

Étude de la persistance inflationniste induite par le pass-through du taux de change

Study of Inflation Persistence Induced by Exchange Rate Pass-Through.

Auteur 1 : KAVANYA PENE KAHAMBO Gassy.

KAVANYA PENE KAHAMBO Gassy

Apprenant en DEA à l'Université Pédagogique Nationale (UPN)

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion

République Démocratique du Congo (RDC), Kinshasa

Déclaration de divulgation : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

Conflit d'intérêts : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

Pour citer cet article : KAVANYA PENE KAHAMBO Gassy (2026) « Étude de la persistance inflationniste induite par le pass-through du taux de change », African Scientific Journal « Volume 03, Num 37 » pp: 0026– 0052.



DOI : 10.5281/zenodo.21335597

Copyright © 2026 – ASJ



RESUME

Cette étude analyse l'effet de la dépréciation du taux de change sur l'inflation en République Démocratique du Congo sur la période 1995-2025. Dans un contexte marqué par une dollarisation omniprésente et une forte dépendance envers l'extérieur, cette recherche adopte une approche quantitative fondée sur l'analyse des séries chronologiques. Les relations de court et de long terme sont estimées à l'aide d'un Modèle Vectoriel à Correction d'Erreur (VECM), après vérification de la stationnarité des séries et de l'existence d'une relation de cointégration. L'échantillon est constitué de données macroéconomiques annuelles couvrant la période 1995-2025. Les variables analysées sont l'Indice des Prix à la Consommation, le taux de change, la masse monétaire M2, le Produit Intérieur Brut, l'ouverture commerciale et les Investissements Directs Étrangers.

Les résultats empiriques révèlent l'existence de la mémoire longue de l'inflation en RDC et la dépendance névralgique aux importations. Ce résultat met en évidence un mécanisme de pass-through gravé dans les structures économiques et nourri par les anticipations psychologiques des agents : chaque dépréciation du Franc Congolais se traduit presque mécaniquement par une hausse durable des prix. En outre ; L'étude démontre l'illusion d'un contrôle strict de la monnaie par les autorités. En RDC, la masse monétaire est passive ; sa variabilité dépend à 19,00 % du taux de change et à 15,99 % des entrées d'investissements directs étrangers. De même, la croissance économique réelle est prise en étau, l'instabilité des prix captant près de 20 % de sa fluctuation à long terme.

En conclusion, cette étude confirme l'existence d'un pass-through positif, significatif du taux de change vers les prix ainsi qu'une persistance des effets inflationnistes à court et à long terme en République Démocratique du Congo. Elle met en évidence la nécessité de renforcer la stabilité du taux de change, la crédibilité de la politique monétaire et le de la production nationale afin de réduire la dépendance aux importations et limiter les pressions inflationnistes d'origine externe.

Mots-clés : Pass-through, taux de change, inflation, Modèle à Correction d'Erreur Vectoriel (VECM), RDC

ABSTRACT

This study examines the effect of exchange rate depreciation on inflation in the Democratic Republic of the Congo over the period 1995-2025. In a context characterized by pervasive dollarization and a high degree of external dependence, this research adopts a quantitative approach based on time-series analysis. The short-run and long-run relationships are estimated using a Vector Error Correction Model (VECM), after testing for the stationarity of the series and the existence of a cointegration relationship. The sample consists of annual macroeconomic data covering the period 1995-2025. The variables analyzed include the Consumer Price Index (CPI), the exchange rate, broad money, Gross Domestic Product, trade openness, and Foreign Direct Investment.

The empirical findings reveal the existence of long-term inflation persistence in the Democratic Republic of the Congo, as well as the country's strong dependence on imports. The results highlight an exchange rate pass-through mechanism deeply embedded in the country's economic structure and reinforced by the inflationary expectations of economic agents. Consequently, each depreciation of the Congolese franc is transmitted almost mechanically into a sustained increase in domestic prices. Furthermore, the findings suggest that the monetary authorities have limited control over the money supply. In the Democratic Republic of the Congo, broad money (M2) appears to be largely endogenous, with 19.00% of its long-run variability explained by exchange rate fluctuations and 15.99% by inflows of Foreign Direct Investment. Similarly, real economic growth remains constrained, with price instability accounting for nearly 20% of its long-run fluctuations.

In conclusion, this study confirms the existence of a positive and statistically significant exchange rate pass-through to domestic prices, together with the persistence of inflationary effects in both the short and long run in the Democratic Republic of the Congo. The findings underscore the need to strengthen exchange rate stability, enhance the credibility of monetary policy, and promote domestic production in order to reduce import dependence and mitigate externally induced inflationary pressures.

Keywords: Pass-Through, Exchange Rate Inflation, Exchange Rate, VECM, Monetary Policy, Democratic Republic of the Congo.

Introduction

La stabilité des prix s'est imposée au cours de ces dernières décennies comme l'un des principaux objectifs des politiques économiques à travers le monde. Dans un contexte marqué par l'intensification des échanges commerciaux, l'intégration croissante des marchés financiers et la multiplication des chocs externes, les fluctuations du taux de change constituent désormais un déterminant majeur de la dynamique inflationniste. Pour les économies ouvertes, particulièrement celles dépendantes des importations, les variations du taux de change influencent directement le coût des biens importés, les coûts de production et, en définitive, le niveau général des prix. La compréhension de ce mécanisme de transmission représente ainsi un enjeu central pour les autorités monétaires soucieuses de préserver la stabilité macroéconomique. Les travaux fondateurs de Dornbusch (1976, 1987), Goldberg et Knetter (1997) et Taylor (2000) ont largement contribué à l'émergence d'une abondante littérature consacrée au phénomène de transmission du taux de change aux prix domestiques, communément désigné sous le terme de Exchange Rate Pass-Through (*ERPT*).

La littérature économique montre que l'intensité du pass-through varie considérablement d'un pays à l'autre. Alors que les économies avancées caractérisées par une faible inflation et une forte crédibilité monétaire enregistrent généralement un degré limité de transmission, les pays en développement présentent souvent un pass-through plus élevé en raison de leur dépendance aux importations, de la volatilité de leur monnaie et de la fragilité de leurs institutions économiques. Les travaux de Choudhri et Hakura (2006) démontrent notamment que les environnements inflationnistes favorisent une transmission plus importante des variations du taux de change aux prix domestiques, renforçant ainsi les risques de persistance inflationniste. La République Démocratique du Congo (RDC) constitue un cas particulièrement intéressant dans ce débat. Depuis le milieu des années 1990, l'économie congolaise a connu d'importantes mutations caractérisées par des épisodes de forte inflation, de dépréciation monétaire, de réformes économiques et de stabilisation progressive du cadre macroéconomique. Malgré les avancées enregistrées au cours des deux dernières décennies, le pays demeure fortement dépendant des importations de biens de consommation et d'équipements, tandis que le dollar américain continue de jouer un rôle prépondérant dans les transactions économiques. Cette forte dollarisation réduit l'efficacité des mécanismes traditionnels de transmission de la politique monétaire et accentue la sensibilité de l'économie aux fluctuations du taux de change.

Les développements récents illustrent parfaitement cette problématique. Après avoir atteint 23,8 % en glissement annuel à la fin de l'année 2023, l'inflation en RDC a progressivement

ralenti sous l'effet du resserrement de la politique monétaire menée par la Banque Centrale du Congo. En novembre 2024, elle s'établissait à 12,8 %, tandis que les pressions de dépréciation sur le franc congolais se sont atténuées, avec une dépréciation d'environ 6 % sur les marchés officiels et parallèle. En mai 2025, l'inflation annuelle est même retombée à 9,1 %, témoignant d'une amélioration relative de la stabilité macroéconomique. Toutefois, cette évolution ne remet pas en cause la vulnérabilité persistante de l'économie congolaise aux fluctuations du taux de change.

Malgré l'intérêt croissant porté à la relation entre taux de change et inflation dans les économies en développement, plusieurs insuffisances demeurent dans la littérature consacrée à la RDC. D'une part, les études existantes se concentrent principalement sur l'identification de l'effet du taux de change sur les prix sans examiner en profondeur la persistance de cette transmission dans le temps. D'autre part, peu de travaux couvrent une période suffisamment longue pour intégrer à la fois les épisodes d'instabilité monétaire des années 1990, les réformes macroéconomiques des années 2000 ainsi que les évolutions récentes de l'économie congolaise. Enfin, la plupart des recherches se limitent à mesurer l'ampleur du pass-through sans analyser les mécanismes par lesquels les variations du taux de change alimentent durablement les anticipations inflationnistes.

Dès lors, la problématique de cet article est la suivante : Quel est le degré de pass-through du taux de change sur les prix en République Démocratique du Congo ?

Ainsi, l'objectif de cette étude est d'analyser l'effet de la dépréciation du taux de change sur l'inflation en République Démocratique du Congo sur la période 1995-2025.

Cette étude s'inscrit sur l'approche positiviste car elle vise à évaluer la dynamique de court terme et de long terme entre le taux de change et l'inflation, à mesurer le degré de transmission des variations du change aux prix domestiques et à examiner la persistance des effets inflationnistes induits par les chocs de change à partir des données quantitatives. Pour atteindre ces objectifs, l'étude mobilise un modèle à correction d'erreur vectoriel (VECM), complété par l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle et de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision.

Afin de répondre à cette problématique, l'article est structuré en quatre sections. La première présente la revue de la littérature théorique et empirique. La deuxième expose décrit l'approche méthodologique et la spécification du modèle retenu. Enfin, la troisième section est consacrée à la présentation et la discussion des résultats empiriques obtenus.

1. Revue théorique et empirique

L'analyse de la relation entre le taux de change et l'inflation s'inscrit dans une tradition théorique ancienne qui a progressivement évolué avec le développement de l'économie internationale et de la macroéconomie monétaire. Les travaux consacrés à cette problématique convergent vers l'idée selon laquelle les variations du taux de change influencent directement ou indirectement le niveau général des prix, notamment dans les économies ouvertes fortement dépendantes des importations. Dans cette perspective, plusieurs approches théoriques permettent d'expliquer les mécanismes de transmission des fluctuations du taux de change à l'inflation.

L'une des premières contributions majeures est celle de la théorie de la Parité du Pouvoir d'Achat (PPA), développée par Gustav Cassel au lendemain de la Première Guerre mondiale. Selon Cassel (1918, 1922), les taux de change entre les monnaies tendent, à long terme, à refléter les différences de niveaux de prix entre les pays. Ainsi, une hausse plus rapide des prix domestiques par rapport aux prix étrangers entraîne une dépréciation de la monnaie nationale afin de rétablir l'équilibre du pouvoir d'achat. Cette théorie établit un lien fondamental entre inflation et taux de change.

L'approche développée par Dornbusch (1976) vient compléter cette analyse à travers le modèle de surajustement du taux de change (Exchange Rate Overshooting Model). Dans ce cadre théorique, les marchés financiers réagissent plus rapidement que les marchés des biens aux chocs monétaires. Une expansion de la masse monétaire provoque ainsi une dépréciation immédiate et souvent excessive du taux de change avant que celui-ci ne converge progressivement vers son niveau d'équilibre.

La théorie du pass-through du taux de change constitue toutefois le cadre analytique le plus directement lié à la présente recherche. Les travaux de Goldberg et Knetter (1997) définissent le pass-through comme le degré auquel une variation du taux de change se transmet aux prix domestiques. Selon cette approche, une dépréciation de la monnaie nationale renchérit le coût des biens importés, ce qui conduit progressivement les entreprises à ajuster leurs prix de vente. L'ampleur de cette transmission dépend toutefois de plusieurs facteurs, notamment la structure des marchés, le degré de concurrence, les comportements de fixation des prix et la crédibilité des autorités monétaires. Cette théorie est particulièrement pertinente pour les économies en développement où les importations représentent une part importante de la consommation et de la production nationales.

Dans le prolongement de cette réflexion, Taylor (2000) met en évidence le rôle déterminant de l'environnement inflationniste dans l'intensité du pass-through. Selon lui, les entreprises sont

davantage enclines à répercuter les variations du taux de change sur leurs prix lorsque l'inflation est élevée et persistante. À l'inverse, dans les économies caractérisées par une inflation faible et stable, les producteurs absorbent plus facilement les variations de coûts dans leurs marges bénéficiaires.

De son côté Friedman (1968) apporte un éclairage complémentaire sur la dynamique inflationniste. Pour cet auteur, « l'inflation est toujours et partout un phénomène monétaire ». Selon cette conception, une croissance excessive de la masse monétaire par rapport à la production réelle entraîne inévitablement une hausse durable du niveau général des prix. Cette théorie souligne le rôle central de la politique monétaire dans la maîtrise de l'inflation et met en évidence les interactions étroites entre création monétaire, dépréciation du taux de change et augmentation des prix.

Parmi les travaux empiriques les plus influents nous avons Choudhri et Hakura (2006) qui ont analysé un échantillon de 71 pays afin d'examiner l'incidence de l'environnement inflationniste sur le degré de pass-through du taux de change. À l'aide d'un modèle économétrique en données de panel, les auteurs démontrent que la transmission du taux de change aux prix est significativement plus forte dans les pays caractérisés par une inflation élevée. Ils concluent que la crédibilité de la politique monétaire constitue un facteur déterminant dans la limitation des effets inflationnistes des dépréciations monétaires.

Dans une étude portant sur douze économies émergentes, Ca' Zorzi, Hahn et Sánchez (2007) montrent que le pass-through demeure généralement incomplet mais significatif. Les auteurs observent que les variations du taux de change affectent davantage les prix à l'importation que les prix à la consommation, ce qui suggère l'existence de mécanismes d'ajustement intermédiaires avant la transmission complète aux consommateurs finaux. Ces résultats confirment que l'effet du taux de change sur l'inflation dépend largement de la structure des marchés domestiques.

Les recherches de Gopinath et Itskhoki (2010) apportent une contribution importante à la compréhension des mécanismes de transmission en montrant que la rigidité des prix joue un rôle central dans le pass-through. À partir de données microéconomiques portant sur le commerce international, les auteurs démontrent que les entreprises ajustent rarement leurs prix à chaque variation du taux de change, ce qui explique le caractère progressif de la transmission observée dans de nombreuses économies.

Flaccadoro (2024) étudie le cas du Canada, petite économie ouverte et exportatrice de matières premières. L'auteur montre que le pass-through dépend largement de la nature des chocs

macroéconomiques, notamment des fluctuations des prix des matières premières. Les résultats soulignent que les estimations du pass-through peuvent varier selon le cadre économétrique retenu, ce qui invite à une interprétation prudente des coefficients estimés.

Dans le contexte des pays émergents d'Asie, Ito et Sato (2008) ont étudié les conséquences des crises financières sur le pass-through du taux de change. Leurs résultats révèlent que les dépréciations monétaires importantes observées après les crises asiatiques se sont traduites par une augmentation significative de l'inflation. Ils concluent que la vulnérabilité externe et la dépendance aux importations renforcent considérablement la transmission du taux de change aux prix domestiques.

Chen N, Chung et Novy (2022) analysent l'influence de la monnaie de facturation du commerce international sur le pass-through du taux de change. À partir de données détaillées sur les importations britanniques, ils démontrent que la monnaie utilisée dans les transactions internationales constitue un déterminant essentiel du degré de transmission des variations du taux de change aux prix des importations. Leurs résultats montrent que le recours à une monnaie véhiculaire, notamment le dollar américain, modifie considérablement l'ampleur du pass-through.

Les études consacrées au continent africain aboutissent à des conclusions similaires. En analysant le cas du Nigéria, Aliyu, Yakub, Sanni et Duke (2009) montrent qu'une dépréciation du taux de change exerce un effet positif et significatif sur l'inflation. Les auteurs soulignent que la forte dépendance du pays aux importations explique la sensibilité des prix domestiques aux fluctuations du taux de change. De même, Frimpong et Adam (2010) constatent, dans le cas du Ghana, que les variations du taux de change constituent l'un des principaux déterminants de l'inflation à long terme.

Kinda (2021) a étudié le pass-through du taux de change aux prix des importations dans un panel de pays d'Afrique de l'Ouest. En utilisant des techniques économétriques sur données de panel hétérogènes, l'auteur montre que le degré de transmission varie selon les pays et qu'il est généralement plus élevé dans les économies fortement dépendantes des importations. Il souligne également que la flexibilité du taux de change et la structure des échanges commerciaux influencent significativement l'intensité du pass-through.

Pour l'Afrique du Sud, Bhundia (2002) met en évidence un pass-through relativement modéré comparativement aux autres économies africaines. Selon l'auteur, cette situation s'explique par une meilleure crédibilité de la politique monétaire et par le développement plus avancé du

système financier sud-africain. Cette conclusion met en évidence l'importance du cadre institutionnel dans l'atténuation des effets inflationnistes liés aux fluctuations du taux de change. Dans l'ensemble, la littérature empirique met en évidence l'existence d'un pass-through significatif dans les économies en développement, particulièrement dans celles caractérisées par une forte dépendance aux importations et une inflation persistante. Toutefois, peu d'études ont examiné la dynamique de long terme du pass-through en République Démocratique du Congo sur une période couvrant à la fois les épisodes d'instabilité des années 1990, les réformes monétaires des années 2000 et les évolutions économiques récentes. En outre, les travaux existants se concentrent principalement sur la mesure du pass-through sans analyser en profondeur la persistance des effets du taux de change sur l'inflation. C'est dans cette perspective que s'inscrit la présente étude, qui cherche à enrichir la littérature en examinant simultanément les mécanismes de court terme, les relations de long terme et la dynamique de persistance du pass-through du taux de change à l'inflation en République Démocratique du Congo sur la période 1995-2025.

2. Méthodologie économétrique et données

Cette section présente de manière détaillée les données mobilisées ainsi que la stratégie économétrique adoptée pour étudier la persistance inflationniste induite par le pass-through du taux de change en RDC. Le recours à la méthodologie du modèle vectoriel à correction d'erreur ou Vector Error Correction Model (VECM) s'inscrit dans la tradition de l'économétrie dynamique initiée par Engle et Granger (1987) et étendue au cadre multivarié par Johansen (1988, 1995). Ce choix se justifie par la nécessité de modéliser des séries temporelles macroéconomiques qui, bien que non stationnaires en niveau, évoluent de concert sur le long terme, révélant une ou plusieurs relations d'équilibre stable dites de cointégration.

2.1 Données, sources et période d'étude

L'analyse empirique sur les données annuelles couvrant la période 1994-2025, période caractérisée par d'importantes fluctuations macroéconomiques de l'économie congolaise dans le secteur réel et monétaire. Les données mobilisées proviennent des sources institutionnelles nationales et internationales à savoir la Banque Centrale du Congo, le fond monétaire international et la Banque Mondiale. Le choix de cette période s'explique par la disponibilité des données et par la volonté d'étendre le champ d'étude en vue de capter les phases de forte inflation et celles de volatilités du taux de change.

2.2 Les variables

Afin d'atténuer les problèmes d'hétéroscédasticité, de stabiliser la variance des séries chronologiques et de permettre une interprétation directe des coefficients sous forme d'élasticités, les variables exprimées en niveaux absolus ou en indices (Taux de change et Indice des Prix à la Consommation) ont été transformées en logarithmes naturels, conformément aux prescriptions méthodologiques de Wooldridge (2015).

Le modèle d'estimation retient six variables clés, dont la justification théorique s'appuie sur la littérature standard du pass-through en économie ouverte et dollarisée (Dornbusch, 1987 ; Taylor, 2000) :

1. **Le Taux de Change (LTC)** : Représenté par le logarithme du taux de change nominal officiel (Franc Congolais pour un Dollar Américain, CDF/USD). C'est la variable d'impulsion principale.
2. **L'Indice des Prix à la Consommation (LIPC)** : Exprimé en logarithme, il sert à mesurer l'impact final du pass-through sur le niveau général des prix domestiques.
3. **La Masse Monétaire (M2)** : Retenue pour capter le rôle de la liquidité globale et le phénomène de dollarisation de la sphère financière congolaise (BCC, 2024).
4. **La Croissance Économique (TPIB)** : Opérationnalisée par le taux de croissance du Produit Intérieur Brut réel, elle permet d'intégrer les effets de la demande globale et de l'activité économique sur les prix (Krugman, 1987).
5. **L'Ouverture Commerciale (OUV)** : Construite mathématiquement par le ratio de la somme des exportations (X) et des importations (M) sur le PIB, soit :

$$OUV = \frac{X \pm M}{PIB}$$

Cet indicateur traduit le degré d'insertion de la RDC dans le commerce mondial et sa propension à importer l'inflation (Goldfajn & Werlang, 2000).

6. **Les Investissements Directs Étrangers (IDE)** : Captés par le flux net d'entrées de capitaux extérieurs en pourcentage du PIB, reflétant la dynamique du secteur extractif congolais, grand pourvoyeur de devises mais fonctionnant souvent en enclave.

2.3 Formalisation mathématique

Le point de départ de la modélisation est un processus Vectoriel Autorégressif d'ordre p, noté VAR(p), défini par l'équation générale suivante :

$$Y_t = v + \sum_{t=i}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Où :

- Y_t est un vecteur colonne (6×1) contenant les 6 variables endogènes non stationnaires intégrées d'ordre 1, notées $I(1)$, défini de manière empirique par :

$$Y_t = \begin{bmatrix} LIPC_t \\ LTC_t \\ M2_t \\ TPIB_t \\ OUV_t \\ IDE_t \end{bmatrix}$$

- v représente un vecteur (6×1) de termes déterministes (constantes, tendances).
- A_i sont les matrices (6×6) des coefficients associés aux retards i .
- $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \Sigma)$ désigne le vecteur colonne (6×1) des innovations (bruits blancs multivariés sans autocorrélation).

En appliquant l'opérateur de différence première ($\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$), le processus VAR(p) est reparamétrisé sous la forme VECM suivante (Johansen, 1995 ; Lütkepohl, 2005) :

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

Dans cette spécification mathématique :

- **La matrice d'impact de long terme (Π)** : Définie par $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I_k$ (où I_k est la matrice identité), elle synthétise toute l'information relative à la cointégration du système.
- **Les matrices de dynamique de court terme (Γ_i)** : Définies par $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$, elles capturent les ajustements transitoires et les effets à court terme des variables retardées suite à un choc.

2.4 Identification et mécanismes de transmission

Pour illustrer explicitement le mécanisme de transmission du *pass-through* et l'interaction des variables de contrôle, l'équation développée pour la variable $\Delta LIPC_t$ (variation de l'Indice des Prix à la Consommation) au sein du système VECM s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned}\Delta LIPC_t = & v_1 + \alpha_{LIPC} [LIPC_{t-1} - \beta_2 LTC_{t-1} - \beta_3 M2_{t-1} - \beta_4 TPIB_{t-1} - \beta_5 OUV_{t-1} \\ & - \beta_6 IDE_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{1i} \Delta LIPC_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_{1i} \Delta LTC_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_{1i} \Delta M2_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_{1i} \Delta TPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_{1i} \Delta OUV_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega_{1i} \Delta IDE_{t-i} \\ & + \varepsilon_t\end{aligned}$$

Cette décomposition structurelle permet d'isoler deux types de causalités distinctes, indispensables à l'analyse économique :

- **La causalité de long terme** : Validée par la significativité statistique de la force de rappel α_{LIPC} . Elle atteste que l'IPC congolais s'ajuste de manière continue pour corriger les déséquilibres introduits par les mouvements du change (LTC), de la monnaie (M2) et du secteur réel.
- **La causalité de court terme (au sens de Granger)** : Testée par l'entremise de tests de Wald (significativité jointe) appliqués sur les coefficients des variables différenciées et retardées ($\theta_{1i}, \phi_{1i}, \dots$). Elle permet d'identifier la vitesse de réaction immédiate de l'inflation suite à une impulsion transitoire sur le marché des changes ou sur l'ouverture commerciale.

2.5 Outils d'estimation et de traitement des données

EViews 12 : Ce logiciel constitue le pivot technique de notre traitement économétrique. Reconnu pour sa robustesse dans le traitement des modèles de cointégration multivariés, EViews a été exploité pour l'exécution des tests de racines unitaires (ADF), la détermination du nombre de retards optimal (critères AIC et SBC), la mise en œuvre du test de cointégration de Johansen, l'estimation des paramètres du VECM, et la génération des fonctions de réponse impulsionnelle (FRI) et de la décomposition de la variance. Ses modules de post-estimation ont également permis de valider l'absence d'autocorrélation (test LM) et l'homoscédasticité des résidus.

3. Résultat et discussion

Sur les lignes qui suivent nous présentons les résultats que nous avons obtenu après l'utilisation de notre modèle à correction d'erreur vectoriel (VECM).

3.1 Test de stationnarité

L'étude de la stationnarité constitue une étape méthodologique déterminante dans l'analyse des séries temporelles. Comme le démontrent **Granger et Newbold (1974)** dans leur papier

séminale, l'estimation d'un modèle à partir de variables non stationnaires en niveau peut engendrer des « régressions fallacieuses » (*spurious regressions*), caractérisées par des coefficients artificiellement significatifs et des conclusions économiques erronées.

Tableau 1. Synthèse des résultats des tests de stationnarité (ADF) en niveau et en différence première

Variables	En Niveau			En Différence Première		
	Statistique ADF	Valeur Critique (5%)	Décision	Statistique ADF	Valeur Critique (5%)	Décision
LIPC (<i>p-value</i>)	-2.212593 (0.4660)	-3.568379	NS I(0)	-3.768330* (0.0328)	-3.568379	S I(1)
LTC (<i>p-value</i>)	-2.447546 (0.3499)	-3.562882	NS I(0)	-4.828502** (0.0029)	-3.574244	S I(1)
M2 (<i>p-value</i>)	-2.783060 (0.2136)	-3.562882	NS I(0)	-5.277336** (0.0010)	-3.574244	S I(1)
TPIB (<i>p-value</i>)	-2.801647 (0.2073)	-3.562882	NS I(0)	-6.094357*** (0.0001)	-3.568379	S I(1)
OUV (<i>p-value</i>)	-3.199100 (0.1031)	-3.562882	NS I(0)	-7.705235*** (0.0000)	-3.568379	S I(1)
IDE (<i>p-value</i>)	-0.635928 (0.4330)	-1.952910	NS I(0)	-6.784098*** (0.0000)	-3.574244	S I(1)

Source : Traitements de l'auteur sous EViews 12.

Légende : (***), () et (*) indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Et NS= non stationnarité, S= stationnaire.

L'analyse des résultats consignés démontre en premier lieu, l'examen des données **en niveau** montre qu'aucune des variables étudiées n'atteint la stationnarité ; les statistiques de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) calculées se situent toutes en deçà (en valeur absolue) des valeurs critiques tabulées au seuil de 5%. Ce constat est corroboré par des *p-values* largement supérieures au seuil de tolérance de 0,05. Ces séries temporelles intègrent donc des composantes tendancielle et ne sont pas intégrées d'ordre zéro, soit non I(0).

En second lieu, l'application de l'opérateur de **différence première (D)** modifie radicalement le comportement des variables. Soumises à nouveau au test ADF, toutes les séries rejettent

catégoriquement l'hypothèse nulle de racine unitaire. Le vecteur des prix (DLIPC) devient stationnaire au seuil de 5% (avec une p -value de 0,0328), le taux de change (DLTC) et la masse monétaire (DM2) au seuil de 5% (p -values de 0,0029 et 0,0010), tandis que les variables réelles et structurelles (DTPIB, DOUV, DIDE) atteignent une stationnarité parfaite au seuil hautement significatif de 1% (avec des p -values proches de 0,000).

Sur le plan méthodologique, cette convergence des résultats indique un comportement parfaitement homogène au sein de notre système : l'ensemble des variables monétaires, réelles et financières retenues sont **intégrées d'ordre un, notées I(1)**.

L'absence de variables stationnaires en niveau I(0) ou intégrées d'ordre supérieur I(2) élimine tout risque de régression fallacieuse et valide de manière stricte les conditions préalables posées par la théorie de la cointégration d'**Engle et Granger (1987)**. Dès lors, les prérequis pour l'application future de notre Modèle Vectoriel à Correction d'Erreur (VECM) sont pleinement satisfaits. L'analyse peut légitimement se poursuivre par l'examen du nombre de décalages optimaux du système, étape intermédiaire indispensable avant de tester la présence de trajectoires de cointégration de long terme.

3.2. Détermination du décalage optimal du modèle

Pour identifier le retard optimal, la procédure a consisté à tester l'architecture du modèle pour un ordre allant de 0 à 2 retards. Ce maximum de deux décalages a été imposé par la taille de notre échantillon (32 observations annualisées), conformément aux recommandations d'**Amemiya (1980)** sur la préservation des degrés de liberté dans les échantillons de taille modeste.

Tableau 2. Résultat de détermination du nombre de retards optimaux

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-668.5978	NA	1.37e+12	44.97319	45.25343	45.06284
1	-548.4964	184.1555*	5.30e+09*	39.36643*	41.32810*	39.99399*
2	-513.3685	39.81166	7.71e+09	39.42457	43.06768	40.59003

Source : Nos calculs sur EViews 12.

Note : (*) indique le décalage sélectionné par le critère correspondant.

L'examen du Tableau 2 révèle un résultat statistique idéal et d'une grande clarté. Contrairement aux situations fréquentes de divergence entre critères, nous observons ici une **unanimité absolue**. Le test du ratio de vraisemblance (LR), le critère d'erreur de prédiction (FPE), ainsi que les critères d'Akaike (AIC), de Schwarz (SC) et de Hannan-Quinn (HQ) convergent tous

de concert vers le choix d'un **décalage unique égal à 1 ($p = 1$)**. À ce niveau, les valeurs de tous ces critères atteignent leur point minimum, matérialisant la structure la plus efficiente possible. En vertu de cette convergence parfaite et en respectant la règle d'or de parcimonie défendue par **Bourbonnais (2021)**, nous retenons définitivement **un retard ($p = 1$)** pour notre modèle vectoriel. C'est sur cette base structurelle assainie, exempte de risques de sur-paramétrisation, que sera configuré le test de cointégration de Johansen présenté ci-après, garantissant ainsi la fiabilité de la force de rappel du futur modèle VECM.

C'est sur cette base que sera effectuée l'estimation du test de cointégration de Johansen et, par la suite, le modèle VECM dont les résultats sont présentés dans la section suivante.

3.3. Résultats du test de cointégration de Johansen

Après avoir fixé le décalage optimal à $p=1$ en niveau (soit un retard de 1 dans le modèle en spécification VAR/VECM), nous procédons à la détermination du rang de cointégration. L'approche de **Johansen (1988)** permet de tester l'existence d'une ou plusieurs relations d'équilibre de long terme entre le niveau général des prix et ses déterminants monétaires et réels. Les résultats du test de la Trace, adossés aux probabilités de non-linéarité, sont consignés dans le tableau suivant :

Tableau 3. Résultats du test de cointégration de Johansen (Test de la Trace)

<i>Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)</i>				
<i>Hypothesized</i>		Trace	0.05	
<i>No. of CE(s)</i>	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
<i>None *</i>	0.805372	109.4572	95.75366	0.0041
<i>At most 1</i>	0.526617	58.72067	69.81889	0.2768
<i>At most 2</i>	0.441463	35.53729	47.85613	0.4200
<i>At most 3</i>	0.356593	17.48183	29.79707	0.6045
<i>At most 4</i>	0.114291	3.811534	15.49471	0.9181
<i>At most 5</i>	0.001585	0.049169	3.841465	0.8245

Source : Nos calculs sur EViews 12 à partir des données de la Banque Mondiale.

Notes : * indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de signification de 5%.

p-values basées sur les tables de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

L'examen du Tableau 3 fournit des indications statistiques cruciales pour la modélisation de la dynamique des prix en République Démocratique du Congo :

- **Rejet de l'hypothèse d'absence de cointégration ($r=0$)** : Pour l'hypothèse nulle « *None* » (aucun vecteur de cointégration), la statistique de la Trace s'élève à **109,4572**, surpassant de manière significative la valeur critique tabulée au seuil de 5% (**95,75366**). Ce résultat est conforté par une *p-value* hautement significative de **0,0041** (bien inférieure au seuil fatidique de 0,05). Nous rejetons donc formellement l'hypothèse d'absence de cointégration. Il existe bel et bien une dynamique commune à long terme qui maintient ces variables connectées.
- **Acceptation des hypothèses suivantes ($r \leq 1$)** : Dès lors que l'on teste l'hypothèse « *At most 1* » (au plus un vecteur de cointégration), la statistique de la Trace chute à **58,72067**, s'inscrivant largement en dessous de sa valeur critique de **69,81889**. La *p-value* grimpe quant à elle à **0,2768**, confirmant que l'on ne peut plus rejeter cette hypothèse.

3.4. Résultats des estimations du modèle VECM

Conformément aux résultats du test de cointégration de Johansen, qui a mis en évidence l'existence d'un vecteur de cointégration, la modélisation par correction d'erreur s'impose comme le cadre analytique le plus rigoureux. Cette approche permet de décomposer l'analyse en deux dimensions temporelles et structurelles complémentaires :

À long terme : L'estimation permet d'identifier la relation d'équilibre structurelle vers laquelle convergent les variables. Elle quantifie l'influence durable du taux de change, de la masse monétaire, de la croissance et des chocs extérieurs sur l'indice des prix.

À court terme : Le modèle capture les ajustements conjoncturels et les réactions immédiates de l'économie face aux chocs. Cette dimension est enrichie par l'analyse du coefficient de rappel (ou force de rappel), qui mesure la vitesse à laquelle les déséquilibres de court terme sont résorbés pour revenir à la trajectoire d'équilibre.

Tableau 4. Résultats d'estimation du modèle à correction d'erreur (VECM)

Équation de cointégration (Long terme)

Variable	Coefficient	Erreur Standard	Statistique t (t-stat)
LIPC(-1)	1,000000	—	—
LTC(-1)	-0,379545	(0,05742)	[-6,61011]
M2(-1)	19,78876	(7,18476)	[2,75427]
TPIB(-1)	12,23491	(4,09992)	[2,98419]
OUV(-1)	8,442670	(3,24133)	[2,60469]
IDE(-1)	-38,65901	(7,36595)	[-5,24834]
C	-130,4230	—	—

Équations de court terme (Dynamique transitoire)

Variables Explicatives	D(LIPC)	D(LTC)	D(M2)	D(TPIB)	D(OUV)	D(IDE)
CointEq1 (Rappel)	-0,027134 (0,02301) [-1,17901]	0,531018 (0,42411) [1,25207]	-0,011578 (0,00295) [-3,92681]	0,002363 (0,00912) [0,25921]	0,015345 (0,01560) [0,98391]	0,011358 (0,00863) [1,31624]
D(LIPC(-1))	0,268687 (0,18411) [1,45938]	4,523811 (3,39280) [1,33335]	-0,028089 (0,02359) [-1,19083]	0,050985 (0,07292) [0,69920]	0,102887 (0,12476) [0,82465]	0,007165 (0,06903) [0,10379]
D(LTC(-1))	-0,037694 (0,01669) [-2,25792]	0,094226 (0,30764) [0,30629]	-0,005380 (0,00214) [-2,51548]	0,007430 (0,00661) [1,12373]	0,019196 (0,01131) [1,69685]	0,010240 (0,00626) [1,63591]
D(M2(-1))	0,579973 (1,50847) [0,38448]	40,19480 (27,7983) [1,44594]	-0,144933 (0,19326) [-0,74993]	0,837109 (0,59745) [1,40115]	1,922973 (1,02224) [1,88115]	0,313139 (0,56562) [0,55362]
D(TPIB(-1))	0,531365 (0,68353) [0,77738]	3,024957 (12,5962) [0,24015]	-0,162603 (0,08757) [-1,85678]	0,094132 (0,27072) [0,34771]	0,811039 (0,46320) [1,75093]	-0,073665 (0,25630) [-0,28742]

D(OUV(-1))	-0,067790 (0,30663) [-0,22108]	-4,568216 (5,65068) [-0,80844]	0,086891 (0,03929) [2,21179]	-0,099976 (0,12145) [-0,82322]	-0,619869 (0,20779) [-2,98309]	-0,042403 (0,11498) [-0,36880]
\$D(IDE(-1))	-0,415709 (0,69915) [-0,59459]	9,044715 (12,8841) [0,70200]	-0,141939 (0,08957) [-1,58459]	-0,003830 (0,27691) [-0,01383]	0,370032 (0,47379) [0,78100]	-0,240776 (0,26216) [-0,91844]
C	7,251091 (2,57104) [2,82029]	21,04680 (47,3796) [0,44422]	1,278229 (0,32940) [3,88051]	-1,108260 (1,01829) [-1,08835]	-2,208545 (1,74230) [-1,26760]	-0,861279 (0,96405) [-0,89340]
R-squared	0,300455	0,190385	0,503004	0,228710	0,402699	0,370533
F-statistic	1,349859	0,739060	3,180847	0,931950	2,118908	1,850025

Source : Nos calculs sur EViews 12.

A. Analyse de la relation de long terme

L'équation de cointégration normalisée par rapport à l'indice des prix à la consommation (LIPC) se formalise ainsi (les valeurs entre crochets représentent les statistiques t de Student) :

$$\ln(LIPC) = 0,3795 \ln(LTC) - 19,7888 \ln(M2) - 12,2349 \text{ TPIB} - 8,4427 \ln(OUV) + 38,6590 \ln(IDE) + 130,4230$$

Note méthodologique importante sur les signes de long terme :

Dans l'écriture du bloc de cointégration d'EViews, les coefficients sont présentés sous la forme d'un membre homogène ($A = 0$). Lorsqu'on transpose les variables explicatives à droite du signe égal pour former la relation économique fondamentale, **leurs signes s'inversent de manière systématique**.

L'examen des coefficients de long terme révèle des enseignements empiriques d'une grande portée pour l'économie congolaise :

L'effet dominant du Pass-Through du Taux de Change (LTC) :

Le coefficient transposé du taux de change est positif (+0,3795) et hautement significatif (t-stat = -6,61, largement supérieur à la valeur critique de 1,96 en valeur absolue). Cela démontre qu'à long terme, une hausse du taux de change (dépréciation du Franc Congolais) engendre une augmentation structurelle et rigide des prix à la consommation. Ce résultat met en évidence l'alignement des structures de prix intérieures sur les devises étrangères, propre aux économies fortement dollarisées et dépendantes des importations comme la RDC.

Le paradoxe apparent des agrégats monétaires et réels (M2, TPIB, OUV) :

Les coefficients associés à la masse monétaire ($M2$: -19,7888, t -stat = 2,75), à la croissance réelle (PIB : -12,2349, t -stat = 2,98) et à l'ouverture économique (OUV : -8,4427, t -stat = 2,60) affichent des signes négatifs significatifs par rapport à l'indice des prix à la consommation. Pour le PIB et l'ouverture, ce résultat est conforme à la théorie économique : l'augmentation de l'offre de biens locaux et l'accès facilité aux marchés extérieurs réduisent les tensions inflationnistes à long terme. Pour l'agrégat $M2$, ce signe négatif traduit le fait qu'en RDC, la liquidité globale en monnaie nationale ne constitue pas le moteur de l'inflation de long terme, celle-ci étant totalement absorbée par la demande de transaction au sein d'un système à forte préférence pour la devise de référence.

L'impact inflationniste structurel des Investissements Directs Étrangers (IDE) :

La variable IDE affiche un coefficient transposé positif substantiel (+38,6590) fortement significatif (t -stat = -5,24). Ce phénomène s'explique par la nature enclavée et hautement capitaliste des investissements en RDC (concentrés dans le secteur minier extractif). Les flux d'IDE provoquent une injection massive de liquidités et de demande de services locaux spécifiques, ce qui nourrit une "maladie hollandaise" embryonnaire induisant une hausse structurelle des prix intérieurs.

B. Analyse de la dynamique de court terme et mécanisme de rappel

La validation statistique d'un modèle VECM repose impérativement sur l'existence d'une force de rappel stable. Dans notre estimation, **l'équation de la Masse Monétaire $D(M2)$ constitue le pivot de l'ajustement dynamique** du système :

Significativité et convergence du coefficient de rappel :

Le coefficient de force de rappel (CointEq1) associé à l'équation $D(M2)$ est négatif et statistiquement valide, s'établissant à **-0,011578** avec un t -statistic hautement significatif de **-3,92681** ($|t| > 1,96$). Ce résultat confirme empiriquement la présence d'un mécanisme de correction d'erreur : les forces du marché contraignent les variables à converger vers leur trajectoire d'équilibre de long terme suite à des perturbations conjoncturelles.

Vitesse d'ajustement :

La valeur de -0,011578 montre que la vitesse de résorption des déséquilibres est de 1,16% par an. Cette faible vitesse traduit une inertie structurelle prononcée dans le secteur monétaire de la RDC, liée à la prépondérance de la dollarisation qui échappe en partie au contrôle direct des autorités monétaires locales.

Ajustements de court terme notables :

À court terme, les fluctuations passées du Taux de Change ($D(LTC(-1))$) impactent directement l'Indice des Prix ($D(LIPC)$) avec un coefficient significatif de $-0,037694$ ($t\text{-stat} = -2,25$) et la Masse Monétaire ($D(M2)$) avec un coefficient de $-0,005380$ ($t\text{-stat} = -2,51$). Cela prouve la réactivité immédiate et synchrone de la sphère nominale congolaise aux soubresauts du marché des changes. De même, l'Ouverture Économique passée ($D(OUV(-1))$) rétroagit de manière très vive sur l'agrégat M2 ($t\text{-stat} = 2,21$) et sur elle-même ($t\text{-stat} = -2,98$), consolidant le rôle des flux commerciaux externes dans le comportement à court terme de la liquidité nationale.

3.5. Étude des réponses impulsionnelles

Les fonctions de réponse impulsionnelle (IRF) permettent de simuler et de retracer la réaction dynamique des variables du système à la suite d'un choc exogène d'une déviation standard appliqué à l'une des innovations. Fondée sur la décomposition orthogonale de Cholesky, cette analyse synchrone permet de capter la vitesse de transmission des impulsions, la trajectoire de propagation et la durée des effets sur un horizon de prévision de 10 ans.

Figure 1. Résultats des réponses impulsionnelles (Fonctions de réponse)



Source : Nos calculs sur EViews 12.

L'analyse des profils et des sentiers temporels générés par le système permet de dégager les enseignements macroéconomiques fondamentaux suivants pour l'économie congolaise :

❖ **L'effet dominant et persistant du Taux de Change (LTC) sur l'Inflation (LIPC) :**

Conformément aux prédictions du mécanisme de Pass-Through de la théorie du change en économie extravertie, une innovation positive sur le taux de change (représentant une dépréciation surprise du Franc Congolais) engendre une hausse immédiate, brutale et non amortie de l'indice des prix à la consommation (LIPC). Le sentier de réponse ne retourne pas à son niveau initial à moyen terme, ce qui confirme le caractère structurellement inflationniste des chocs de change en RDC, alimenté par une dépendance rigide aux importations de biens de première nécessité.

❖ **Le canal de transmission Change-Masse Monétaire (LTC → M2) :**

Un choc sur le taux de change (LTC) provoque une réaction immédiate et positive de l'agrégat monétaire M2. Ce résultat, hautement spécifique au cadre institutionnel congolais, traduit un phénomène de validation monétaire endogène. Face à la dépréciation et à la hausse sous-jacente des prix, la liquidité globale (fortement dollarisée) s'ajuste à la hausse pour couvrir le coût nominal des transactions courantes, illustrant le caractère passif et accommodating de la masse monétaire à court terme.

❖ **L'inertie de l'inflation face aux chocs de Masse Monétaire (M2 → LIPC) :**

À l'inverse des postulats monétaristes classiques, un choc positif sur la masse monétaire (M2) ne produit qu'une réaction marginale et statistiquement faible sur l'indice des prix (LIPC) durant les premières périodes. Ce comportement confirme la conclusion de notre modèle d'erreur de court terme : en RDC, l'expansion de la liquidité nationale n'est pas le déclencheur premier de l'inflation ; elle est absorbée par la demande de transaction au sein d'une économie structurellement sous-monetisée en monnaie locale.

❖ **La vulnérabilité du Taux de Croissance (TPIB) face à l'instabilité nominale :**

Le sentier de réponse du taux de croissance du PIB (TPIB) face à un choc d'instabilité du taux de change est négatif. Toute dépréciation imprévue de la monnaie nationale contracte l'activité économique réelle à court et moyen terme. Ce freinage s'explique par le renchérissement immédiat des biens d'équipement et des intrants intermédiaires importés, indispensables à l'appareil productif national (notamment le secteur extractif et de construction).

❖ Le rôle stabilisateur de l'Ouverture Économique (OUE) et des flux d'investissements (IDE) :

Une innovation positive sur l'ouverture économique (OUE) transmet un choc d'ajustement sur la masse monétaire, traduisant l'afflux de liquidités lié aux recettes d'exportations. Par ailleurs, les fonctions de réponse révèlent qu'un choc sur les investissements directs étrangers (IDE) induit une hausse transitoire de la demande globale nominale avant que le système ne converge vers son sentier d'équilibre, confirmant le rôle de catalyseur de la balance des paiements.

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

Alors que les fonctions de réponse impulsionnelle retracent le signe, la trajectoire et la durée de l'impact d'un choc, la décomposition de la variance de l'erreur de prévision permet de quantifier la contribution relative de chaque innovation à la variabilité macroéconomique. Cet outil permet d'évaluer le degré d'exogénéité ou d'endogénéité des variables du système sur un horizon de 10 ans.

Décomposition de la variance de l'erreur de prévision (Horizon 1 à 10 ans)

À long terme : La décomposition de la variance de l'erreur de prévision démontre que l'Indice des Prix à la Consommation (LIPC) conserve une composante inertielle dominante, s'auto-explicant à hauteur de **87,41 %** à l'horizon de 10 ans. De son côté, la variance du Taux de Change (LTC) s'auto-entretient à **89,42 %**.

Ce résultat confirme que le pass-through en RDC prend la forme d'un ancrage psychologique rigide : la dépréciation du change alimente les anticipations de hausse, créant une mémoire longue de l'inflation. Les variations du change se transmettent de manière permanente et significative, non pas par un ajustement mécanique quotidien, mais par une réévaluation structurelle des coûts des biens importés qui figent l'inflation à un niveau élevé.

3.7 Discussion des résultats

3.7.1 L'intensité et la persistance du pass-through du taux de change

Les résultats empiriques mettent en évidence une forte persistance du bloc nominal constitué par l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) et le taux de change. À long terme, l'inflation explique 87,41 % de sa propre variance de l'erreur de prévision, tandis que le taux de change en explique 89,42 %. Ces résultats indiquent que les chocs de change engendrent des effets inflationnistes persistants en République Démocratique du Congo (RDC), traduisant un mécanisme de transmission du taux de change aux prix domestiques à la fois élevé et durable. Ces résultats sont globalement conformes à la théorie du **pass-through du taux de change** développée par **Goldberg et Knetter (1997)**, selon laquelle les variations du taux de change se

transmettent aux prix intérieurs, en particulier dans les économies fortement dépendantes des importations. Dans le contexte congolais, où les biens importés représentent une part importante de la consommation des ménages, toute dépréciation du franc congolais accroît rapidement le coût des importations, lequel est ensuite répercuté sur les prix à la consommation.

Les résultats corroborent également l'hypothèse formulée par **Taylor (2000)**, selon laquelle l'ampleur du pass-through dépend du régime inflationniste. Selon cet auteur, les économies caractérisées par une inflation durablement élevée présentent un degré de transmission plus important, car les entreprises anticipent la poursuite des tensions inflationnistes et ajustent plus rapidement leurs prix à la suite des fluctuations du taux de change. La forte persistance observée de l'inflation dans cette étude confirme cette prédiction et suggère que les anticipations inflationnistes demeurent fortement ancrées dans l'économie congolaise.

Par ailleurs, ces résultats apportent un soutien indirect à la **théorie de la Parité du Pouvoir d'Achat (PPA)**. Bien que cette théorie postule qu'à long terme les mouvements du taux de change tendent à rétablir l'égalité des niveaux de prix entre les pays, les résultats montrent qu'en RDC la dépréciation du taux de change entraîne une hausse durable des prix domestiques en raison de la forte dépendance aux biens importés. Plutôt qu'un retour rapide à l'équilibre, les prix intérieurs présentent une inertie importante, révélant l'existence de rigidités structurelles qui ralentissent le processus d'ajustement.

Enfin, la forte persistance de l'inflation traduit l'existence d'une **mémoire longue du processus inflationniste**. Une fois les chocs inflationnistes enclenchés, leurs effets s'estompent lentement, les agents économiques révisant rapidement leurs anticipations de prix à la hausse à la suite des dépréciations du taux de change. Ainsi, les variations du taux de change n'engendrent pas uniquement une augmentation immédiate du coût des biens importés ; elles alimentent également des anticipations inflationnistes persistantes qui renforcent durablement le mécanisme du pass-through.

3.7.2. La masse monétaire (M2) : l'endogénéité monétaire et les limites du contrôle monétaire

La décomposition de la variance montre également que seulement 62,51 % des fluctuations de long terme de la masse monétaire (M2) sont expliquées par ses propres innovations, tandis que les chocs du taux de change et les investissements directs étrangers (IDE) contribuent respectivement à hauteur de 19,00 % et 15,99 %.

Ces résultats remettent en question l'approche traditionnelle de la **théorie monétaire de l'inflation** développée par **Milton Friedman**, selon laquelle l'inflation résulte principalement

d'une croissance excessive de la masse monétaire sous le contrôle direct de la banque centrale. Bien que l'expansion monétaire demeure un déterminant important de l'inflation, les résultats obtenus pour la RDC montrent que la masse monétaire évolue de manière largement endogène et n'est pas entièrement maîtrisée par l'autorité monétaire.

Cette situation s'explique principalement par le degré élevé de dollarisation du système financier congolais. Une part importante des dépôts bancaires étant libellée en devises, toute dépréciation du franc congolais accroît mécaniquement leur valeur exprimée en monnaie nationale, entraînant ainsi une augmentation automatique de la masse monétaire indépendamment des décisions de politique monétaire. En outre, les importants flux d'investissements directs étrangers orientés vers le secteur minier injectent de nouvelles liquidités dans le système financier, alors que la Banque Centrale du Congo dispose de capacités limitées de stérilisation monétaire. Par conséquent, l'évolution de la masse monétaire apparaît davantage déterminée par les chocs externes et les caractéristiques structurelles de l'économie que par les seuls instruments de politique monétaire.

3.7.3. La croissance économique face à l'instabilité nominale : l'évidence d'une économie d'enclave

Les résultats montrent également qu'environ 45 % des fluctuations de long terme du PIB sont expliquées par les variables nominales et financières, l'inflation représentant 19,07 % de cette variabilité et la masse monétaire 13,57 %. En outre, la croissance économique explique près de la moitié des fluctuations des investissements directs étrangers.

Ces résultats indiquent que l'activité économique réelle demeure fortement vulnérable à l'instabilité nominale. La volatilité du taux de change et la persistance de l'inflation réduisent le pouvoir d'achat des ménages, accroissent l'incertitude économique et découragent les investissements productifs de long terme en dehors du secteur minier. Ce résultat est cohérent avec les travaux de **Taylor (2000)**, qui montrent qu'un environnement caractérisé par une inflation faible et stable contribue à réduire l'intensité du pass-through et favorise une plus grande stabilité macroéconomique.

Par ailleurs, la forte relation observée entre la croissance économique et les investissements directs étrangers met en évidence le caractère enclavé de l'économie congolaise. Les investissements étrangers demeurent principalement concentrés dans les industries extractives, notamment l'exploitation du cuivre et du cobalt. Bien que ce secteur contribue significativement à la croissance du PIB, son faible niveau d'intégration avec le reste de l'économie limite les effets d'entraînement sur la production nationale et l'emploi. En conséquence, cette croissance

tirée par les ressources minières ne génère pas une résilience suffisante pour protéger l'économie congolaise contre les chocs du taux de change et les pressions inflationnistes, laissant ainsi la stabilité macroéconomique fortement dépendante des conditions extérieures.

Conclusion

Cette étude avait pour objectif d'analyser l'effet de la dépréciation du taux de change sur l'inflation en République Démocratique du Congo sur la période 1995-2025. À partir d'un modèle à correction d'erreur vectoriel (VECM), complété par les fonctions de réponse impulsionnelle et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision, les résultats mettent en évidence une forte transmission des variations du taux de change aux prix domestiques, ainsi qu'une persistance des effets inflationnistes à court et à long terme.

L'analyse révèle que l'inflation en RDC présente un caractère largement structurel, alimenté par la forte dépendance aux importations et par une **mémoire longue des processus inflationnistes**. Les chocs de prix ne s'estompent que progressivement et continuent d'influencer durablement la dynamique inflationniste, favorisant l'ancrage d'anticipations inflationnistes chez les agents économiques. Dans ce contexte, toute dépréciation du taux de change se transmet rapidement aux prix domestiques, traduisant un pass-through élevé et persistant. Les résultats montrent également que la dynamique de la masse monétaire apparaît largement influencée par les chocs externes, en particulier ceux liés au taux de change, ce qui limite l'efficacité d'un contrôle purement monétaire de l'inflation. Enfin, la croissance économique demeure fortement exposée aux déséquilibres nominaux, confirmant la vulnérabilité d'un modèle de croissance encore largement dépendant des facteurs externes.

Dans l'ensemble, ces résultats soulignent que la stabilité du taux de change constitue un déterminant essentiel de la stabilité des prix en RDC. Ils suggèrent qu'une stratégie durable de lutte contre l'inflation ne peut se limiter aux instruments monétaires, mais doit également s'appuyer sur des politiques visant à réduire la dépendance aux importations, à renforcer la production nationale et à consolider les fondamentaux macroéconomiques.

Bibliographie

1. Aliyu, S. U. R., Yakub, M. U., Sanni, G. K., & Duke, O. O. (2009). *Exchange Rate Pass-Through in Nigeria: Evidence from a Vector Error Correction Model*. MPRA Paper No. 25053.
2. Amemiya, T. (1980). « Selection of Regressors ». *International Economic Review*, vol. 21, no 2, juin 1980, pp
3. Bhundia, A. (2002). *An Empirical Investigation of Exchange Rate Pass-Through in South Africa*. IMF Working Paper WP/02/165.
4. Bourbonnais, R. (2021). *Économétrie* (11e éd.). Collection **Éco Sup**. Paris : Dunod. 432 p. ISBN : 978-2-10-082208-9. DOI : 10.3917/dunod.bourb.2021.01.
5. Ca' Zorzi, M., Hahn, E., & Sánchez, M. (2007). *Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets*. European Central Bank Working Paper No. 739.
6. Cassel, G. (1918). *Abnormal Deviations in International Exchanges*. *The Economic Journal*, Vol. 28, No. 112, pp. 413-415.
7. Chen, N., Chung, W., & Novy, D. (2022). *Vehicle currency pricing and exchange rate pass-through*. **Journal of the European Economic Association**, 20(1), 312–352. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvab026>
8. Cassel, G. (1922). *Money and Foreign Exchange after 1914*. London: Constable & Company Ltd.
9. Choudhri, E. U., & Hakura, D. S. (2006). *Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?* *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614-639.
10. Dornbusch, R. (1976). *Expectations and Exchange Rate Dynamics*. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.
11. Dornbusch, R. (1987). *Exchange Rates and Prices*. *American Economic Review*, 77(1), 93-106.
12. **Flaccadoro, M. (2024). *Exchange rate pass-through in small, open, commodity-exporting economies: Lessons from Canada*. **Journal of International Economics**, 148, Article 103885. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2024.103885>**
13. Friedman, M. (1968). *The Role of Monetary Policy*. *American Economic Review*, Vol. 58, No. 1, pp. 1-17.
14. Frimpong, S., & Adam, A. M. (2010). *Exchange Rate Pass-Through in Ghana*. *International Business Research*, 3(2), 186-192.

15. Goldberg, P. K., & Knetter, M. M. (1997). *Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?* Journal of Economic Literature, 35(3), 1243-1272.
16. Goodfriend, M. (2007). *How the World Achieved Consensus on Monetary Policy.* Journal of Economic Perspectives, 21(4), 47-68.
17. Gopinath, G., & Itskhoki, O. (2010). *Frequency of Price Adjustment and Pass-Through.* Quarterly Journal of Economics, 125(2), 675-727.
18. Granger, C. W. (1969). *Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods.* Econometrica, 37(3), 424-438.
19. Granger, C. W. (1969). *Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods.* Econometrica, 37(3), 424-438.
20. Ito, T., & Sato, K. (2008). *Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies.* Journal of Development Economics, 86(1), 89-117
21. Johansen, S. (1988). *Statistical analysis of cointegration vectors.* Journal of Economic Dynamics and Control, 12(2-3), 231-254.
22. Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models.* Oxford University Press.
23. Johansen, S., & Juselius, K. (1990). *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money.* Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52(2), 169-210.
24. Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications.* Oxford University Press.
25. Kinda, M. T., & Barry, H. (2021). *Exchange rate pass-through to import prices: Evidence from a heterogeneous panel of West African countries.* **Review of Development Economics**, 25(4), 2454–2472. <https://doi.org/10.1111/rode.12803>
26. Krugman, P. (1987). Pricing to Market When the Exchange Rate Changes. *Real-Financial Linkages Among Open Economies*, 49-70.
27. Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis.* Springer Science & Business Media.
28. Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
29. Taylor, J. B. (2000). *Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms.* European Economic Review, 44(7), 1389-1408.

Rapports

- FMI
- BANQUE MONDIALE
- BANQUE CENTRALE DU CONGO.