

Associations dynamiques entre l'amplitude des mouvements de change, le taux directeur et l'inflation en République démocratique du Congo (1990–2025) : ruptures, asymétries et évidence ARDL

Dynamic associations between exchange rate volatility, the policy rate, and inflation in the Democratic Republic of Congo (1990–2025): breaks, asymmetries, and ARDL evidence

IBRAHIM RUDE Paul

Chercheur Indépendant en Macroéconomie, Banque et Finance
Université Catholique du Congo, Faculté d'Économie et Développement
Kinshasa, République Démocratique du Congo

Date de soumission : 01/08/2026

Date d'acceptation : 17/09/2026

Pour citer cet article :

IBRAHIM RUDE. P. (2026) «Associations dynamiques entre l'amplitude des mouvements de change, le taux directeur et l'inflation en République démocratique du Congo (1990–2025) : ruptures, asymétries et évidence ARDL», Revue Internationale du chercheur «Volume 7 : Numéro 3 » pp : 1660- 1688

Résumé

Cette étude examine les associations dynamiques entre les mouvements du taux de change, le taux directeur et l'inflation en République démocratique du Congo entre 1990 et 2025. Elle mobilise 36 observations issues de la Banque Centrale du Congo et contrôlées par les Indicateurs du développement dans le monde. L'indicateur est l'amplitude absolue de la variation logarithmique du taux CDF/USD; il mesure l'intensité du mouvement, non une volatilité conditionnelle. Les tests ADF, Phillips–Perron et Zivot–Andrews excluent l'intégration d'ordre deux et détectent des ruptures autour de 1999–2001. Le BIC sélectionne un ARDL(3,3,1). L'amplitude du change est positivement associée à l'inflation à court terme. Le coefficient positif du taux directeur traduit une réaction monétaire endogène, un canal faible ou des variables omises. Malgré une statistique F élevée, le terme de correction d'erreur est non significatif globalement ; le long terme n'est donc pas confirmé. L'analyse 2001–2025 produit un ajustement net, mais repose sur 25 observations. La décomposition signée confirme la transmission des dépréciations sans établir une asymétrie, les appréciations n'étant observées que sept fois. Les résultats soutiennent une surveillance du change et des chocs importés et une coordination budgétaire-monétaire crédible, sans autoriser une interprétation causale stricte.

Mots-clés : inflation ; mouvements du taux de change ; taux directeur ; ARDL ; République démocratique du Congo.

Abstract

This study examines the dynamic associations between exchange-rate movements, the policy rate, and inflation in the Democratic Republic of the Congo from 1990 to 2025. It uses 36 annual observations drawn primarily from the Central Bank of Congo and cross-checked against the World Development Indicators. The main exchange-rate measure is the absolute annual log change in the CDF/USD rate; it captures the magnitude of the annual movement rather than conditional volatility. Augmented Dickey–Fuller, Phillips–Perron, and Zivot–Andrews tests exclude integration of order two and identify breaks around 1999–2001. The BIC selects an ARDL(3,3,1). In the UECM, exchange-rate movement magnitude is positively associated with inflation in the short run. The positive contemporaneous policy-rate coefficient more plausibly reflects an endogenous central-bank response, weak credit transmission, or omitted variables than a structural inflationary effect. Although the bounds-test F statistic is high, the full-sample error-correction term is insignificant; a credible long-run adjustment is therefore not established. The 2001–2025 regime yields clearer adjustment, but relies on only 25 observations. A signed decomposition confirms inflationary transmission from depreciation, yet formal asymmetry cannot be established because only seven appreciation episodes are observed. The evidence supports closer exchange-rate monitoring, credible fiscal-monetary coordination, and improved data, while not warranting strict causal interpretation.

Keywords: inflation; exchange-rate movements; policy rate; ARDL; Democratic Republic of the Congo.

1. Introduction

La stabilité des prix constitue un enjeu central de politique économique en République Démocratique du Congo (RDC). L'inflation réduit le pouvoir d'achat, accroît l'incertitude et frappe plus fortement les ménages dont les revenus nominaux et les possibilités de couverture sont limités. Dans une économie fortement dépendante des importations et largement dollarisée, le taux de change intervient rapidement dans la formation des prix : il modifie le coût en francs congolais des biens finaux importés, des intrants, de l'énergie et des actifs libellés en devises. Kongolo Tshisuaka, & Kabeya Kazadi, (2024) dans leur article consacré aux politiques économiques et au bien-être en RDC souligne que l'inflation et l'instabilité du change dégradent le pouvoir d'achat et doivent être analysées avec la politique monétaire, la masse monétaire et l'orientation budgétaire.

La période 1990–2025 ne constitue toutefois pas un régime homogène. Les années 1990 combinent hyperinflation, monétisation des déficits, conflits, effondrement des recettes publiques et changements d'unité monétaire. Beaugrand (1997) relie l'hyperinflation zaïroise à la désorganisation budgétaire, à l'expansion monétaire et à la dépréciation. Nachega (2005) identifie ensuite la dominance budgétaire comme un moteur historique de l'inflation congolaise. À partir de 2001, la stabilisation macroéconomique réduit nettement l'inflation, sans supprimer la dollarisation, la dépendance aux importations ni l'exposition aux chocs extérieurs. Fischer, Lundgren et Jahjah (2013) concluent que le canal du change domine la transmission monétaire congolaise, alors que le canal du taux d'intérêt reste affaibli par la faible profondeur financière, l'excès de liquidité et la dollarisation.

La Banque Centrale du Congo (BCC) utilise le taux directeur pour signaler l'orientation monétaire, influencer la liquidité et contribuer à l'ancrage des anticipations. Dans le canal conventionnel, un relèvement du taux devrait freiner le crédit, la demande et finalement l'inflation. Cette chaîne est néanmoins incertaine dans les pays à faible revenu : les marchés interbancaires étroits, l'inclusion financière limitée, les bilans dollarisés et l'écart entre le taux de politique et les taux de détail réduisent la transmission Mishra, Montiel, & Spilimbergo, (2012). En outre, la BCC relève généralement son taux lorsqu'elle observe déjà une dépréciation ou une accélération des prix. Une association positive entre taux directeur et inflation peut ainsi refléter une fonction de réaction endogène plutôt qu'un effet inflationniste du resserrement.

Deux questions guident l'analyse :

1. Quelle relation dynamique existe-t-il entre l'amplitude des mouvements du taux CDF/USD et l'inflation congolaise entre 1990 et 2025, et cette relation diffère-t-elle entre dépréciations et appréciations ou entre régimes macroéconomiques ?
2. Quelle association de court et de long terme le taux directeur présente-t-il avec l'inflation, compte tenu de la possible réaction endogène de la BCC ?

L'objectif est d'estimer ces associations dans un cadre ARDL parcimonieux, de distinguer les dynamiques de court terme des indices de relation de niveau, et d'évaluer leur robustesse aux ruptures, aux mesures alternatives du change, aux variables de contrôle et à la spécification fonctionnelle. L'étude ne prétend pas identifier des chocs structurels exogènes. Sa contribution réside dans l'homogénéisation de la série de change à travers les réformes monétaires, la couverture conjointe de l'hyperinflation et de la stabilisation, la correction de petit échantillon du test aux bornes, la documentation des fragilités du long terme, et l'analyse explicite de la direction des mouvements du change.

2. Cadre théorique

2.1. Pass-through du change, inflation et asymétrie

Le pass-through du taux de change désigne la transmission d'un mouvement de change vers les prix intérieurs. Une dépréciation du CDF renchérit directement les biens de consommation importés et indirectement les intrants, le transport, l'énergie et les stocks financés en devises. Les entreprises peuvent aussi réviser leurs marges en anticipation d'une nouvelle dépréciation. L'ampleur du pass-through dépend du régime monétaire, de la crédibilité de la banque centrale, de la structure des importations, de la concurrence et de l'environnement inflationniste J. B Taylor, (2000), E. U Choudhri & D. S. Hakura, (2006), J. Aron, R. Macdonald, & J. Muellbauer (2014).

La relation peut être asymétrique. Les prix domestiques peuvent augmenter rapidement après une dépréciation, mais diminuer faiblement après une appréciation en raison des coûts de menu, des rigidités à la baisse, de l'incertitude et de la préservation des marges. Kassi et al. (2019), sur 40 pays d'Afrique subsaharienne, trouvent une transmission incomplète mais généralement plus forte lors des dépréciations. Kemoe et al. (2024) montrent avec des données mensuelles que les dépréciations importantes et persistantes produisent des effets plus élevés, et que la transmission

moyenne durant les dépréciations est nettement supérieure à celle des appréciations. Ces résultats justifient de ne pas confondre l'amplitude absolue, la dépréciation signée et une volatilité conditionnelle.

2.2. Canal du taux directeur et *price puzzle*

Dans le mécanisme conventionnel, un relèvement du taux directeur augmente le coût du refinancement, freine l'offre de crédit, réduit la demande et modère l'inflation avec retard. Dans une économie dollarisée, le taux directeur en monnaie nationale ne touche qu'une partie des transactions et des bilans. Le change peut alors devenir le canal dominant, tandis que le taux directeur joue surtout un rôle de signal. Mishra et al. (2012) montrent que la transmission dans les pays à faible revenu est souvent faible et instable. Fischer et al. (2013) aboutissent à un diagnostic analogue pour la RDC.

Un coefficient contemporain positif du taux directeur peut résulter de plusieurs mécanismes : la banque centrale réagit à une inflation déjà élevée ; les agents anticipent un choc non observé par le modèle ; les coûts de financement se répercutent temporairement sur les prix ; ou le canal restrictif agit avec retard. Le « *price puzzle* » n'est donc qu'une hypothèse possible. Sans identification externe des décisions monétaires, le coefficient doit être présenté comme une association conditionnelle, non comme l'effet causal d'un choc de taux.

2.3. Dominance budgétaire, monnaie et facteurs externes

Le taux de change et le taux directeur ne résument pas l'ensemble du processus inflationniste. La croissance monétaire, le financement du déficit, l'activité, les prix mondiaux des denrées et de l'énergie, les réserves, la dollarisation et les contraintes d'offre peuvent simultanément affecter les prix. J.C Nachega, (2005), A. Nguyen, J. Dridi, F. Unsal, & O. H Williams (2017). Le cadre empirique principal demeure volontairement parcimonieux en raison des 36 observations disponibles. Cette parcimonie réduit le risque de surparamétrage, mais elle crée un risque de biais de variables omises. Ce risque est traité par des estimations de sensibilité ajoutant séparément la croissance du PIB, la dépendance aux importations, la croissance des réserves et la croissance de la masse monétaire.

2.4. Schéma conceptuel et portée de l'identification

L'ARDL représente une relation conditionnelle dans laquelle l'inflation courante dépend de ses propres retards, des mouvements présents et retardés du change et du taux directeur. Cette représentation absorbe une partie de la dynamique, mais n'élimine pas nécessairement la simultanéité. La validité du test aux bornes suppose notamment que les régresseurs soient des variables de forçage de long terme. McNown, Sam et Goh (2018) rappellent qu'une statistique F significative ne suffit pas à exclure les cas dégénérés et que l'endogénéité doit être discutée explicitement. Dans cette étude, des tests de prédictibilité directionnelle de Toda–Yamamoto complètent l'ARDL; ils diagnostiquent le feedback mais ne transforment pas l'analyse en identification causale.

3. Revue empirique critique

Les études congolaises convergent vers l'importance du change, mais leurs données, méthodes et objectifs diffèrent. Luyinduladio (2010) utilise un VAR sur 2002–2007 et observe une réaction rapide de l'indice des prix aux innovations du change. Pinshi et Sungani (2018), à partir d'un VECM mensuel sur janvier 2002–mars 2017, rapportent un pass-through élevé à court et à long terme. Fischer et al. (2013) combinent une analyse institutionnelle et économétrique et concluent que le change est le canal dominant, alors que la transmission par le taux directeur reste faible. Ces travaux portent surtout sur le régime postérieur à 2001 et n'intègrent pas l'homogénéisation des monnaies de la totalité de 1990–2025.

La littérature internationale montre que le pass-through varie avec le régime d'inflation et la crédibilité monétaire. Taylor (2000) associe une inflation faible et stable à une transmission réduite. Choudhri et Hakura (2006) constatent un pass-through plus élevé dans les environnements de forte inflation. Ha, Stocker et Yilmazkuday (2020) soulignent l'hétérogénéité selon les pays et les régimes. Pour l'Afrique subsaharienne, Kassi et al. (2019) et Kemoe et al. (2024) établissent que la direction, la taille et la persistance du mouvement de change comptent autant que son amplitude.

La littérature sur les déterminants de l'inflation en Afrique subsaharienne invite par ailleurs à dépasser une équation bivariée. Nguyen et al. (2017) mettent en évidence le rôle conjoint des facteurs monétaires, des conditions domestiques et des chocs mondiaux. Pour la RDC, Nachega

(2005) insiste sur la dominance budgétaire, tandis que Kongolo Tshisuaka et Kabeya Kazadi (2024) utilisent la masse monétaire, les dépenses publiques, le taux directeur, l'inflation et le change pour discuter le bien-être. Cette dernière étude est pertinente pour la perspective de pouvoir d'achat, mais son modèle très paramétré et son RESET significatif imposent de ne pas en transférer mécaniquement les conclusions.

Tableau 1 : Revue comparative des études sur le taux de change, l'inflation et le pass-through en RDC et en Afrique subsaharienne

Étude	Champ et fréquence	Mesure du change et méthode	Contrôles essentiels	Résultat principal	Limite pour la présente question
Luyinduladio (2010)	RDC, 2002–2007	Innovation de change, VAR	Variables monétaires	Réaction rapide des prix	Échantillon court, régime post-stabilisation
Fischer et al. (2013)	RDC, principalement 1996–2012	VECM et analyse institutionnelle	Monnaie, change, facteurs externes	Canal du change dominant, taux faible	Ne couvre pas 2013–2025
Pinshi et Sungani (2018)	RDC, 2002M1–2017M3	Dépréciation, VECM mensuel	Variables monétaires	Pass-through élevé	N'étudie pas l'hyperinflation ni l'amplitude absolue
Kassi et al. (2019)	40 pays d'ASS, 1990Q1–2017Q4	Dépréciation/appréciation, NARDL	Hétérogénéité régionale	Asymétrie et non-linéarité	Résultat régional, pas une identification RDC
Ha et al. (2020)	Échantillon international	Pass-through multi-pays	Régimes et crédibilité	Forte hétérogénéité	Transférabilité limitée à une économie dollarisée
Kemoe et al. (2024)	ASS, données mensuelles	USD/NEER, projections locales	Prix mondiaux, demande, institutions	Grands chocs persistants et dépréciations plus inflationnistes	Estimation régionale

Étude	Champ et fréquence	Mesure du change et méthode	Contrôles essentiels	Résultat principal	Limite pour la présente question
Kongolo Tshisuaka & Kabeya Kazadi (2024)	RDC, 1990– 2021	ARDL sur l'IDH	Monnaie, dépenses, taux, inflation, change	Stabilité des prix liée au bien-être	Variable dépendante différente; modèle surparamétré

3.1. Lacune et contribution

Trois lacunes restent importantes. Premièrement, la période 1990–2025 est rarement analysée comme une succession de régimes avec une homogénéisation explicite des unités Z, NZ et CDF. Deuxièmement, les études distinguent insuffisamment l'intensité absolue du mouvement annuel, la dépréciation signée et la volatilité statistique. Troisièmement, les résultats ARDL sont parfois interprétés trop directement comme des causalités ou comme une cointégration établie sur la seule base du test F. Cette étude répond à ces lacunes en documentant la construction des données, en mobilisant des valeurs critiques de petit échantillon, en confrontant l'ECT au test F, en ajoutant des tests de rupture et une décomposition signée, et en organisant les recommandations selon le niveau de preuve.

4. Données et méthodologie

4.1. Sources, fréquence et traitement des séries

L'échantillon contient 36 observations annuelles, de 1990 à 2025. Les séries d'inflation, de taux directeur et de taux de change proviennent principalement des publications de la BCC. Les valeurs sont confrontées aux Indicateurs du développement dans le monde de la Banque mondiale, Banque Centrale du Congo. (2025), World Bank. (2026). L'observation 2025 est conservée afin de respecter la période de recherche, mais elle est qualifiée de provisoire et une estimation l'excluant est systématiquement présentée.

Les réformes monétaires rendent nécessaire une homogénéisation préalable. Pour 1990–1993, le taux exprimé en anciens zaïres est divisé par $3\,000\,000 \times 100\,000$, conformément aux conversions successives entre ancien zaïre, nouveau zaïre et franc congolais. Pour 1994–1998, le taux en nouveaux zaïres est divisé par 100 000. À partir de 1999, la série est déjà exprimée en

CDF par dollar. Ces conversions changent l'unité mais préservent les variations logarithmiques à l'intérieur de chaque régime ; elles évitent qu'un changement d'unité soit interprété comme une dépréciation économique.

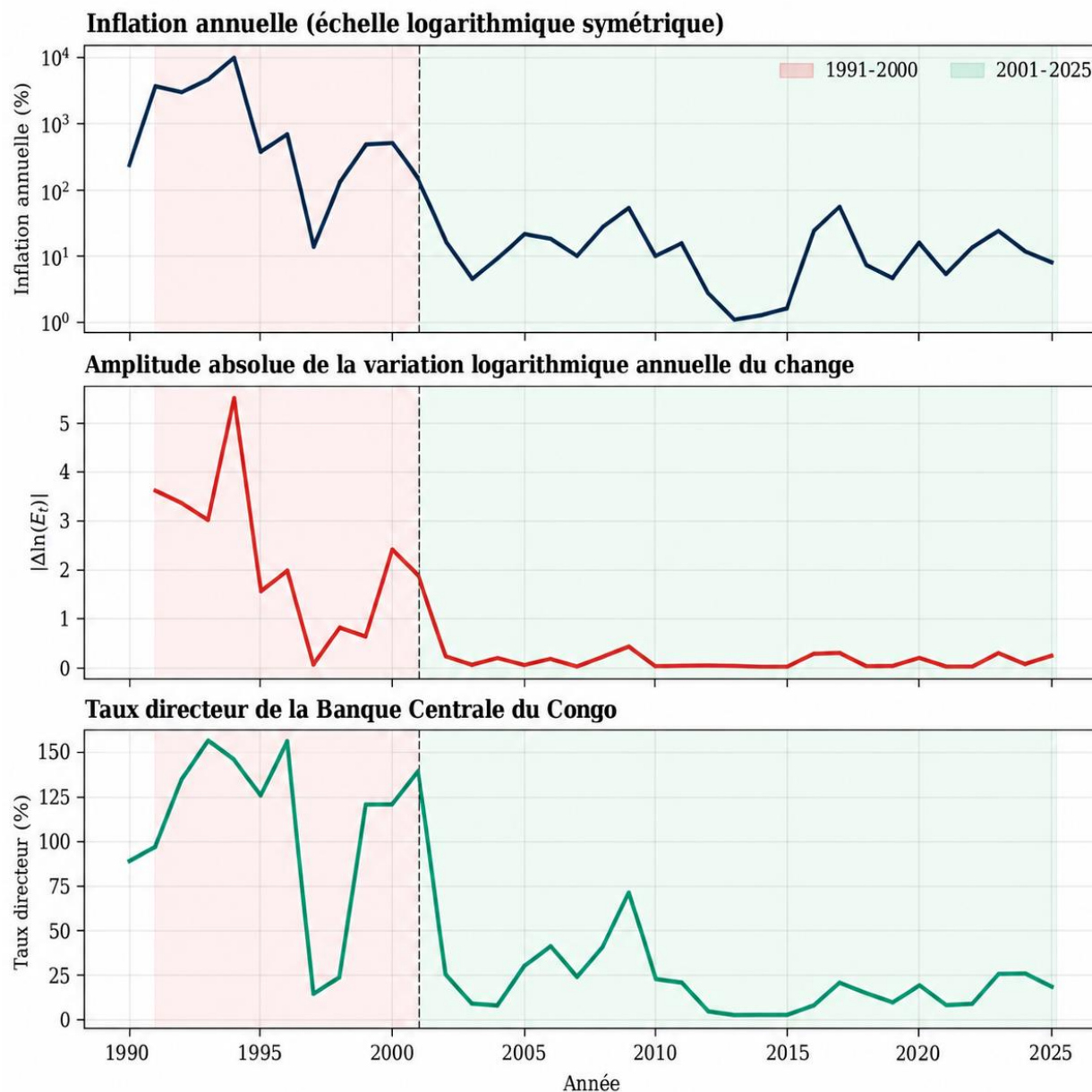
Tableau 2 : Définition opérationnelle, mesure et sources des variables du modèle économétrique

Variable	Symbole	Définition, unité et transformation	Période disponible	Source et statut
Inflation annuelle	π_t	Variation annuelle de l'IPC, en %	1990–2025	BCC; contrôle Banque mondiale; 2025 provisoire
Inflation transformée	$LINF_t$	$\ln(1 + \pi_t/100)$	1990–2025	Calcul de l'auteur
Change nominal	E_t	Unités CDF équivalentes pour 1 USD, fin de période	1990–2025	BCC; unités Z/NZ/CDF homogénéisées
Amplitude annuelle du change	AEX_t	$ \Delta \ln E_t $; variable principale, sans unité	1991–2025	Calcul de l'auteur; mesure d'intensité, non variance conditionnelle
Variation signée	DEX_t	$\Delta \ln E_t$; positive = dépréciation du CDF	1991–2025	Calcul de l'auteur
Dépréciation	DEX_t^+	$\max(\Delta \ln E_t, 0)$	1991–2025	Calcul de l'auteur; 28 épisodes positifs
Appréciation	DEX_t^-	$\min(\Delta \ln E_t, 0)$	1991–2025	Calcul de l'auteur; 7 épisodes négatifs
Taux directeur	TD_t	Taux annuel de politique monétaire, en %	1990–2025	BCC; 2025 provisoire
Hyperinflation	$D_{HYP,t}$	1 pour 1991–1996; 0 sinon	1990–2025	Construction de l'auteur
Croissance réelle	$GDPG_t$	Croissance annuelle du PIB réel, en %	1990–2025	Banque mondiale, NY.GDP.MKTP.KD.ZG
Dépendance aux importations	IMP_t	Importations de biens et services, % du PIB	1994–2025	Banque mondiale, NE.IMP.GNFS.ZS
Croissance des réserves	$RESG_t$	$\Delta \ln$ des réserves totales	1991–2023	Banque mondiale/IFS, FI.RES.TOTL.CD

Variable	Symbole	Définition, unité et transformation	Période disponible	Source et statut
Croissance monétaire	$M2G_t$	Croissance annuelle de la monnaie au sens large, en %	observations discontinues; contrôle 2001–2021	Banque mondiale/IFS, FM.LBL.BMNY.ZG

Précision terminologique. AEX_t mesure l'ampleur d'un mouvement annuel du change. Avec une seule observation par année, il ne peut pas mesurer la variabilité intra-annuelle ni une variance conditionnelle de type ARCH/GARCH. L'article conserve cette mesure parce qu'elle est reproductible sur toute la période et compatible avec le petit échantillon, mais la qualifie désormais d'**amplitude absolue**. L'écart-type mobile de trois ans et le carré de la variation sont uniquement des vérifications de robustesse.

Figure 1. Inflation, amplitude annuelle du change et taux directeur en RDC, 1990–2025.



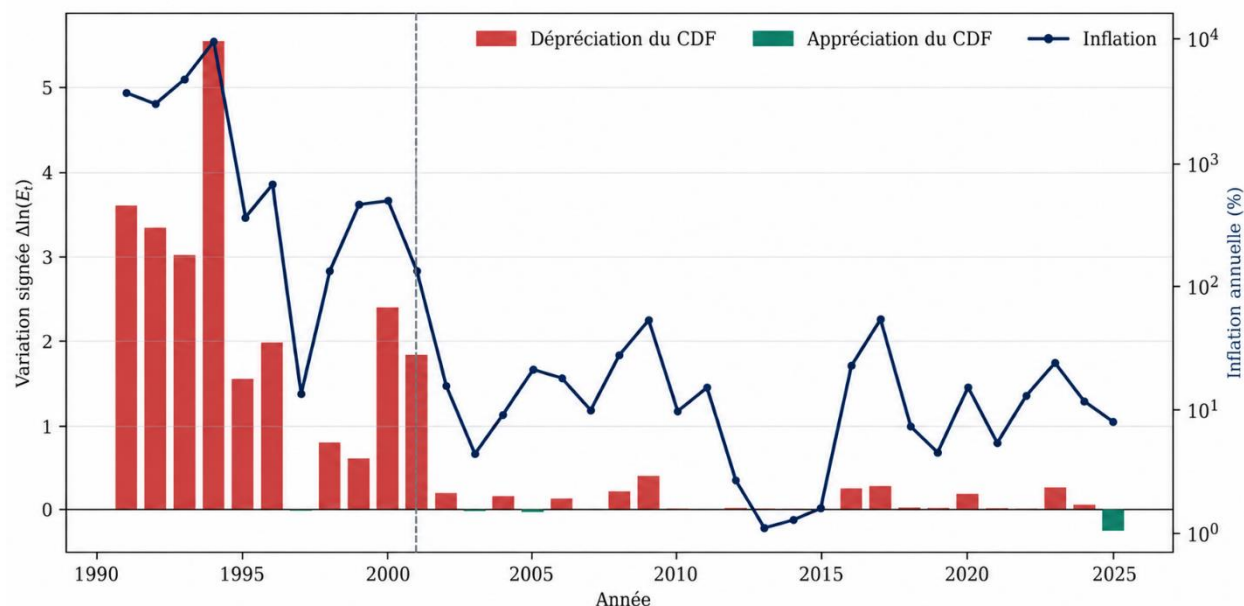
Source : calculs de l'auteur à partir des données BCC et Banque mondiale.

La ligne verticale distingue la période d'instabilité de la stabilisation engagée autour de 2001.

La Figure 1 confirme une rupture économique majeure : les niveaux et la dispersion de l'inflation, de l'amplitude du change et du taux directeur sont sans commune mesure entre les années 1990 et

la période postérieure à 2001. Cette observation ne suffit pas à établir une rupture statistique, mais elle justifie les tests formels et les estimations de régime présentés ci-dessous.

Figure 2. Dépréciations, appréciations et inflation en RDC, 1991–2025



Source : calculs de l'auteur. L'échantillon comprend 28 dépréciations et seulement 7 appréciations.

La Figure 2 montre pourquoi une asymétrie complète est difficile à identifier avec des données annuelles : les appréciations sont rares et généralement de faible amplitude. La décomposition signée est néanmoins informative, car elle empêche d'attribuer mécaniquement le même mécanisme économique aux deux directions du change.

4.2. Spécification ARDL principale

Le modèle principal est :

$$LINF_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i LINF_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_j AEX_{t-j} + \sum_{k=0}^{q_2} \gamma_k TD_{t-k} + \delta D_{HYP,t} + \varepsilon_t.$$

Sa représentation UECM est :

$$\Delta LIN F_t = c + \lambda LIN F_{t-1} + \theta_1 AEX_{t-1} + \theta_2 TD_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta LIN F_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1-1} \omega_j \Delta AEX_{t-j} + \sum_{k=0}^{q_2-1} \eta_k \Delta TD_{t-k} + \delta D_{HYP,t} + u_t.$$

Le coefficient λ est le terme de correction d'erreur. Une relation de long terme crédible exige plus qu'une statistique F supérieure à la borne haute : λ doit être négatif et statistiquement différent de zéro, et les cas dégénérés doivent être écartés M. H Pesaran, Y. Shin, & R.J Smith, (2001), S. Kripfganz, & D.C Schneider (2020), R. McNown, C.Y. Sam, & S.K Goh, (2018). Les coefficients de long terme sont $-\theta_1/\lambda$ et $-\theta_2/\lambda$, estimés avec erreurs standards par la méthode delta.

L'ARDL est compatible avec un mélange de séries I(0) et I(1), mais aucune variable ne doit être I(2) M. H Pesaran, Y. Shin, & R.J Smith, (2001). Les tests ADF et Phillips–Perron sont donc complétés par le test de Zivot–Andrews avec rupture endogène D. A.Dickey, & W. A Fuller, (1979), P. C. B. Phillips & P. Perron (1988), E. Zivot, & D. W. K. Andrews (1992). Le critère BIC guide la sélection des retards parce qu'il pénalise plus fortement le surparamétrage que l'AIC. Avec seulement 35 observations utilisables après la première différence du change, cette parcimonie est essentielle.

4.3. Inférence de petit échantillon

Les valeurs critiques asymptotiques de Pesaran, Shin et Smith (2001) peuvent conduire à un surrejet dans les petits échantillons. Narayan (2005) fournit des valeurs critiques adaptées à certaines tailles, tandis que Kripfganz et Schneider (2020) montrent que la distorsion du test F peut dépasser cinq points de pourcentage lorsque les valeurs asymptotiques sont utilisées. La présente étude utilise donc des valeurs critiques simulées pour la taille et la spécification effectives, avec 100 000 répliques dans le modèle principal. Cette correction améliore l'inférence, mais ne corrige ni les ruptures, ni l'endogénéité, ni une forme fonctionnelle inadéquate.

4.4. Ruptures, asymétrie et variables omises

Trois extensions répondent directement aux limites de la spécification principale. Premièrement, la stationnarité est réexaminée avec Zivot–Andrews et la stabilité autour de 2001 est évaluée par des tests de Chow appliqués à une relation contemporaine et à une relation dynamique

parcimonieuse. Un balayage Sup-F descriptif localise également la rupture candidate maximale, mais sa p-valeur naïve n'est pas utilisée comme test corrigé pour recherche de rupture.

Deuxièmement, le change est décomposé en $DEX_t^+ = \max(\Delta \ln E_t, 0)$ et $DEX_t^- = \min(\Delta \ln E_t, 0)$. Un ARDL asymétrique parcimonieux est sélectionné par BIC parmi des retards maximaux de deux ans. Des tests de Wald comparent les coefficients contemporains et de long terme. La rareté des appréciations impose cependant des intervalles larges.

Troisièmement, des modèles ARDL(1,1,1) ou ARDL(1,1,1,1) ajoutent séparément la croissance du PIB, la part des importations, la croissance des réserves et la croissance monétaire. L'ajout séparé est préférable à un modèle unique très chargé, qui épuiserait les degrés de liberté et créerait une colinéarité élevée. Ces estimations sont des **sensibilités au biais omis**, non des modèles définitifs.

4.5. Endogénéité et portée de l'analyse

L'inflation peut influencer le taux de change par les anticipations, la demande de devises et la perte de confiance. Le taux directeur réagit lui-même à l'inflation et au change. Les retards ARDL atténuent certains décalages, mais ne produisent pas une identification structurelle. Un diagnostic de Toda–Yamamoto est estimé en niveaux avec un retard d'intégration supplémentaire ; il teste la non-prédictibilité directionnelle, pas une causalité économique. La présence de feedback conduit à employer les expressions **association**, **relation dynamique** et **transmission estimée**.

4.6. Diagnostics et règles de décision

Les résidus font l'objet des tests de Jarque–Bera, Breusch–Godfrey, Breusch–Pagan, White et ARCH-LM. Le RESET de Ramsey examine la forme fonctionnelle J.B Ramsey, (1969). Le CUSUM et le CUSUMSQ examinent la stabilité globale R.L Brown, J. Durbin, & J.M Evans (1975). Le seuil principal est 5 %, avec mention explicite des résultats à 10 %. Les erreurs standards HAC sont utilisées comme vérification. Le maintien du modèle principal malgré un RESET significatif n'est acceptable que comme **benchmark parcimonieux**, confronté à des alternatives asymétriques et non linéaires.

5. Résultats empiriques

5.1. Stationnarité conventionnelle et avec rupture

Les tests ADF et PP ne conduisent pas toujours à la même classification au niveau. L'ADF rejette la racine unitaire pour *LINF* et *AEX*, alors que le PP ne rejette qu'à 10 % ou reste proche du seuil. Cette divergence est attendue dans un échantillon court soumis à des valeurs extrêmes et à des ruptures. Les premières différences sont nettement stationnaires et aucune série ne présente un profil I(2).

Tableau 3. Tests de stationnarité des variables selon les tests ADF et Phillips-Perron (PP)

Variable	ADF niveau : statistique (p)	PP niveau : statistique (p)	ADF première différence (p)	PP première différence (p)	Lecture prudente
<i>LINF</i>	-4,185 (0,0007)	-2,644 (0,0843)	-5,880 (<0,0001)	-8,171 (<0,0001)	I(0) selon ADF; limite I(0)/I(1) selon PP
<i>AEX</i>	-7,015 (<0,0001)	-2,833 (0,0537)	-4,983 (<0,0001)	-11,196 (<0,0001)	I(0) selon ADF; rejet à 10 % selon PP
<i>TD</i>	-2,352 (0,1558)	-2,202 (0,2055)	-5,266 (<0,0001)	-8,725 (<0,0001)	I(1)

Le test de Zivot–Andrews avec constante et tendance endogènes modifie l'interprétation : les trois séries rejettent la racine unitaire au seuil de 5 % lorsqu'une rupture est autorisée. Les dates estimées — 1999, 2000 et 2001 — coïncident avec la transition entre l'hyperinflation et la stabilisation.

Tableau 4. Test de stationnarité de Zivot-Andrews avec rupture structurelle endogène

Variable	Statistique ZA au niveau	Valeur critique 5 %	Rupture estimée	Décision à 5 %
<i>LINF</i>	-6,302	-5,073	2000	Stationnarité autour d'une rupture
<i>AEX</i>	-5,150	-5,073	1999	Stationnarité autour d'une rupture
<i>TD</i>	-5,103	-5,073	2001	Stationnarité autour d'une rupture

Ces résultats justifient l'ARDL par l'absence d'I(2), mais ils indiquent aussi que la période ne doit pas être traitée comme un mécanisme invariant. La relation post-2001 reçoit donc le statut d'analyse de régime, non de simple annexe.

5.2. Sélection des retards et rupture de 2001

Le VAR en niveau favorise trois retards selon les critères calculés, mais une structure aussi riche est coûteuse avec 35 observations utilisables. La grille ARDL, estimée avec la même période effective pour tous les candidats, retient l'ARDL(3,3,1) au BIC.

Tableau 5. Sélection du modèle ARDL selon les critères d'information et la qualité d'ajustement

Procédure	Modèle ou retard	Observations effectives	Paramètres	AIC	BIC	HQIC	R^2 ajusté
VAR en niveau	3 retards	32	—	1,939	3,314	2,395	—
Grille ARDL	ARDL(3,3,1)	32	11	-20,997	-3,408	-15,167	0,975
Alternative proche	ARDL(3,3,3)	32	13	-23,641	-3,120	-16,839	0,978
Alternative parcimonieuse	ARDL(1,1,1)	33	7	—	32,449	—	—

Le test de Chow rejette l'égalité des paramètres avant et après 2001 dans la relation contemporaine ($F = 8,353$, $p = 0,00037$) et dans une relation dynamique parcimonieuse ($F = 6,265$, $p = 0,00123$). Le balayage Sup-F descriptif situe le maximum en 2000 ($F = 12,708$). Comme la date est recherchée, cette dernière p-valeur naïve n'est pas interprétée comme une probabilité corrigée ; elle sert à corroborer la rupture située autour de 2000–2001.

5.3. Modèle ARDL(3,3,1) complet

Le tableau ci-dessous publie tous les coefficients du modèle en niveaux dynamiques, avec erreurs standards, statistiques t , p-valeurs et intervalles à 95 %.

Tableau 6. Estimation du modèle ARDL(3,3,1) et significativité des coefficients

Terme	Coefficient	Erreur standard	t	p-valeur	IC 95 %
Constante	0,0622	0,0402	1,547	0,1368	[-0,0214 ; 0,1458]
$LINF_{t-1}$	0,4327	0,1739	2,488	0,0213	[0,0711 ; 0,7944]
$LINF_{t-2}$	-0,2665	0,1412	-1,888	0,0730	[-0,5601 ; 0,0271]
$LINF_{t-3}$	0,7438	0,1479	5,030	<0,0001	[0,4362 ; 1,0513]
AEX_t	0,6311	0,0639	9,870	<0,0001	[0,4981 ; 0,7641]
AEX_{t-1}	-0,2481	0,1219	-2,035	0,0547	[-0,5016 ; 0,0055]

Terme	Coefficient	Erreur standard	t	p-valeur	IC 95 %
AEX_{t-2}	0,0634	0,1304	0,487	0,6316	$[-0,2077 ; 0,3345]$
AEX_{t-3}	-0,4416	0,1111	-3,975	0,0007	$[-0,6726 ; -0,2105]$
TD_t	0,00378	0,00107	3,529	0,0020	$[0,00155 ; 0,00600]$
TD_{t-1}	-0,00610	0,00154	-3,956	0,0007	$[-0,00931 ; -0,00289]$
$D_{HYP,t}$	0,0615	0,2935	0,209	0,8362	$[-0,5490 ; 0,6719]$

Statistiques du modèle : $n = 32$; degrés de liberté résiduels = 21; $R^2 = 0,9833$; R^2 ajusté = 0,9754; log-vraisemblance = 22,499; AIC = -20,997; BIC = -3,408; constante et indicatrice 1991–1996 incluses.

5.4. Test aux bornes et portée du long terme

La statistique F du test joint est 14,999. Avec 100 000 simulations adaptées au petit échantillon, la borne supérieure à 5 % est 5,420 et la borne inférieure 4,269. Le test joint rejette donc l'absence de termes de niveau. Cependant, le coefficient de $LINF_{t-1}$ dans l'UECM — l'ECT — vaut -0,0900 avec $p = 0,7754$. La vitesse de retour à l'équilibre n'est pas statistiquement établie. Selon Kripfganz et Schneider (2020) et McNown et al. (2018), cette combinaison peut révéler un cas dégénéré : la statistique F élevée ne suffit pas à conclure à une cointégration non dégénérée. La formulation correcte est donc : **le test F fournit un indice de relation de niveau, mais l'ajustement de long terme n'est pas confirmé sur 1990–2025.**

Tableau 7: Estimation du modèle à correction d'erreur (UECM) et dynamique de court terme

5.5. UECM complet et coefficients de long terme

Terme UECM	Coefficient	Erreur standard	t	p-valeur	IC 95 %
Constante	0,0622	0,0402	1,547	0,1368	$[-0,0214 ; 0,1458]$
$LINF_{t-1}$ (ECT)	-0,0900	0,3114	-0,289	0,7754	$[-0,7376 ; 0,5576]$
AEX_{t-1} , niveau	0,00491	0,2984	0,016	0,9870	$[-0,6156 ; 0,6254]$
TD_{t-1} , niveau	-0,00233	0,00181	-1,283	0,2134	$[-0,00610 ; 0,00144]$
$\Delta LINF_{t-1}$	-0,4773	0,2231	-2,139	0,0444	$[-0,9413 ; -0,0132]$
$\Delta LINF_{t-2}$	-0,7438	0,1479	-5,030	<0,0001	$[-1,0513 ; -0,4362]$
ΔAEX_t	0,6311	0,0639	9,870	<0,0001	$[0,4981 ; 0,7641]$
ΔAEX_{t-1}	0,3781	0,1914	1,975	0,0615	$[-0,0200 ; 0,7763]$
ΔAEX_{t-2}	0,4416	0,1111	3,975	0,0007	$[0,2105 ; 0,6726]$
ΔTD_t	0,00378	0,00107	3,529	0,0020	$[0,00155 ; 0,00600]$

Terme UECM	Coefficient	Erreur standard	t	p-valeur	IC 95 %
$D_{HYP,t}$	0,0615	0,2935	0,209	0,8362	[-0,5490 ; 0,6719]

L'effet cumulé de court terme de l'amplitude du change est 1,4508 ($p < 0,001$). Il s'agit d'une somme des termes en différences, non d'un coefficient de long terme. Les multiplicateurs de long terme calculés par la méthode delta sont extrêmement imprécis : 0,0546 pour AEX ($p = 0,9862$; IC 95 % [-6,109 ; 6,218]) et -0,0258 pour TD ($p = 0,7959$; IC 95 % [-0,222 ; 0,170]). Ils ne soutiennent aucune conclusion de long terme sur l'échantillon complet.

5.6. Interprétation correcte de la transformation logarithmique

Comme $LINF = \ln(1 + \pi/100)$, une variation estimée $\Delta LINF = d$ implique :

$$\pi_1 = 100[(1 + \pi_0/100)e^d - 1].$$

Pour une hausse de 0,10 de AEX , le coefficient contemporain donne $d = 0,06311$. Cela correspond à une hausse de 6,51 % du facteur $(1 + \pi/100)$, mais pas à une hausse universelle de 6,51 points de l'inflation. L'effet en points dépend du niveau initial.

Tableau 8 : Simulation de l'effet du taux de change sur l'inflation à court terme selon différents niveaux d'inflation initiale

Inflation initiale	Inflation impliquée, effet contemporain	Variation en points	Inflation impliquée, cumul court terme	Variation en points
0 %	6,51 %	+6,51	15,61 %	+15,61
5 %	11,84 %	+6,84	21,39 %	+16,39
10 %	17,17 %	+7,17	27,17 %	+17,17
20 %	27,82 %	+7,82	38,74 %	+18,74
50 %	59,77 %	+9,77	73,42 %	+23,42

Ces scénarios illustrent l'ordre de grandeur conditionnel ; ils ne sont pas des prévisions causales et supposent les autres variables inchangées.

5.7. Diagnostics, stabilité et RESET

Tableau 9. Tests diagnostiques, stabilité et spécification du modèle ARDL

Diagnostic	Statistique	p-valeur	Lecture à 5 %
Jarque-Bera	0,805	0,6686	Normalité non rejetée
Breusch-Godfrey, 2 retards	2,045	0,3597	Autocorrélation non détectée

Diagnostic	Statistique	p-valeur	Lecture à 5 %
Breusch–Pagan	6,585	0,7639	Homoscédasticité non rejetée
White	32,000	0,4167	Homoscédasticité non rejetée
ARCH-LM, 1 retard	2,177	0,1401	Effet ARCH non détecté
RESET, puissance 2	6,983	0,0156	Forme fonctionnelle mise en cause
RESET, puissances 2 et 3	7,509	0,0040	Forme fonctionnelle mise en cause
CUSUM	0,791	0,5594	Stabilité globale non rejetée
CUSUMSQ simulé	0,201	0,5008	Stabilité globale non rejetée

Le rejet RESET est une faiblesse substantielle. Le CUSUM et le CUSUMSQ n'excluent pas la stabilité, mais ils ne neutralisent ni une rupture de régime ni une non-linéarité. Quatre formes parcimonieuses sont donc comparées. La séparation dépréciation/appréciation est la seule à ne pas rejeter RESET à 5 % ($p = 0,0672$), mais son BIC est moins favorable et le faible nombre d'appréciations réduit sa précision. L'ajout d'un carré ou d'une interaction avec l'hyperinflation améliore l'ajustement brut sans résoudre RESET. Le modèle linéaire principal est conservé comme benchmark comparable et parcimonieux, non comme spécification vraie.

Tableau 10. Comparaison des spécifications alternatives et tests de forme fonctionnelle du modèle ARDL

Spécification	Paramètres	BIC	R^2 ajusté	RESET p	Conclusion
Linéaire compact	7	32,449	0,9469	0,0491	Rejet limite
Linéaire + carré de l'amplitude	12	11,054	0,9798	0,0021	Non-linéarité résiduelle
Linéaire + interaction hyperinflation	11	23,248	0,9689	0,0137	Rupture non entièrement captée
Dépréciation/appréciation séparées	9	39,058	0,9431	0,0672	RESET non rejeté, précision faible

5.8. Dépréciations et appréciations

L'ARDL asymétrique retenu par BIC est un ARDL(1,1,1,1), estimé sur 35 observations brutes et 33 observations effectives. Le coefficient contemporain de la dépréciation est positif et significatif (0,5208 ; $p = 0,00023$). Celui de l'appréciation est 0,0903 ($p = 0,9473$). Cependant, la différence entre les deux coefficients n'est pas significative ($p = 0,7553$), et le test de symétrie de long terme n'est pas significatif ($p = 0,7406$). Le test aux bornes de ce modèle ne dépasse pas la borne haute à 5 % ($F = 2,587$ contre 4,894). Ces résultats établissent une transmission contemporaine des

dépréciations, mais **ne permettent pas de conclure formellement à une asymétrie**, principalement parce que l'échantillon ne contient que sept appréciations.

Tableau 11. Estimation des effets asymétriques du taux de change sur l'inflation à court et à long terme

Élément asymétrique	Estimation	p-valeur	Interprétation
ΔDEX_t^+ , dépréciation	0,5208	0,00023	Association inflationniste contemporaine
ΔDEX_t^- , appréciation	0,0903	0,9473	Non distinguable de zéro
Différence court terme	0,4305	0,7553	Asymétrie non établie
Multiplicateur long terme, dépréciation	0,3641	0,3195	Non significatif
Multiplicateur long terme, appréciation	4,7351	0,7185	Très imprécis
Test de symétrie long terme	—	0,7406	Symétrie non rejetée

5.9. Régime de stabilisation 2001–2025

Le test de rupture motive l'estimation séparée du régime post-2001. Le BIC retient un ARDL(1,1,1). L'ECT vaut $-1,0864$ et est significatif ($p = 0,00015$), tandis que la statistique F est $10,715$, supérieure à la borne haute simulée de $5,647$. Le coefficient contemporain de AEX est $0,4853$ ($p = 0,00353$) et son multiplicateur de long terme $0,7845$ ($p < 0,001$). Le multiplicateur de long terme du taux directeur demeure non significatif ($0,00134$; $p = 0,2185$).

Tableau 12. Robustesse des résultats ARDL selon la période d'estimation et les spécifications du modèle

Période	Observations brutes/effectives	ARDL	F / borne haute 5 %	ECT (p)	AEX court terme (p)	AEX long terme (p)	TD long terme (p)
1991–2025	35/32	(3,3,1)	14,999 / 5,420	$-0,090$ (0,775)	0,631 (<0,001)	0,055 (0,986)	$-0,0258$ (0,796)
2001–2025	25/23	(1,1,1)	10,715 / 5,647	$-1,086$ (<0,001)	0,485 (0,0035)	0,784 (<0,001)	0,00134 (0,219)

La relation de niveau est plus cohérente après 2001, mais le coefficient ECT inférieur à -1 indique un ajustement avec dépassement possible plutôt qu'une convergence monotone. Surtout, l'échantillon effectif n'est que de 23 observations. Le résultat post-2001 constitue donc une preuve de régime suggestive, non une estimation définitive.

5.10. Sensibilité aux variables omises

Les estimations de contrôle utilisent une structure parcimonieuse commune afin d'éviter qu'une sélection de retards différente explique les changements. L'amplitude du change reste positive et significative lorsque la croissance du PIB, la croissance des réserves ou la croissance monétaire sont ajoutées séparément. Elle devient non significative lorsque la part des importations est incluse sur 1994–2025 ; ce changement peut refléter la réduction d'échantillon, la colinéarité avec le canal du change ou une véritable médiation par la dépendance aux importations. Le taux directeur n'est pas robuste à 5 % dans ces modèles.

Tableau 13. Tests de robustesse du modèle ARDL avec l'introduction de variables de contrôle supplémentaires

Spécification	Période	AEX_t (p)	TD_t (p)	Contrôle contemporain (p)	RESET p
Référence parcimonieuse	1991–2025	0,5247 (0,0018)	0,00471 (0,212)	—	0,0516
+ croissance du PIB	1991–2025	0,4530 (0,0051)	0,00336 (0,312)	–0,0239 (0,039)	<0,0001
+ importations/PIB	1994–2025	0,1293 (0,635)	0,00800 (0,0587)	–0,00741 (0,292)	0,1036
+ croissance des réserves	1991–2023	0,5162 (0,0025)	0,00452 (0,241)	–0,0990 (0,165)	0,0106
+ croissance monétaire	2001–2021	0,8688 (0,00066)	0,00179 (0,122)	–0,00131 (0,0655)	0,5217

Ces résultats ne suppriment pas le biais omis. Ils montrent que l'association de change est résistante à plusieurs contrôles, mais dépend de la période et de la variable ajoutée. L'absence de série budgétaire annuelle complète et de mesure longue de dollarisation empêche une spécification structurelle exhaustive.

5.11. Endogénéité et prédictibilité directionnelle

Le diagnostic de Toda–Yamamoto confirme que l'endogénéité ne peut pas être ignorée. Avec un retard VAR sélectionné de trois ans et un retard d'intégration supplémentaire, la non-prédictibilité de AEX vers $LINF$ est rejetée ($p = 0,0070$), mais la non-prédictibilité inverse de $LINF$ vers AEX l'est également ($p = 0,00033$). La non-prédictibilité de TD vers $LINF$ est rejetée à 5 % ($p =$

0,0433), tout comme celle de *LINF* vers *TD* ($p = 0,00784$). Ces résultats décrivent un feedback dynamique et renforcent l'interprétation du taux directeur comme réaction endogène. Ils ne constituent pas une causalité structurelle, car aucun instrument externe ni choc narratif n'est utilisé.

5.12. Robustesses complémentaires

L'association contemporaine positive de *AEX* subsiste lorsque 2025 est exclue (0,6327 ; $p < 0,001$), lorsque l'indicatrice d'hyperinflation est retirée (0,6317 ; $p < 0,001$), lorsque les retards maximaux sont limités à deux (0,5189 ; $p = 0,00014$), avec l'écart-type mobile de trois ans (0,7685 ; $p = 0,00264$) et avec la dépréciation signée (0,6238 ; $p < 0,001$). Le carré de la variation, utilisé seul, n'est pas significatif ; son ECT positif empêche toute lecture d'équilibre. Ces vérifications confirment le court terme, mais non le long terme de l'échantillon complet.

6. Discussion

6.1. Premier objectif : mouvements de change et inflation

Le résultat le plus régulier est l'association positive entre l'amplitude des mouvements du change et l'inflation à court terme. Le coefficient contemporain demeure positif sous l'exclusion de 2025, sous une réduction des retards, sans indicatrice d'hyperinflation, avec la variation signée, avec l'écart-type mobile et après l'ajout séparé de plusieurs contrôles. Ce faisceau est compatible avec le pass-through par les prix importés, les intrants et les anticipations observé dans les travaux congolais F. Fischer et al. (2013), M. Luyinduladio (2010), C. Pinshi & Sungani (2018) et régionaux D.F Kassi et al. (2019), L. Kemoe et al. (2024).

Cette conclusion doit toutefois être formulée précisément. La variable principale ne mesure pas une volatilité conditionnelle ; elle mesure l'intensité absolue du mouvement annuel. Sa valeur élevée pendant l'hyperinflation peut refléter principalement de très grandes dépréciations. L'analyse signée montre effectivement un coefficient positif de la dépréciation. Elle ne démontre pas une asymétrie statistique, car les sept appréciations fournissent trop peu d'information. La contribution de l'amplitude est donc de révéler que les grands mouvements annuels coïncident avec une forte inflation ; la contribution de la décomposition signée est d'indiquer que cette association est portée surtout par les dépréciations.

Le long terme diffère selon le régime. Sur la période complète, l'ECT non significatif interdit d'affirmer une cointégration crédible. Après 2001, l'ECT et le multiplicateur de change deviennent

significatifs, résultat cohérent avec une dynamique plus régulière du CDF et des prix. Mais l'estimation post-2001 compte 23 observations effectives. Elle doit être présentée comme une relation de régime plausible, dont la confirmation requiert des données mensuelles ou trimestrielles plus longues.

6.2. Deuxième objectif : taux directeur et inflation

Le taux directeur présente un coefficient contemporain positif dans le modèle ARDL(3,3,1), suivi d'un coefficient retardé négatif dans la forme dynamique en niveaux. Cette configuration ne signifie pas que le resserrement provoque structurellement l'inflation. Le diagnostic de Toda–Yamamoto révèle une prédictibilité dans les deux directions entre inflation et taux directeur, ce qui est compatible avec une fonction de réaction : la BCC relève son taux lorsque l'inflation et la dépréciation sont déjà fortes. La dollarisation et la faible profondeur financière peuvent ensuite retarder ou affaiblir l'effet restrictif F. Fischer et al. (2013), P. Mishra, et al. (2012). Les chocs omis de prix importés, de politique budgétaire ou de liquidité peuvent également produire un *price puzzle*.

L'absence de multiplicateur de long terme significatif pour le taux directeur, aussi bien sur l'échantillon complet que sur 2001–2025, implique que les données annuelles ne démontrent pas une efficacité désinflationniste durable du taux pris isolément. Cette conclusion ne signifie pas que le taux directeur est inutile. Elle signifie que son effet ne peut être séparé de la liquidité, du change, de la communication, de la fiscalité et des bilans dollarisés avec la spécification disponible.

6.3. Hétérogénéité, RESET et endogénéité

Le RESET significatif du modèle principal, les ruptures Zivot–Andrews autour de 1999–2001 et les tests de Chow convergent : une relation linéaire constante sur 1990–2025 est une approximation forte. La décomposition dépréciation/appréciation améliore le RESET, mais souffre d'un déséquilibre extrême des épisodes. Les termes quadratiques et d'interaction n'éliminent pas le défaut de forme. Le choix scientifique approprié n'est donc pas de dissimuler RESET, mais de maintenir le modèle linéaire comme benchmark reproductible, de publier les alternatives et de limiter la portée des conclusions.

La prédictibilité bidirectionnelle entre inflation et amplitude du change confirme également que les coefficients ARDL ne sont pas des élasticités causales. Une identification structurelle

nécessiterait des données à fréquence élevée et un choc externe — surprise de politique monétaire, variation mondiale exogène, choc narratif ou instrument — qui n'est pas disponible ici. Le terme « transmission estimée » décrit mieux le résultat que « effet causal ».

6.4. Variables omises et bien-être

Les contrôles séparés montrent que la relation de change résiste à la croissance, aux réserves et à la monnaie, mais qu'elle s'affaiblit avec la part des importations. Cela suggère que la dépendance aux importations est possiblement un mécanisme du pass-through plutôt qu'un simple facteur additionnel. La dominance budgétaire documentée par Nachega (2005) demeure une limite importante. L'étude sur les politiques économiques et le bien-être en RDC rappelle que la croissance monétaire, les dépenses publiques, l'inflation et le change doivent être considérés conjointement lorsque l'objectif final est le pouvoir d'achat B. Kongolo Tshisuaka, & J.C Kabeya Kazadi (2024).

La présente étude ne modélise pas directement l'IDH ou la pauvreté. Elle peut seulement relier la stabilité des prix à la protection du pouvoir d'achat sur la base de la théorie et de la littérature. Les recommandations sociales et structurelles doivent donc être distinguées des implications directement dérivées de l'ARDL.

7. Recommandations classées par niveau de preuve

7.1. Implications directement soutenues par les estimations

Premièrement, la BCC devrait intégrer systématiquement l'amplitude et la direction des mouvements du change dans son diagnostic d'inflation, en distinguant les dépréciations ordinaires des épisodes grands et persistants. Cette recommandation découle de la robustesse du coefficient de court terme.

Deuxièmement, le taux directeur ne devrait pas être utilisé seul. Son signal doit être cohérent avec la gestion de liquidité, les opérations de change, la communication et la surveillance du crédit. Le coefficient positif et le feedback inflation-taux indiquent qu'une hausse tardive peut être observée comme une réaction plutôt que comme une désinflation immédiate.

Troisièmement, les autorités statistiques devraient publier des séries mensuelles longues et révisables pour l'IPC, le change officiel et parallèle, le taux directeur, la liquidité, le crédit, les prix

importés et les anticipations. Une fréquence plus élevée permettrait des NARDL, projections locales ou SVAR mieux identifiés et une estimation crédible des asymétries.

Quatrièmement, l'année 2001 doit être intégrée comme changement de régime dans les modèles de prévision. Une équation estimée sur toute la période sans paramètres variables risque de mélanger l'hyperinflation et la stabilisation.

7.2. Recommandations structurelles appuyées par la littérature, mais non identifiées causalement par ce modèle

La coordination budgétaire-monétaire et la limitation du financement monétaire des déficits sont soutenues par l'histoire macroéconomique congolaise P. Beaugrand (1997), J.-C Nachega, (2005), mais leur coefficient n'est pas estimé directement ici. De même, une dédollarisation progressive fondée sur la confiance, la stabilité des prix et l'offre d'instruments en CDF paraît préférable à des interdictions administratives, mais son effet quantitatif dépasse ce modèle.

La diversification productive, l'amélioration de l'énergie, du transport, du stockage et de la concurrence peuvent réduire la dépendance aux importations et donc le pass-through. La sensibilité au contrôle importations/PIB renforce la pertinence de ce canal, sans établir une causalité précise. Enfin, les programmes de protection du revenu réel, de santé et d'éducation relèvent d'une politique de bien-être plus large B. Kongolo Tshisuaka & J, -C Kabeya Kazadi, (2024); ils doivent être évalués dans des modèles sociaux et budgétaires spécifiques.

8. Limites et pistes de recherche

La première limite est la taille de l'échantillon. Trente-six observations annuelles ne permettent pas de combiner de nombreux retards, contrôles, ruptures et asymétries avec une puissance élevée. La deuxième est la qualité historique des données, en particulier les changements de monnaie, la mesure du taux directeur dans les années 1990 et le statut provisoire de 2025. La troisième est l'usage d'un taux officiel de fin de période, qui ne capture ni le marché parallèle ni la dispersion intra-annuelle. La quatrième est l'absence de données complètes sur le déficit, les prix mondiaux, la dollarisation, la masse monétaire et les anticipations. La cinquième est l'endogénéité du change et du taux directeur.

Des recherches futures devraient utiliser des données mensuelles, distinguer le change officiel et parallèle, mesurer la dollarisation, incorporer les prix alimentaires et énergétiques mondiaux et

identifier les décisions monétaires par des surprises ou des instruments externes. Des modèles NARDL, à paramètres variables, Markov-switching, projections locales ou SVAR pourraient alors tester les asymétries et les changements de régime avec davantage de puissance.

9. Conclusion

Cette étude évalue la relation entre les mouvements du taux CDF/USD, le taux directeur et l'inflation en RDC sur 1990–2025.

L'amplitude du change est positivement et fortement associée à l'inflation à court terme. La décomposition signée confirme une transmission contemporaine des dépréciations, mais l'échantillon ne permet pas de démontrer une asymétrie avec seulement sept appréciations. Le taux directeur présente une association contemporaine positive, compatible avec une réaction endogène de la BCC, un canal du crédit faible et des facteurs omis. Aucun effet durable du taux directeur n'est établi.

Sur 1990–2025, le test F suggère des termes de niveau, mais l'ECT non significatif et les multiplicateurs très imprécis empêchent de conclure à un ajustement de long terme crédible. La période 2001–2025 produit une relation plus cohérente et un multiplicateur positif du change, mais la taille effective de 23 observations impose une prudence forte. Les tests de rupture, RESET et Toda–Yamamoto confirment que l'hétérogénéité, la non-linéarité et le feedback sont des dimensions centrales de l'inflation congolaise.

La conclusion générale est donc restreinte : **les grands mouvements annuels du change, surtout les dépréciations, constituent un indicateur avancé et robuste des pressions inflationnistes en RDC ; les données disponibles ne permettent ni d'attribuer un effet causal isolé au taux directeur, ni d'établir un long terme stable sur l'ensemble 1990–2025.**

References

- Aron, J., Macdonald, R., & Muellbauer, J. (2014). Exchange rate pass-through in developing and emerging markets: A survey of conceptual, methodological and policy issues, and selected empirical findings. *Journal of Development Studies*, 50(1), 101–143. <https://doi.org/10.1080/00220388.2013.847180>
- Banque Centrale du Congo. (2025). Rapport sur la politique monétaire en 2024 (Rapport no. 025). https://resources.bcc.cd/publications/rapport-politique-monetaire/rapport_sur_la_politique_monetaire_en_2024.pdf
- Beaugrand, P. (1997). Zaire's hyperinflation, 1990–96 (IMF Working Paper No. 97/50). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781451846935.001>
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 37(2), 149–163. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x>
- 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>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427–431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Fischer, F., Lundgren, C., & Jahjah, S. (2013). Vers une politique monétaire plus efficace : Le cas de la République démocratique du Congo (Document de travail du FMI No. 13/226). Fonds monétaire international. <https://doi.org/10.5089/9781475516371.001>
- 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>
- Ha, J., Stocker, M. M., & Yilmazkuday, H. (2020). Inflation and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 105, 102187. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102187>
- 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., Mbohou, M., Mighri, H., & Quayyum, S. (2024). Effect of exchange rate movements on inflation in Sub-Saharan Africa (IMF Working Paper No. 24/59). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9798400269264.001>
- Kongolo Tshisuaka, B., & Kabeya Kazadi, J.-C. (2024). Politiques économiques et bien-être de la population en RDC : Une vérification économétrique par l'approche ARDL (HAL-04663364). HAL. <https://hal.science/hal-04663364>
- Kripfganz, S., & Schneider, D. C. (2020). Response surface regressions for critical value bounds and approximate p-values in equilibrium correction models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(6), 1456–1481. <https://doi.org/10.1111/obes.12377>
- Luyinduladio, M. (2010). Degré de répercussion du taux de change sur l'inflation en République démocratique du Congo de 2002 à 2007 (MPRA Paper No. 21970). University Library of Munich. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/21970/>
- McNown, R., Sam, C. Y., & Goh, S. K. (2018). Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for cointegration. *Applied Economics*, 50(13), 1509–1521. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1366643>
- Mishra, P., Montiel, P. J., & Spilimbergo, A. (2012). Monetary transmission in low-income countries: Effectiveness and policy implications. *IMF Economic Review*, 60(2), 270–302. <https://doi.org/10.1057/imfer.2012.7>
- Nachega, J.-C. (2005). Fiscal dominance and inflation in the Democratic Republic of the Congo (IMF Working Paper No. 05/221). International Monetary Fund. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2005/wp05221.pdf>
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979–1990. <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- Nguyen, A. D. M., Dridi, J., Unsal, F. D., & Williams, O. H. (2017). On the drivers of inflation in Sub-Saharan Africa. *International Economics*, 151, 71–84. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2017.04.002>
- 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>
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>

- Pinshi, C., & Sungani, E. (2018). The relevance of pass-through effect: Should we revisit monetary policy regime? *International Journal of Economics, Business and Management Research*, 2(2), 224–240. <https://www.ijebmr.com/view/2/2018>
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 31(2), 350–371. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1969.tb00796.x>
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In R. C. Sickles & W. C. Horrace (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt* (pp. 281–314). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9
- 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)
- World Bank. (2026). World Development Indicators: Democratic Republic of Congo. <https://data.worldbank.org/country/congo-dem-rep>
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the Great Crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270. <https://doi.org/10.1080/07350015.1992.10509904>