

Karamoko CAMARA

Email : kabilu@outlook.com

ORCID : [0009-0009-2928-1022](https://orcid.org/0009-0009-2928-1022)

Institut Supérieur de Commerce et d'Administration
des Entreprises en Guinée (ISCAE-G)

Effet pass-through du taux de change en Guinée de 2014 à 2024 : une approche par le modèle ARDL cointégré.

Résumé : Ce papier étudie l'effet de la répercussion (*pass-through*) des variations de taux de change sur les prix à partir des données statistiques de la Banque Centrale de la République de Guinée (BCRG) sur la période 2014 à 2024. Pour atteindre cet objectif, l'étude est réalisée à travers une méthodologie ARDL (*Auto Regressive Distributed Lag*) appliquée à notre modèle théorique. Les résultats révèlent la présence de l'effet pass-through à long terme (une dépréciation de 1% entraîne une augmentation de l'inflation de 0,19% à long terme) mais non à court terme. Aussi, révèlent-ils que tout déséquilibre à court terme est résorbé au bout de 10 mois. Les résultats de cette étude suggèrent la réduction des coûts d'importation des matières premières et la diversification du tissu productif. Aussi, les mesures de resserrement de la politique monétaire implémentées pourraient être maintenues avec des allègements ponctuels afin de ne pas contrarier les efforts de relance économique.

Mots-clés : Pass-through du taux de change - Inflation - ARDL - Guinée

Pass-through effect of the exchange rate in Guinea from 2014 to 2024 : An approach using the cointegrated ARDL model

Abstract: This paper examines the impact of exchange rate fluctuations on prices using statistical data from the Central Bank of the Republic of Guinea (BCRG) for the period 2014 to 2024. To achieve this objective, the study employs an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) methodology applied to our theoretical model. The results reveal the presence of a long-term pass-through effect (a 1% depreciation leads to a 0.19% increase in long-term inflation) but not a short-term one. Furthermore, they show that any short-term imbalance is resolved within 10 months. The results of this study suggest a reduction in raw material import costs and a diversification of the productive sector. Additionally, the implemented monetary policy tightening measures could be maintained with occasional easing to avoid hindering economic recovery efforts.

Keywords : Exchange Rate Pass-through, Inflation, ARDL, Republic of Guinea,

JEL Classification: E52 - E31 - F31.

Received for publication: 20260417

Final revision accepted for publication: 20260630

1. Introduction

Depuis plusieurs décennies, la libéralisation financière a accru la vulnérabilité des économies en développement aux chocs extérieurs, érigeant la question du taux de change en priorité pour la plupart des économies ouvertes (Gouaghdime et Mafamane, 2024). En effet, le taux de change constitue un canal de transmission de la politique monétaire et joue, dans les petites économies émergentes fortement ouvertes, un rôle important dans la détermination de la dynamique de l'inflation (Abida et Sghaier, 2012).

La théorie de la parité du pouvoir d'achat stipule que toute variation du taux de change entraîne une variation proportionnelle des niveaux de prix. Cependant, l'ampleur de la répercussion des variations du taux de change sur les prix dépend de plusieurs facteurs microéconomiques et macroéconomiques, notamment la structure de marché, la capacité des entreprises à ajuster leurs marges, le degré d'ouverture de l'économie, la composition des importations, l'environnement inflationniste et la crédibilité du régime de politique monétaire (Goldberg et Knetter, 1997 ; Campa et Goldberg, 2005 ; Taylor, 2000).

Le passage aux changes flexibles en 1973 a accru l'incertitude sur la valeur future des monnaies et suscité des interrogations sur ses effets pour le commerce international (Gouaghdime & Mafamane 2024).

La littérature existante stipule que le taux de change nominal est pris en considération dans la conduite d'une politique monétaire optimale lorsque ses variations affectent les écarts d'inflation ou de production. Cela nous conduit à aborder la notion du degré de transmission des variations du taux de change nominal aux prix ou du « *pass-throug* ».

Plusieurs auteurs soulignent l'importance d'évaluer le degré de pass-through, et d'établir s'il a diminué ou non (Mishkin, 2008 ; Edwards, 2006 ; Gagnon et Ihrig, 2004). En effet, un degré de pass-through faible signifierait que les variations du taux de change ont moins d'effets sur les prix à la consommation et, par conséquent, sur l'inflation à court terme. Cela pourrait modifier les prévisions des banques centrales concernant le comportement futur de l'inflation, prévisions qui sont déterminantes dans la conduite de la politique monétaire. De plus, une transmission faible des variations du taux de change pourrait avoir des conséquences sur la propagation des chocs monétaires entre les pays ainsi que sur le choix que font les pays en matière de régime de change et de cadre de politique monétaire.

Par ailleurs, Goldfajn et Werlang (2000), à partir d'un panel de 71 pays observés entre 1980 et 1998, montrent que la transmission des dépréciations du taux de change à l'inflation est généralement incomplète et varie selon les caractéristiques macroéconomiques des pays. Les auteurs identifient notamment l'écart de production, la surévaluation initiale du taux de change réel, le niveau initial d'inflation et le degré d'ouverture de l'économie comme des déterminants importants de l'ampleur de cette transmission.

La Guinée, dans la même dynamique, et suite aux accords avec le FMI, adopte un régime de change flottant dirigé, où le taux de change du franc guinéen est déterminé par le marché, mais la Banque Centrale de la République de Guinée (BCRG) intervient pour stabiliser le cours et unifier le marché des changes officiel et celui des bureaux de change

agréés. Toutefois, comme dans toute économie ouverte, ce choix de régime de change a eu des incidences économiques profondes. Les fluctuations du taux de change ont affecté le comportement de l'inflation domestique. Ceci est connu sous l'appellation d'*effet pass-through du taux de change*. Entendu donc comme la variation des prix en monnaie locale (à l'importation ou à l'exportation domestique) résultant d'une variation de 1% du taux de change. L'intensité du pass-through du taux de change joue donc un rôle important dans le commerce international et en matière de politique monétaire.

Ainsi, la maîtrise de l'ampleur du pass-through est-elle d'une importance capitale pour les autorités monétaires car elle détermine leur degré d'implication dans le contrôle des fluctuations nominales pouvant compromettre la stabilité des prix. Donc, plus les autorités monétaires visent une stabilité du taux de change, combinée à des efforts soutenus de maîtrise de l'inflation, plus elles ont des marges de manœuvre pour une réponse contracyclique, et inversement (Cabrillac et Fleuriet, 2022)

Le contexte guinéen actuel étant marqué par de fortes fluctuations du taux de change et de tension inflationniste persistante. Le taux de change, par rapport au dollar américain, a connu une tendance haussière entre 2014 et 2024 traduisant une perte globale de compétitivité sur la période. Il s'est fortement accru entre 2014 et 2016 puis a observé une relative stabilité jusqu'en 2018, ensuite a repris sa hausse jusqu'en 2022. Depuis cette date, une tendance stable est quasiment maintenue jusqu'en janvier 2025, avec quelques pics dont les plus élevés sont été observés en juillet (8 646,30 GNF/\$) et octobre (8 675,01 GNF/\$).

Sur la même période, l'inflation a connu une forte fluctuation avec une tendance stable. En croissance annuelle, elle est passée de 6,15% en 2014 à 11,78% en 2015, ensuite grâce aux efforts de stabilisation mener par les autorités monétaires, elle a été contenue autour de 10% entre 2016 et 2020. Et, à la faveur des élections présidentielles, elle a explosé pour se fixer à plus de 12% en 2021, avant de baisser un peu au-dessus de 10% en 2022. Cette baisse a continué en 2023 (7,8%) avant de légèrement progresser en 2024 (8,01%).

Au regard de ce qui précède, aucune recherche n'a fait le lien entre les fluctuations du taux de change et le prix dans le contexte guinéen. Dans un tel contexte, il importe de conduire une recherche sur l'effet de la fluctuation de taux de change sur les prix domestiques. Ainsi, la question principale est formulée comme suit : Comment les variations du taux de change (pass-through) se transmettent-elles aux prix en République de Guinée ? Pour répondre à cette question, nous avons adopté la méthode ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) à partir des données statistiques de la BCRG sur la période 2014 à 2024.

Le reste de l'article est structuré comme suit : La première section présente la revue théorique et empirique sur le pass-through du taux de change. La deuxième section présente les données et détaille la méthodologie de recherche adoptée. La troisième section, quant à elle présente et discute les résultats et enfin intervient la section conclusive.

2. Revue de littérature

Au cours de ces dernières années, l'analyse du pass-through du taux de change a suscité un grand intérêt et a largement contribué à alimenter les débats théoriques et empiriques, permettant, ainsi, une prolifération notable de la littérature sur le sujet.

2.1. Revue théorique

Dans les économies ouvertes, les variations du taux de change se transmettent généralement de manière partielle et différée aux prix domestiques. Ce phénomène, désigné sous le terme de *pass-through* incomplet, a été intégré dans plusieurs modèles de la nouvelle macroéconomie internationale en économie ouverte, en raison de ses implications importantes pour l'équilibre macroéconomique et la conduite de la politique monétaire (Abida et Sghaier, 2012). Le modèle de *pricing-to-market* développé par Betts et Devereux montre que cette transmission incomplète peut réduire le rôle d'ajustement des prix relatifs et contribuer à une plus grande volatilité du taux de change en réponse aux chocs macroéconomiques (Betts et Devereux, 2000).

En outre, la prise en compte de la faible sensibilité des prix aux variations de change modifie les mécanismes de transmission internationale des chocs et la conception de la politique monétaire optimale (Devereux et Engel, 2003). Dans cette perspective, le degré de pass-through est influencé par les facteurs suivants : la structure et le degré de concurrence sur le marché des biens (1), l'environnement inflationniste (2) et le régime du taux de change (3).

S'agissant des déterminants microéconomiques du *pass-through* du taux de change, Bacchetta et van Wincoop (2005), ainsi que Corsetti et Dedola (2005), mettent en évidence le rôle de la structure concurrentielle des marchés, du pouvoir de marché des entreprises et du choix de la monnaie de facturation dans la transmission des variations du taux de change aux prix. La littérature théorique s'oriente alors sur l'importance de la discrimination par les prix (*pricing-to-market* (PTM)) dans l'analyse des écarts à la loi du prix unique et à la parité des pouvoirs d'achat. Selon Abida et Sghaier (2012), le *pricing-to-market* (PTM) renvoie à la pratique par laquelle des entreprises disposant d'un pouvoir de marché appliquent une discrimination tarifaire entre les marchés, en adaptant leur prix de vente au marché de destination.

Quant à l'environnement inflationniste, la littérature s'intéresse aussi à des déterminants du pass-through de type microéconomique. En effet, Taylor (2000), explique que le passage à une faible inflation fait détériorer le degré de transmission des variations du taux de change aux prix intérieurs. Cet auteur, estime que le degré de transmission est notamment fonction de la persistance des chocs de prix et de taux de change. Pour Devereux et Yetman (2002), ils élaborent un modèle à valeurs nominales rigides qui met en évidence une relation entre la politique monétaire et le degré de transmission des variations du taux de change aux prix. Une politique monétaire plus restrictive, qui réduit le taux d'inflation, a donc pour conséquence des pertes plus faibles en l'absence de rajustements des prix, ce qui se traduit par un degré faible de pass-through. Bailliu et Bouakez (2004) ont également montré les implications, pour la politique monétaire, d'une atténuation du degré de pass-through. En effet, la baisse de la transmission aux prix à la consommation pourrait influencer sur les prévisions des autorités monétaires

relatives à l'évolution future de l'inflation, lesquelles jouent un rôle très important dans la conduite de la politique monétaire.

Par ailleurs, 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. Un tel régime peut donc stabiliser la production sans entraîner une forte volatilité de l'inflation. Dans ce sens, 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, 2006).

2.2. Revue empirique

Les travaux empiriques consacrés aux effets pass-through (EPT) du taux de change sont nombreux, et se focalisent notamment sur la compétitivité interne des entreprises mesurée par les importations.

Certaines études, montrent que les caractéristiques du pass-through peuvent influencer la mesure de l'inflation (Nogueira et al., 2010 ; Winkelried, 2011 ; Forbes, Hjortsoe, et Nenova, 2017 et Beirne, J., Renzhi, N., & Panthi, P., 2024). Cette mesure peut porter sur une inflation intégrant uniquement des biens produits localement, ou porter sur une inflation qui inclut, en plus, les biens importés.

Il est établi que l'effet pass-through se manifeste principalement par deux canaux, si l'on considère l'inflation comme typiquement mesurée par le changement en pourcentage de l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) : le canal direct et le canal indirect.

L'IPC mesure l'évolution du prix d'un panier-type de biens et services de consommation, pondéré par leur importance relative dans les dépenses des ménages (OIT, 2004). Il constitue ici la mesure de l'inflation..

- *Le canal direct* : Une dépréciation du franc guinéen renchérit immédiatement, en monnaie locale, les biens importés et leurs substituts proches présents dans le panier de l'IPC. Les importateurs ajustent leurs prix pour préserver leurs marges, et les consommateurs supportent une hausse du prix du même bien¹.

- *Le canal indirect* : Il opère le long de la chaîne de production. La dépréciation renchérit d'abord les intrants importés, dont le coût est répercuté sur les producteurs locaux, lesquels relèvent à leur tour leurs prix de vente pour maintenir leurs marges. Les coûts de distribution et les rigidités nominales amortissent l'impact à chaque étape.

L'ampleur du pass-through dépend donc étroitement de la capacité des importateurs et des producteurs à répercuter la hausse de leurs coûts sur les consommateurs.

On peut donc en déduire que l'ampleur du pass-through est, aussi, étroitement liée à la capacité des importateurs et des producteurs à transférer leurs coûts, plus élevés, aux consommateurs. Cette capacité dépend, à première vue, de facteurs microéconomiques tels que le degré de substitution entre les biens et le degré de concurrence dans

¹ Le canal est plus fort si les prix des biens ou services non échangeables, par exemple le loyer, sont fixés en dollars.

l'économie. Elle dépend aussi des éléments qui entrent dans les calculs des différents indices de prix ainsi que de l'environnement macroéconomiques et financiers (Vo et al., 2020).

Plusieurs auteurs affirment que même des variations considérables des taux de change au cours des années 90 ont eu un effet étonnamment faible sur l'inflation intérieure dans certaines petites économies ouvertes (Takhtamanova, 2010). Il apparaît également, dans une étude portant sur le pass-through du taux de change dans neuf pays développés, que les taux de change « n'ont pas joué un plus grand rôle dans l'inflation ces dernières années, et peuvent même avoir joué un rôle moins important » (McCarthy, 1999).

Mihaljek et Klau (2008) mettent en évidence, dans plusieurs économies émergentes, une baisse rapide et prononcée du *pass-through* du taux de change vers les prix. Selon ces auteurs, cette évolution résulte non seulement de facteurs microéconomiques, mais aussi d'améliorations du cadre macroéconomique, en particulier d'une inflation plus stable et d'une politique monétaire plus crédible.

A cet égard, Taylor (2000), et à sa suite Choudhri et Hakura (2006) et Takhtamanova (2010), propose une interprétation intéressante : la baisse du pass-through dans les économies industrialisées est le résultat de l'environnement inflationniste qu'ont connu ces pays au cours des années 90, contrairement aux taux d'inflation élevés enregistrés au cours des décennies précédentes.

Depuis les années 2000, l'analyse de la transmission des variations du taux de change aux prix s'est largement développée dans les économies d'Afrique subsaharienne. Les résultats empiriques indiquent généralement que cette transmission est significative, mais incomplète et variable selon les pays, les régimes de change et les conditions macroéconomiques. À l'échelle régionale, Razafimahefa (2012) estime qu'une dépréciation de 10% de la monnaie locale se traduit, en moyenne, par une hausse d'environ 4% des prix domestiques. De même, Kassi et al. (2019) montrent, sur un échantillon de 40 pays d'Afrique subsaharienne, que le pass-through vers les prix à la consommation demeure incomplet et asymétrique : il est plus marqué lors des dépréciations que lors des appréciations monétaires.

C'est ainsi qu'en s'appuyant sur une modélisation VAR pour estimer le pass-through du taux de change de la Sierra Leone, Bangura M. et al. (2012) montrent qu'il est incomplet, significatif et élevé (atteignant près de 50%). Cela signifie que la dépréciation du taux de change est une source importante de l'inflation en Sierra Leone. Des résultats similaires sont obtenus par Gouaghdime et Mafamane (2024) et par Assalih et Bissoug (2025) dans le cas du Maroc.

Razafimahefa (2012), dans le cas des pays d'Afrique subsaharienne, montre que pour les économies du Marché commun de l'Afrique de l'Est et d'Afrique australe (COMESA) avec un niveau d'inflation élevé, le pass-through est 25% à 50% supérieur que dans les économies de la Zone monétaire ouest-africaine (ZMAO), de l'Union économique et monétaire de l'Afrique de l'Ouest (UEMOA) et de la Communauté économique et monétaire d'Afrique centrale (CEMAC), où le niveau d'inflation est faible.

Lariau et al. (2016) se penchent sur le cas de l'Angola et du Nigeria, deux pays exportateurs de pétrole et trouvent des résultats différents. Pour l'Angola, le degré de pass-through du taux de change aux prix est élevé à long terme, quoiqu'il ait diminué ces récentes années reflétant le processus de de-dollarisation de l'économie. Par contre, pour le Nigeria, il n'y a pas de relation stable à long terme entre le taux de change et les prix, et les changements du taux de change n'ont pas un effet pass-through significatif sur l'inflation. Néanmoins, l'effet pass-through sur l'inflation sous-jacente est significatif.

La persistance perçue du choc joue un rôle déterminant. Si la hausse des coûts consécutive à une dépréciation est jugée transitoire, les agents peuvent absorber temporairement le choc sur leurs marges ; si elle est jugée durable, l'ajustement des prix devient inévitable. Les régimes à inflation élevée étant soumis à des chocs nominaux plus persistants, les entreprises y révisent leurs prix plus fréquemment et les consommateurs y opposent moins de résistance : c'est le lien entre niveau d'inflation et pass-through.

Une implication importante de la politique monétaire, en particulier pour les marchés émergents, est que si la banque centrale est crédible et parvient à établir un régime d'inflation faible, la transmission du taux de change devrait diminuer rapidement. Cette hypothèse semble plus pertinente dans les pays qui ont adopté un régime de ciblage de l'inflation, suivant les conclusions de Vega et Winkelried (2005) : l'adoption d'un tel régime dans le monde en développement a contribué de manière significative à la réduction du niveau et de la volatilité de l'inflation, étant donné que bon nombre de ces économies ont atteint des niveaux d'inflation faibles et stables à la fin des années 90.

Bien que la littérature sur le pass-through du taux de change soit nombreuse, il est également important de noter qu'il n'existe pas de définition uniforme du terme « pass-through ». Une grande partie de la recherche existante se concentre sur la relation entre les mouvements des taux de change nominaux et les prix des importations car l'optimalité du régime de change ainsi que l'efficacité de la politique monétaire, dépendent de l'étroitesse du lien entre les mouvements du taux de change et les prix à l'importation. Il est important de souligner que le régime de taux de change adopté par un pays détermine le degré de transmission des variations du taux de change à ses prix domestiques.

La littérature sur la transmission des variations du taux de change aux prix distingue généralement le pass-through complet du pass-through incomplet. Le pass-through est qualifié de complet lorsqu'une dépréciation de 1% de la monnaie nationale entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 1% du prix d'un bien importé exprimé dans la monnaie du pays importateur. Il est qualifié d'incomplet ou de partiel lorsque la variation du prix intérieur est inférieure, en valeur absolue, à celle du taux de change. Formellement, le coefficient de transmission est égal à 1 dans le premier cas et inférieur à 1 dans le second (Arsova, 2021).

Un courant de recherche, plus restreint mais tout aussi important, étudie la transmission macroéconomique du taux de change vers les indices de prix agrégés. Dans ce cadre, Takhtamanova (2010) analyse le lien entre le taux de change réel et l'inflation à partir

d'une courbe de Phillips en économie ouverte ; d'autres études examinent la répercussion des variations du taux de change sur les prix à la consommation et à la production (Gagnon et Ihrig, 2004 ; McCarthy, 1999 ; Campa et Goldberg, 2006).

3. Cadre méthodologique

Dans cette section nous présentons successivement les données utilisées et l'approche méthodologique ayant permis de capter l'effet Pass-Through du taux de change.

3.1. Sources des données collectées

Les données utilisées sont de fréquences mensuelles s'étendant sur la période allant de janvier 2014 à octobre 2024 et obtenues à partir des statistiques compilées de la BCRG, du Ministère du Plan et de la Banque Mondiale. Les variables retenues pour l'estimation du Pass-Through du taux de change sont l'indice des prix à la consommation (IPC), l'indice des prix à la production (IPP : représenté par l'indice des prix des produits locaux), l'indice des prix à l'importation (IPI : mesuré par l'indice de prix des produits importés), le taux de change nominal (TC) et la masse monétaire M2 (MM). Les estimations et les tests ont été réalisés sous EViews 10.

3.2. Modèle théorique

Le taux de change choisi pour l'analyse varie d'une étude à l'autre. Certaines études choisissent les taux de change bilatéraux (Mujica et Saens, 2015 ; Dilla, S. et al., 2017 ; Coulibaly et Kempf, 2010 ; Vo, Ho et Vo, 2020 ; Anoualigh et al. (2021)), par contre, d'autres dont Sekkal et Kenniche (2022) ; Aisen, A., Manguinhane, E., & Simione, F. F. (2021), sont orientés vers les taux de change effectifs nominaux (NEER) calculés par rapport à divers groupes de référence de partenaires commerciaux. Dans le cadre de cet article, nous adoptons le taux de change bilatéral GNF/USD étant donné que les transactions avec les principaux partenaires sont libellées en dollars des Etats-Unis et la trajectoire de la série suit la même tendance que celle du taux de change effectif nominal. Nous profitons aussi de l'avantage qu'offre la longueur du taux de change bilatéral (calculé mensuellement) par rapport à celui effectif (calculé annuellement). Le processus de calcul a été effectué à l'aide du logiciel Eviews 10.

Une manière standard d'estimer le Pass-Through est le coefficient obtenu en régressant les variations des indices de prix sur les variations des taux de change nominaux (voir notamment Campa et Goldberg, 2005 ; Mihaljek et Klau, 2008). Cette procédure, cependant, n'est pas nécessairement bien adaptée car elle suggère implicitement que tout mouvement du taux de change est exogène, sans tenir compte des facteurs, autres que le taux de change, qui déterminent l'inflation.

En théorie, il existe une relation réciproque entre le taux de change et l'inflation : une forte inflation relative d'un pays par rapport à ses partenaires commerciaux peut conduire à une dépréciation de la monnaie locale et les variations des taux de change peuvent affecter les prix et influencer sur les politiques macroéconomiques.

Nous utiliserons la méthode ARDL (*Auto Regressive Distributed Lag*) développée par Pesaran et Shin (1999) et Pesaran et al, (2001). Ces apports économétriques ont permis de dépasser les limites relatives aux techniques de cointégration classiques. Ainsi, la méthode ARDL prend en compte les ruptures d'évolution que peut présenter une série

statistique. Elle est relativement plus efficace pour des petits échantillons, comme c'est le cas pour la plupart des études empiriques des pays en développement. En effet, le test ARDL ne nécessite pas que les variables du modèle soient purement $I(0)$ ou $I(1)$. C'est également une technique qui offre la possibilité de traiter conjointement la dynamique de long terme et les ajustements de court terme.

Nous observons que les variables ont des ordres d'intégration différents ($I(0)$ et $I(1)$). Ce modèle, qui fait partie de la classe des modèles dynamiques, permet de capter les effets temporels (délai d'ajustement, anticipations, etc.) dans l'explication d'une variable.

Le modèle ARDL combine une composante autorégressive, qui fait intervenir les valeurs retardées de la variable dépendante, et une composante à retards échelonnés, qui fait intervenir les valeurs courantes et retardées des variables explicatives.

Sa forme agrégée s'écrit :

$$Y_t = \varphi + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q b_j X_{t-j} + e_t \quad (1)$$

L'on notera que « b_0 » traduit l'effet à court terme de X_t sur Y_t . Pour calculer l'effet à long terme de X_t sur Y_t (soit « λ »), partant de la relation de long terme ou d'équilibre suivante :

$$Y_t = k + \lambda X_t + u_t \quad (2)$$

$$\text{On a : } \lambda = \frac{\sum b_j}{(1 - \sum a_i)}$$

Dans le cadre de ce papier, il est interprété comme l'impact à long terme d'une dépréciation de 1 % par rapport à l'inflation intérieure. L'effet à long terme correspond à la valeur attendue après que tout l'ajustement dynamique a eu lieu.

Les modèles ARDL introduits par Pesaran et Shin (1997), qui héritent les caractéristiques des modèles AR et DL, souffrent de certains problèmes économétriques qui compliquent son estimation par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) : colinéarité entre variables explicatives (modèle DL), autocorrélation des erreurs (modèle AR), etc. L'on recourt généralement à des techniques d'estimation robustes.

3.3. Modèle empirique

Dans ce papier, nous cherchons à saisir les effets sur le taux d'inflation (mesuré par IPC : variable dépendante) du taux de change (TC : variable d'intérêt), tenant compte d'autres variables de contrôle indispensables dont les influences pourraient améliorer les résultats (*ces variables sont couramment utilisées dans l'évaluation du pass-through du taux de change*) : indice des prix à l'importation (IPI), indice des prix à la production (IPP) et la masse monétaire (MM).

Ainsi, nous nous proposons d'estimer un modèle ARDL pour la fonction suivante :

$$LIPC_t = f(LIPI_t, LIPP_t, LTC_t, LMM_t) \quad (3)$$

(l) représente logarithme népérien ; l'indice (t) indique le temps.

La représentation ARDL de la fonction (6) se présente comme suit :

$$\begin{aligned}
 DLIPC_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} DLIPC_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{2i} DLTC_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{3i} DLIPP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{4i} DLIPI_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^q \alpha_{5i} DLMM_{t-i} + b_1 LIPC_{t-1} + b_2 LTC_{t-1} + b_3 LIPP_{t-1} + b_4 LIPI_{t-1} \\
 & + b_5 DLMM_{t-1} + e_t
 \end{aligned} \quad (4)$$

avec :

D : l'opérateur différence première

α_0 : la constante et $\alpha_1, \dots, \alpha_5$: les effets à court terme ;

$b_1, \dots, b_5$: dynamique de long terme du modèle ; $e_t \sim iid(0, \sigma)$: terme d'erreur (bruit blanc)

Nous nous servons des critères d'information (Akaike-AIC, Schwarz-SIC et Hannan-Quin) pour déterminer les décalages optimaux (p, q) du modèle ARDL, comme pour tout modèle dynamique. Le modèle retenu obéira au principe de parcimonie.

Ecrire un modèle ARDL comme ci-dessus (relation 7) suppose l'existence d'une relation de cointégration entre les variables qui conditionne même l'estimation des coefficients de court et de long terme de ces variables. La littérature économétrique fournit plusieurs tests de cointégration dont celui de Engel et Granger (1987), celui de Johansen (1991) et celui de Pesaran et Shin (1998) et Pesaran et al. (2001). Le test de cointégration de Engle et Granger (1991) n'est valide que pour deux variables intégrées de même ordre (I(1)), il est ainsi moins efficace pour des cas multivariés.

Bien que le test de Johansen contourne une telle difficulté, il est fondé sur une modélisation vectorielle autorégressive à correction d'erreur (VECM), il exige aussi que toutes les variables soient intégrées de même ordre, ce qui n'est pas toujours le cas en pratique. Lorsqu'on dispose de plusieurs variables intégrées d'ordres différents (I(0), I(1)), l'on peut recourir au test de cointégration de Pesaran et al. (2001) appelé « test de cointégration aux bornes » ou « bounds test to cointegration ». La procédure comporte deux étapes : détermination du décalage optimal par les critères d'information (AIC, SIC), puis test de Fisher sur la nullité conjointe des coefficients de long terme. La statistique obtenue est comparée aux bornes simulées par Pesaran et al. (2001), la borne inférieure correspondant au cas où toutes les variables sont I(0) et la borne supérieure au cas où elles sont I(1).

Ainsi :

$$\begin{cases}
 \text{Si } Fisher > \text{borne supérieure} : \text{existence d'une cointégration} \\
 \text{Si } Fisher < \text{borne inférieure} : \text{absence de cointégration} \\
 \text{Si } \text{borne inférieure} < Fisher < \text{borne supérieure} : \text{cas douteux}
 \end{cases}$$

Grâce à la procédure de Pesaran et al. (2001), un modèle à correction d'erreur peut aider à confirmer l'existence ou non de la cointégration entre variables.

Soit :

$$\begin{aligned} DLIPC_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} DLIPC_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{2i} DLTC_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{3i} DLIPP_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^q \alpha_{4i} DLIPI_{t-i} + \\ & + \sum_{i=0}^q \alpha_{5i} DLMM_{t-i} + \theta u_{t-1} + e_t \end{aligned} \tag{5}$$

4. Résultats empiriques

4.1. Présentation et validation des résultats

4.1.1. Analyse de la corrélation entre variables

L’analyse du tableau 1 ci-dessous montre qu’il existe une corrélation positive entre l’Indice des Prix à la consommation (LIPC) et toutes les variables utilisées. Le test de corrélation est significatif à 5% pour l’Indice des Prix à la Production (LIPP) et à 1% pour les autres variables (le Taux de Change (LTC), la masse monétaire M2 (LMM) et l’Indice des Prix à l’Importation (LIPI).

Tableau 1 : Matrice de Corrélation

	LIPC	LIPI	LIPP	LTC	LMM
LIPC	1.000000 -----	0.215193 (0.0315)	0.999598 (0.0000)	0.795140 (0.0000)	0.993808 (0.0000)

Source : Source : Estimations de l’auteur. (.) : probabilité critique

4.1.2. Analyse de la stationnarité des variables

Pour analyser la stationnarité des séries utilisées dans le modèle, deux tests ont été exécutés afin de contrôler une éventuelle autocorrélation des erreurs ainsi qu’une éventuelle hétéroscédasticité : (i) le test de Dickey-Fuller Augmenté ; et (ii) le test racine unitaire de Phillips-Perron. Les deux tests aboutissent aux mêmes conclusions (tableau 2), les résultats montrent qu’excepté l’indice des prix à l’importation qui est stationnaire en niveau (I(0)), toutes les autres séries sont intégrés d’ordre 1. Les séries sont ainsi intégrées à des ordres différents et rend opportun le test de cointégration aux bornes (Pesaran, 2001).

Tableau 2 : Tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP)

Variables	Niveau		Différence 1ère		Décision
	ADF	PP	ADF	PP	
LIPC	-1,276 (0.888)	0,878 (0.954)	-12,493* (0.000)	-12,558* (0.000)	I(1)
LIPI	-10,305* (0.000)	-10,356* (0.000)	-	-	I(0)
LIPP	0,873 (0.995)	-2,515 (0.321)	-2,458 (0.349)	-10,443* (0.000)	I(1)
LMM	-1,663 (0.760)	-1,829 (0.683)	-8,852* (0.000)	-8,852* (0.000)	I(1)
LTC	-2,096 (0.247)	-0,228 (0.992)	-6,717 (0.000)*	-7,2195 (0.000)*	I(1)

Source : L’auteur lui-même. (.) : Probabilité Critique * : Stationnaire à 1% ** : Stationnaire à 5%

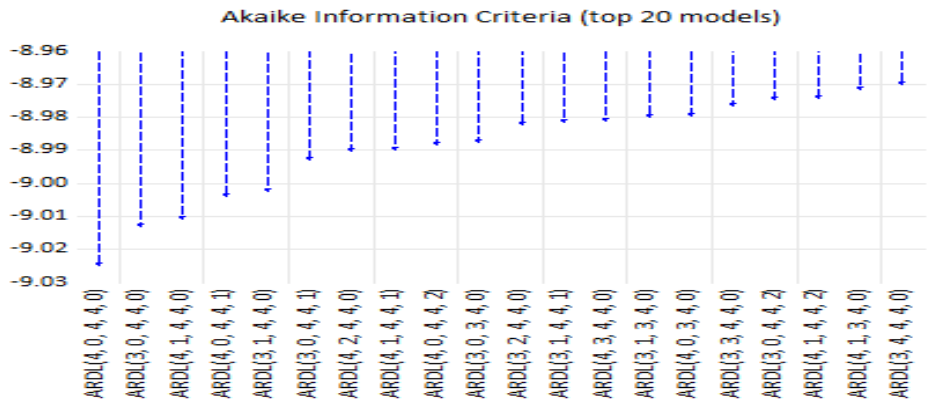
4.1.3. Test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

Nous avons signalé que le test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001) était adapté pour nos séries. Aussi, rappelons qu’il y a deux étapes à suivre pour appliquer le test de cointégration de Pesaran : a) Déterminer le décalage optimal avant tout (AIC, SIC) ; b) Recourir au test de Fisher pour tester la cointégration entre séries.

4.1.4. Décalage optimal et estimation du modèle ARDL

Le modèle ARDL exige le choix du nombre optimal de retards. En effet un excès de retard réduit le degré de liberté et peut aboutir à des formes d’autocorrélation des variables. Le nombre de retard a été déterminé sur la base des critères de sélection (AIC). La figure 1 ci-dessous nous permet de retenir le nombre de retard adéquat (4,0,4,4,0) pour l’estimation du modèle ARDL afin d’obtenir des résultats statistiquement significatifs avec le moins de paramètres.

Figure 1 : Valeurs graphiques selon critère de AIC



Source : Nos estimations.

Comme on peut le voir, le modèle *ARDL*(4,0,4,4,0) est le plus optimal parmi les 19 autres présentés, car il offre la plus petite valeur du critère Akaike.

4.1.5. Test de Fisher de cointégration aux bornes

Le « test de cointégration aux bornes » est adopté dans les cas où les séries sont intégrées suivant des ordres différents $I(0)$ et $I(1)$. Ce test permet de montrer l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle.

Les résultats de la procédure « *bounds test* » ci-dessus montrent que la statistique de Fisher ($F=5.550092$) est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité. Ainsi, nous rejetons l'hypothèse H_0 d'absence de relation de long terme et nous concluons par l'existence d'une relation de long terme entre les différentes variables.

Tableau 3 : Test de cointégration aux bornes

F-Bounds Test		Null hypothesis : No levels Relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	5.550092	10%	2.45	3.52
K	4	5%	2.86	4.01
		2.5%	3.25	4.49
		1%	3.74	5.06

Source : Nos estimations

4.1.6. Validation des résultats empiriques

Au regard des tests post-estimation qui aident à diagnostiquer le modèle ARDL estimé, l'on note l'absence d'autocorrélation des erreurs et d'hétéroscédasticité, il y a normalité des erreurs, et le modèle a été bien spécifié. Aussi, les résultats montrent-ils, au regard des graphiques sur les tests de stabilités ponctuelle et structurelle (CUSUM et CUSUM-SQ) que le modèle est stable et bon pour faire des prévisions (graphes 1 et 2).

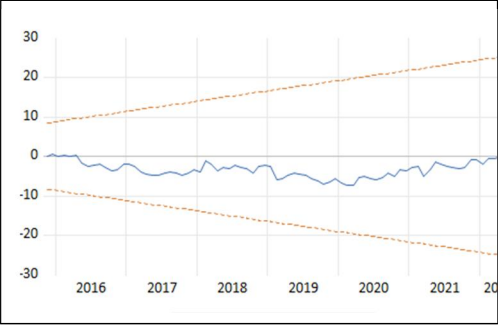
Tableau 3 : Résultats des tests diagnostiques du modèle ARDL estimé

Hypothèse nulle	Tests	Valeurs (probabilité)
Normalité	Jarque-Bera	0.198 (0.906)
Bonne Spécification	Reset de Ramsey	1.010 (0.318)
Absence d'Autocorrélation	Breusch-Godfrey	0.393 (0.531)
	ARCH	2.423 (0.298)
Homoscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	8.370 (0.953)
	Harvey	14.943 (0.529)

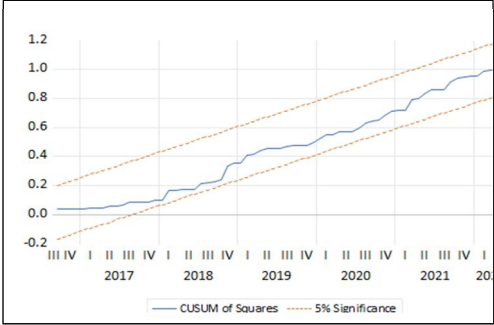
Source : Nos estimations.

L'hypothèse nulle n'est rejetée dans aucun de ces tests. Notre modèle est ainsi validé sur le plan statistique. Le modèle $ARDL(4,0,4,4,0)$ estimé est globalement bon et explique à 99% la dynamique de l'inflation en Guinée, de janvier 2014 à avril 2024.

Graphe 1 : CUSUM



Graphe 2 : CUSUM-SQ



Source : Elaboré par l’auteur.

4.2. Interprétation et discussion des résultats

Cette sous-section est consacrée à l’interprétation des résultats et leur discussion.

4.2.1. Interprétations

Avant notre estimation, des tests préalables ont été effectués afin de fournir une analyse robuste des résultats. Nous avons vérifié la stationnarité² des données à l’aide de tests unitaires de Dickey-Fuller Augmentés (ADF) et de Phillips et Perron (PP) et avons conclu que les données sont stationnaires à niveau I (0) ou en différence première I (1) (annexe 1). Nous avons également vérifié l’existence de relation de cointégration par les tests aux bornes de Pesaran et al. (2001) et nous avons trouvé la preuve d’une telle relation (tableau 7). Les résultats des estimations du Pass-Through du taux de change à court et à long terme de la Guinée sont consignés dans les tableaux 1 et 2 ci-dessus.

L’estimation de la relation de court terme présentée dans le tableau 1 ci-dessous montre que le coefficient d’ajustement (CointEq (-1) = -0.099174) est négatif et statistiquement significatif (0.0000). Ce résultat justifie l’existence d’un mécanisme de correction d’erreur et par conséquent une relation de long terme entre les variables étudiées. Cela traduit le fait que les déviations à court terme de l’équilibre de long terme de l’IPC en logarithme se corrigent de 9,9% par mois par effet de feedback. Le retard moyen saisi à travers la durée de résorption entière d’une déviation de l’équilibre est de 10 mois et 3 jours ($1/0,099174 = 10,10$).

² Par ailleurs, précisons que le modèle ARDL n’est pas applicable pour des variables intégrées d’ordre > à 1.

Tableau 4 : Relations de court terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.209576	0.038255	5.478403	0.0000
D(LIPC(-1))	-0.616087	0.097436	-6.322970	0.0000
D(LIPC(-2))	-0.454687	0.102628	-4.430436	0.0000
D(LIPC(-3))	-0.166861	0.096586	-1.727580	0.0880
D(LIPP)	0.589276	0.030699	19.19544	0.0000
D(LIPP(-1))	0.360544	0.064000	5.633497	0.0000
D(LIPP(-2))	0.323272	0.066206	4.882847	0.0000
D(LIPP(-3))	0.173688	0.068361	2.540730	0.0130
D(LMM)	0.013862	0.017361	0.798495	0.4270
D(LMM(-1))	-0.037700	0.017468	-2.158220	0.0339
D(LMM(-2))	-0.051866	0.017784	-2.916422	0.0046
D(LMM(-3))	-0.062430	0.018658	-3.346062	0.0013
CointEq(-1)*	-0.099174	0.018367	-5.399588	0.0000

Source : Nos estimations

Par ailleurs, les coefficients des variables retardées représentent les élasticités à court terme, on constate que l'indice des prix à la consommation dépend négativement de ses valeurs passées et cet effet s'estompe donc dans le temps, contrairement à ceux obtenus par Sekkal et Kenniche (2022). Toutefois, ce résultat est conforme à la réalité. Il s'explique par l'efficacité des mesures drastiques de lutte contre l'inflation mises en œuvre ces dernières années se traduisant par une plus grande confiance accordée à la politique monétaire implémentée. La variable masse monétaire exerce un impact immédiat positif mais non statistiquement significatif. Par contre, ses effets retardés sur l'indice des prix à la consommation sont négatifs et statistiquement significatifs au seuil de 5%. Ainsi, une hausse de 1% de la masse monétaire provoque une baisse marginale des prix mais de façon retardée de l'ordre respectivement de 0.04%, 0.05% et de 0.06%. Les prix des produits locaux exercent un effet positif (immédiat et passé) et statistiquement significatif sur les prix à la consommation à court terme. Une hausse de 1% de ces derniers provoque une hausse de 0.59% de l'inflation. Et, cet effet s'estompe dans le temps.

Par ailleurs, les résultats de l'estimation de la relation de long terme, présentés dans le tableau 2 ci-dessous montrent que seules les variables taux de change nominal et Indice de prix des produits locaux sont significatifs respectivement à 7% et 1%. Ainsi une augmentation du taux de change (dépréciation de la monnaie nationale) de l'ordre de 1% produit une diminution des pressions inflationniste de l'ordre 0.19% à long terme (ce résultat était prévisible étant donné les efforts fournis pour stabiliser le taux de change), tandis qu'une augmentation de 1% de l'IPP entraîne une augmentation de 0.78% à long terme. La masse monétaire et l'Indice des Prix à l'Importation n'ont pas d'effets significatifs sur l'inflation à long terme.

Tableau 5 : La relation de long terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTC	-0.192830	0.101853	-1.893222	0.0620
LIPP	0.786324	0.106958	7.351700	0.0000
LMM	0.097924	0.088016	1.112563	0.2693
LIPI	0.003039	0.003978	0.763802	0.4473
EC = LIPC - (-0.1928*LTC + 0.7863*LIPP + 0.0979*LMM + 0.0030*LIPI)				

Source : Nos estimations

4.2.2. Discussions

Les résultats de l’estimation ARDL indiquent un pass-through du taux de change en Guinée faible (0,19), incomplet et uniquement significatif à long terme (seuil de 7%), confirmant l’absence de transmission immédiate vers l’inflation. Cette dynamique suggère que les chocs de change se diffusent lentement, principalement via les prix des importations et des intrants, avant d’atteindre l’IPC. Ce constat est cohérent avec Lariau et al. (2016), ainsi qu’avec Bangura et al. (2012) pour la Sierra Leone, et plus récemment Gouaghdime et Mafamane (2024) et Assalih et Bissoug (2025) dans le cas du Maroc, qui mettent en évidence un pass-through incomplet. La faible élasticité estimée traduit l’existence de rigidités nominales et de comportements de pricing-to-market (Bacchetta & Van Wincoop, 2005). Par ailleurs, conformément à Taylor (2000), un environnement inflationniste relativement maîtrisé contribue à atténuer la transmission. Toutefois, ce résultat contraste avec des travaux récents du FMI (Kemoe et al, 2024) montrant qu’en Afrique subsaharienne, le pass-through demeure élevé et significatif, notamment en cas de fortes dépréciations et dans les économies peu diversifiées. Cette divergence suggère que la Guinée pourrait présenter des spécificités structurelles (organisation des marchés, concurrence, politiques monétaires) limitant la transmission. Enfin, le résultat confirme une transmission indirecte, graduelle et amortie des chocs de change vers l’inflation.

5. Conclusion

L’objectif de ce travail était d’étudier l’effet de pass-through de taux de change sur la période allant de janvier 2014 à octobre 2024 afin de dégager les implications de politiques économiques appropriées. Cet objectif est abordé selon la méthode ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) appliquée à notre modèle théorique. Les différents tests de validations (Jarque-Bera, Ramsey, Breusch-Godfrey, ARCH, Breusch-Pagan-Godfrey et Harvey) ont montré que le modèle était globalement acceptable.

Les résultats révèlent la présence de l’effet pass-through à long terme (une dépréciation de 1% entraîne une augmentation de l’inflation de 0,19% à long terme) mais non à court terme. Aussi, révèlent-ils que tout déséquilibre à court terme est résorbé au bout de 10 mois. Ces résultats attestent l’existence d’un mécanisme de correction d’erreur et par conséquent une relation de long terme entre les variables étudiées.

La faiblesse du pass-through, étant donné que les variations excessives du taux de change seront transmises faiblement au niveau général des prix sur le long terme, met en évidence les efforts accomplis ces dernières années pour la maîtrise de l’inflation et dénote, par-là, la relative résilience de l’économie guinéenne aux chocs exogènes qui

pourraient l'affecter négativement et remettre en cause les efforts de maintien de l'inflation à un niveau bas.

Par ailleurs, l'impact significatif des prix de production sur l'IPC à court et à long terme s'expliquerait par l'effet des tensions sur les marchés des matières premières et des perturbations de la production de certains intrants..

Les résultats de cette étude suggèrent la réduction des coûts d'importation des matières premières et la diversification du tissu productif. Dans ce cadre, un accent pourrait être mis sur la valorisation des atouts majeurs de la République de Guinée (la culture, le tourisme, la production agricole, etc.), qui constituent d'importantes sources d'entrée de devises. Aussi, le resserrement de la politique monétaire en cours pourrait-il être maintenu, assorti d'allègements ponctuels, afin de ne pas contrarier les efforts de relance économique.

6. Références bibliographiques

- Abida, Z., & Sghaier, I. M. (2012). Transmission des variations du taux de change aux prix : Évidence empirique pour la Tunisie et le Maroc. *Global Journal of Management and Business Research*, 12(2), 77–88. <https://journalofbusiness.org/index.php/GJMBR/article/view/646>
- Aisen, A., Simione, F., & Manguinhane, E. (2021). An empirical assessment of the exchange rate pass-through in Mozambique. *IMF Working Papers*, International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781513573694.001>
- Anoualigh, J., Elmarzoqi, M., & Abdouni, A. (2021). The impact of the exchange rate on inflation rate in Morocco: Empirical investigation (1980–2019). *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, 2(4), 444–458. <https://doi.org/10.5281/zenodo.5146562>
- Arsova, A. (2021). Exchange rate pass-through to import prices in Europe: A panel cointegration approach. *Empirical Economics*, 61, 61–100. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01858-8>
- Assalih, H., & Bissoug, H. (2025). Le Pass-Through du taux de change sur l'inflation au Maroc. *International Journal of Research in Economics and Finance*, 2(3), 57–71. <https://doi.org/10.71420/ijref.v2i3.78>
- Bacchetta P. et Van Wincoop E. (2005). A theory of the currency denomination of international trade. *Journal of International Economics*, 67(2), 295–319. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2004.01.006>
- Bailliu, J., & Bouakez, H. (2004). La transmission des variations des taux de change dans les pays industrialisés. *Revue de la Banque du Canada*, printemps, 21–31. <https://www.banqueducanada.ca/wp-content/uploads/2010/06/bailliuf.pdf>
- Bangura, M., Caulker, E., & Pessima, S. (2012). Exchange rate pass-through to inflation in Sierra Leone: A structural vector autoregressive approach. *Journal of Monetary and Economic Integration*, 12(1), 93–123.

- Beirne, J., Renzhi, N., & Panthi, P. (2024). Exchange rate pass-through in emerging Asia and exposure to external shocks. *Economic Analysis and Policy*, 81, 1608-1624. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2023.10.033>
- Betts, C., & Devereux, M. B. (2000). Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market. *Journal of International Economics*, 50(1), 215–244. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(98\)00036-1](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(98)00036-1)
- Cabrillac, B., & Fleuriet, V. (2022, 11 mars). *Flexibilité des changes et résilience aux chocs externes en Afrique subsaharienne* (Bloc-notes Éco, n° 260). Banque de France. <https://www.banque-france.fr/fr/publications-et-statistiques/publications/flexibilite-des-changes-et-resilience-aux-chocs-externes-en-afrique-subsaharienne>
- Choudhri, E. U., & Hakura, D. S. (2006). Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter?. *Journal of international Money and Finance*, 25(4), 614-639. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.11.009>
- Corsetti, G., & Dedola, L. (2005). A macroeconomic model of international price discrimination. *Journal of International Economics*, 67(1), 129–155. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2004.09.009>
- Coulibaly, D., & Kempf, H. (2010). *Does inflation targeting decrease exchange rate pass-through in emerging countries?* (Banque de France Working Paper No. 303). Banque de France. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1706025>
- Devereux, M. B., & Engel, C. (2003). Monetary policy in the open economy revisited: Price setting and exchange-rate flexibility. *The Review of Economic Studies*, 70(4), 765–783. <https://doi.org/10.1111/1467-937X.00266>
- Devereux, M. B., & Yetman, J. (2002). Price-setting and exchange rate pass-through: Theory and evidence. In *Price adjustment and monetary policy: Proceedings of a conference held at the Bank of Canada, November 2002* (pp. 347–371). Bank of Canada. <https://www.bankofcanada.ca/2002/11/price-adjustment-monetary-policy/>
- Dilla, S., Achsani, N. A., & Anggraeni, L. (2017). Do inflation targeting really reduced exchange rate pass-through? *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(3), 444–452. <https://ideas.repec.org/a/eco/journ1/2017-03-58.html>
- Edwards, S. (2006). *The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited* (NBER Working Paper No. 12163). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w12163>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Forbes, K. J., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2017). *Shocks versus structure: Explaining differences in exchange rate pass-through across countries and time* (External Monetary Policy Committee Unit Discussion Paper No. 50). Bank of England. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2999637>

- Gagnon, J. E., & Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics*, 9(4), 315–338. <https://doi.org/10.1002/ijfe.253>
- Goldfajn, I., & Werlang, S. R. C. (2000). *The pass-through from depreciation to inflation: A panel study* (Working Papers Series No. 5). Central Bank of Brazil. <https://www.bcb.gov.br/ingles/public/wps/wps05.pdf>
- Gouaghdim, A., & Mafamane, D. (2024). Dynamique du pass-through du taux de change (ERPT) au Maroc : Analyse des déterminants et évaluation de la transmission par une approche ARDL. *Revue des Études Multidisciplinaires en Sciences Économiques et Sociales*, 9(2), 1–25. <https://revues.imist.ma/index.php/REMSES/article/view/46751>
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580. <https://doi.org/10.2307/2938278>
- Kassi, D. F., Rathnayake, D. N., Edjoukou, A. J. R., Gnangoin, Y. T., Louembe, P. A., Ding, N., & Sun, G. (2019). Asymmetry in exchange rate pass-through to consumer prices: New perspective from Sub-Saharan African countries. *Economies*, 7(1), Article 5. <https://doi.org/10.3390/economies7010005>
- Kemoe, L., Mbohoul, M., Mighri, H., & Quayyum, S. N. (2024). *Effect of exchange rate movements on inflation in Sub-Saharan Africa* (IMF Working Paper No. 2024/059). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9798400269264.001>
- Lariau, A., El Said, M. et Takebe, M. (2016). An Assessment of the Exchange Rate Pass-Through in Angola and Nigeria, IMF Working Paper, (16)191. 31. <https://doi.org/10.5089/9781475537529.001>
- McCarthy, J. (1999). *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies* (BIS Working Papers No. 79). Bank for International Settlements. <https://doi.org/10.2139/ssrn.856284>
- Mihaljek, D., & Klau, M. (2008). Exchange rate pass-through in emerging market economies: What has changed and why? In *Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies* (BIS Papers No. 35, pp. 103–130). Bank for International Settlements.
- Mishkin, F. S. (2008). *Exchange rate pass-through and monetary policy* (NBER Working Paper No. 13889). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w13889>
- Mujica, P., & Saens, R. (2015). Exchange rate pass-through and inflation targets in Chile. *Cepal Review*, 2015(117), 137–146. <https://doi.org/10.18356/f89148d5-en>
- Nogueira Júnior, R. P., & León-Ledesma, M. A. (2010). Is low inflation really causing the decline in exchange rate pass-through? (Studies in Economics No. 1002).

School of Economics, University of Kent.
<https://www.kent.ac.uk/economics/repec/1002.pdf>

- Organisation internationale du Travail. (2004). *Manuel de l'indice des prix à la consommation : Théorie et pratique*. Bureau international du Travail.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strøm (Ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 371–413). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CCOL0521633230.011>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Razafimahefa, I. F. (2012). *Exchange rate pass-through in sub-Saharan African economies and its determinants* (IMF Working Paper No. 12/141). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781475503982.001>
- Sekkal, A., & Kenniche, M. (2022). Analyse de l'effet du pass-through en Algérie : Une approche ARDL sur la période 1987–2019. <https://doi.org/10.55624/2382-005-001-029>
- Takhtamanova, Y. F. (2010). Understanding changes in exchange rate pass-through. *Journal of Macroeconomics*, 32(4), 1118–1130. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2010.04.004>
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389–1408. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00037-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00037-4)
- Vega, M., & Winkelried, D. (2005). Inflation targeting and inflation behavior: A successful story? *International Journal of Central Banking*, 1(3), 153–175. <https://www.ijcb.org/journal/v1n3/inflation-targeting-and-inflation-behavior-successful-story>
- Vo, A. T., Ho, C. M., & Vo, D. H. (2020). Understanding the exchange rate pass-through to consumer prices in Vietnam: the SVAR approach. *International Journal of Emerging Markets*, 15(5), 971-989. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-10-2018-0551>
- Winkelried, D. (2011). *Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru* (Working Paper No. 2011-012). Banco Central de Reserva del Perú.