré une variable dans l'orientation d'une politique monétaire et l'échange-rate pass-through est un facteur que les

banques centrales doivent prendre en compte lors de l'élaboration de la politique monétaire. De point de vue empirique, nous avons présenté le fondement théorique de la méthode d'ARDL pour analyser la relation de court terme et de long terme de l'effet du taux de change sur l'inflation au Maroc.

L'utilité que représente cette méthode par rapport aux autres approches d'estimation, cette méthode est plus appropriée aux échantillons de petite taille et ce test peut être utilisé en cas des séries chronologiques non stationnaires sans la contrainte du même ordre d'intégration, contrairement aux autres tests.

À travers de ce travail, les résultats ont montré que les variables prises en compte dans notre modèle exercent un effet négatif sur le taux d'inflation. Ainsi, l'échange-rate pass through apparaît toujours comme une variable importante de l'inflation sur le long terme.

Finalement, parmi les perspectives de ce travail, nous pouvons envisager à travailler avec les indices des prix à la production déterminés par les prix des biens échangeables et les indices des prix à la consommation entre biens importables et non échangeables. Ce qui donne des résultats pertinents de faire une analyse plus profonde de l'échange-rate pass through pour le cas du Maroc.

Références :

- (1) Bailliu, J., & Bouakez, H. (2004). Exchange Rate Pass-Through in Industrialized Countries. *Bank of Canada Review Bank of Canada*, vol. 2004(Spring) , 19-28.
- (2) Bailliu, J., & Fujii, E. (2004). Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation. *Staff Working Papers from Bank of Canada* , 1- 49.
- (3) Bailliu, J., & Fujii, E. (2004). Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation. *Bank of Canada Working Paper 2004-21 / Document de travail 2004-21* , 1-37.
- (4) BANERJEE, A., DOLADO, J. J., & MESTRE, R. (1996). ERROR-CORRECTION MECHANISM TESTS FOR COINTEGRATION IN A SINGLE-EQUATION FRAMEWORK. *Wadham College and Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, Universidad Carlos III de Madrid and Research Department, Bank of Spain* , 1-17.
- (5) Ben Cheikha, N., & Ben Zaid, Y. (2019). Revisiting the Pass-Through of Exchange Rate in the Transition Economies: New Evidence from New EU Member States. *Journal of International Money and Finance* .
- (6) Bénassy-Quéré, A., Boone, L., & Coudert, V. (2015). Les interdépendances internationales. *Les taux d'intérêt* , 93-110.
- (7) 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.
- (8) Borensztein, E., & Queijo Von Heideken, V. (2016). Exchange rate pass-through in South America: an overview. *Discussion paper. IDB Working Paper Series* .
- (9) Bouakez, H., & Rebei, N. (2005). Has Exchange Rate Pass-Through Really Declined in Canada? *Staff Working Papers from Bank of Canada* , 5-29.
- (10) Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological) Vol. 37, No. 2* , 149-192.
- (11) Burstein, A. T., Neves, J. C., & Rebelo, S. (2000). Distribution Costs and Real Exchange Rate Dynamics During Exchange-Rate-Based-Stabilizations. *NBER WORKING PAPER SERIES* , 2-42.

- (12) Ca' Zorzi, M., Hahn, E., & Sánchez, M. (2007). EXCHANGE RATE PASS-THROUGH IN EMERGING MARKETS. *WORKING PAPER SERIES NO 739 European Central Bank* , 1-30.
- (13) Ca'Zorzi, M., Hahn, E., & Sánchez, M. (2007). Exchange rate pass-through in emerging markets.
- (14) Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (2000). Fear of Floating. *Documents de travail du NBER 7993, National Bureau of Economic Research, Inc.* , 1-64.
- (15) 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* , 1-39.
- (16) Campa, J., & Goldberg, L. (2005). Exchange Rate Pass-Through into Import Prices. *The Review of Economics and Statistics vol. 87, issue 4* , 679-690.
- (17) Choudhr, E. U., & Hakura, D. S. (2006). Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance, Elsevier, vol. 25(4)* , 614-639.
- (18) 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.
- (19) Comunale, M., & Kunovac, D. (2017). Exchange rate pass-through in the euro area. *Discussion paper. ECB Working Paper*.
- (20) Cunningham, R., Friedrich, C., Hess, K., & Kim, M. (2017). Understanding the Time Variation in Exchange Rate Pass-Through to Import Prices. *Paper at Bank of Canada* .
- (21) 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.
- (22) Devereux, M. B., & Engel, C. (2003). Monetary Policy in the Open Economy Revisited: Price Setting and Exchange-Rate Flexibility. *Review of Economic Studies, Volume 70, Issue 4* , 765–783.
- (23) 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.
- (24) E.U., C., & D. H. (2015). The exchange rate pass-through to import and export prices: The role of nominal rigidities and currency choice. *J. Int. Money Financ. 51* , 1–25. .
- (25) Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2017). . Shocks versus structure: explaining differences in exchange rate pass-through across countries and time. *Bank of England, Discussion Paper N°50* , 1-51.
- (26) Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2018). The shocks matter: Improving our estimates of exchange rate pass-through. *Journal of International Economics, Volume 114* , 255-275.
- (27) Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2018). The shocks matter: Improving our estimates of exchange rate pass-through. *Journal of International Economics, Volume 114* , 255-275.
- (28) Fraga, A., Goldfajn, I., & Minella, A. (2003). Inflation Targeting in Emerging Market Economies. *NBER Working Papers from National Bureau of Economic Research, Inc* , 1-50.
- (29) Gagnon, J. E., & Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *international journal of finance and economics Volume 9 , numéro 4* , 315-338.
- (30) 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.
- (31) 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.

- (32) 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.
- (33) Gopinath, G. (2015). The International Price System. . *National Bureau of Economic Research*.
- (34) Hausmann, R., Panizza, U., & Stein, E. (2001). Why do countries float the way they float? *Journal of Development Economics vol. 66 issue 2* , 387-414.
- (35) Jongrim, H., Stocke, M. M., & Hakan, Y. (2020). Inflation and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance* .
- (36) Junior, R. P. (2007). Inflation targeting and exchange rate pass-through. *Economia Aplicada Print version Econ. Apl. vol.11 no.2* , 190-208.
- (37) Kim, J., Kim, S., & Parkc, D. (2020). Monetary policy shocks and exchange rates in Asian countries. *Japan and the World Economy, Volume 56, December 2020* .
- (38) Krugman, P. R. (1987). Is Free Trade Passe? *JOURNAL OF ECONOMIC PERSPECTIVES VOL. 1, NO. 2* , pp: 131-144.
- (39) Kuma, J. K. (2018). Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels. *Université de Kinshasa Faculté des Sciences Economiques et de Gestion Département des Sciences Economiques B.P. 832 kinshasa XI* , 6-8.
- (40) Minella, A., Springer de Freitas, P., Goldfajn, I., & Muinhos, M. K. (2003). Inflation Targeting in Brazil Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. *Exchange Rate Volatility Banco Central do Brasil Information Bureau* , 3-32.
- (41) Schmidt-Hebbel, K., & Matias, T. (2002). Inflation targeting in Chile. *The North American Journal of Economics and Finance, Elsevier, vol. 13(2)* , 125-146.
- (42) Taylor, J. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review vol. 44, issue 7* , 1389-1408.