
Analyse des déterminants des différentiels des taux d'intérêt débiteurs des crédits en franc congolais et en dollars américains appliqués dans le système bancaire congolais.

Analysis of the determinants of the interest rate differentials of loans in Congolese francs and in US dollars applied in the Congolese banking system.

Auteur 1 : MBAKAMA MINGA Jean Gilbert.

MBAKAMA MINGA Jean Gilbert, (Economiste et Assistant à l'Université de Kinshasa en République démocratique du Congo. DEA en Sciences économiques, Université de 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 : MBAKAMA MINGA Jean Gilbert (2026) « Analyse des déterminants des différentiels des taux d'intérêt débiteurs des crédits en franc congolais et en dollars américains appliqués dans le système bancaire congolais », African Scientific Journal « Volume 03, Num 36 » pp: 0208 – 0240.



DOI : 10.5281/zenodo.20323501
Copyright © 2026 – ASJ



Résumé

Cet article analyse les déterminants du différentiel persistant des taux d'intérêt débiteurs entre les crédits accordés en francs congolais (CDF) et ceux accordés en dollars américains (USD) en RDC, où la dollarisation des dépôts et crédits dépasse 80 %. À partir d'une modélisation ARDL sur données mensuelles couvrant la période allant de 2011 à 2025 et de tests de causalité de Toda-Yamamoto, l'étude montre que le taux de dollarisation, le taux directeur, le taux d'intérêt appliqué par la Fed et l'inflation influencent ce différentiel, mais avec des effets contrastés. À long terme, aucune variable n'est statistiquement significative, ce qui indique que le différentiel est davantage dicté par des chocs de court terme que par un équilibre stable. À court terme, la dollarisation et l'inflation sont les principaux déterminants, avec une vitesse d'ajustement de 14,47 % par mois (retour à l'équilibre en environ 7 mois). Le modèle confirme une déconnexion croissante entre le taux directeur et le coût réel du crédit, ainsi qu'un ancrage structurel du différentiel autour de 10 %. L'article recommande une dédollarisation de l'économie congolaise, la stabilisation du cadre macroéconomique, la réduction de la volatilité du taux de change et le renforcement du marché interbancaire pour réduire durablement le coût du crédit en monnaie nationale. ancrage structurel du différentiel autour de 10 %.

Mots clés : Différentiel de taux d'intérêt ; dollarisation ; taux directeur ; inflation ; prime de risque..

Abstract

This article analyzes the determinants of the persistent differential in lending interest rates between loans granted in Congolese francs (CDF) and those granted in US dollars (USD) in the DRC, where the dollarization of deposits and loans exceeds 80%. Based on an ARDL modeling using monthly data covering the period from 2011 to 2025 and Toda-Yamamoto causality tests, the study shows that the dollarization rate, the key interest rate, the interest rate applied by the Fed, and inflation influence this differential, but with contrasting effects. In the long term, no variable is statistically significant, indicating that the differential is more driven by short-term shocks than by a stable equilibrium. In the short term, dollarization and inflation are the main determinants, with an adjustment speed of 14.47% per month (return to equilibrium in about 7 months). The model confirms a growing disconnect between the key interest rate and the real cost of credit, as well as a structural anchoring of the differential around 10%. The article recommends dedollarizing the Congolese economy, stabilizing the macroeconomic framework, reducing exchange rate volatility, and strengthening the interbank market to sustainably reduce the cost of credit in national currency. Structural anchoring of the differential around 10%.

Keywords: Interest rate differential; dollarization; key interest rate; inflation; risk

1. Introduction générale

La République Démocratique du Congo (RDC) présente une caractéristique macroéconomique fondamentale qui façonne l'ensemble de son système financier à savoir : une dollarisation profonde et persistante. Cette dernière a été héritée des périodes d'hyperinflation et d'instabilité chronique des années 1990 qu'a connues le pays. Cette dollarisation de facto s'était alors imposée comme une stratégie de préservation du pouvoir d'achat pour les agents économiques, érodant durablement la confiance dans la monnaie nationale, le franc congolais (CDF). Ce phénomène, loin d'être un simple aspect du paysage économique, en est devenu un pilier structurel, au point que la Banque Centrale du Congo (BCC) se retrouve partiellement dépossédée de son principal outil de politique monétaire à savoir la régulation de la masse monétaire en monnaie nationale. A ce jour, plus de 80 % des dépôts et des crédits du système bancaire congolais sont libellés en dollars américains (USD), reléguant le franc congolais à une position secondaire dans l'intermédiation financière formelle (BCC, 2025).

Dans ce contexte d'existence de dualité monétaire, le secteur bancaire congolais, bien que fragmenté et encore peu profond au regard des standards africains et mondiaux, constitue un maillon essentiel du financement de l'économie car c'est ce secteur qui finance l'économie à plus de 90% (BCC, Rapport annuel, 2024). Avec un volume de crédit accordé au secteur privé représentant à peine 12 % du Produit Intérieur Brut (PIB) en 2024, le potentiel de développement est immense, mais son rôle dans la stimulation de l'investissement et de la croissance reste encore marginal (BCC, Rapport annuel, 2024). L'une des fonctions premières de ce système est la transformation de l'épargne en crédit, un processus dont le coût est matérialisé par le taux d'intérêt débiteur qui est un déterminant crucial de la demande de financement et, *in fine*, de l'activité économique.

L'observation du marché bancaire congolais fait apparaître une anomalie : les taux débiteurs en franc congolais sont durablement et significativement plus élevés que ceux en dollars américains. Comment justifier la persistance d'un tel différentiel de taux entre les deux devises ? Cette persistance, assimilable à une « prime de risque », est pour le moins interpellante. Dans un système parfaitement intégré, la loi du prix unique voudrait que, ajusté des anticipations de dépréciation du change, le coût du crédit tende à converger. Pourtant, en RDC, l'écart entre les taux d'intérêt débiteur en franc congolais et en dollar américain se maintient, interrogeant sur ses fondements profonds. Pourquoi un emprunteur en monnaie locale se voit-il facturer un risque plus élevé qu'un emprunteur en devise étrangère ? Est-ce le reflet d'un risque de change

pur, d'une structure de coûts spécifique aux banques, d'une asymétrie dans la gestion du risque de crédit, ou d'un déséquilibre macroéconomique plus profond ?

La problématique de cette recherche est donc la suivante : **quels sont les déterminants fondamentaux des différentiels de taux d'intérêt débiteurs entre les crédits en franc congolais et en dollars américains au sein du système bancaire congolais ?** Cette question qui est au cœur de l'efficacité de la politique monétaire et de l'allocation des ressources financières, nous a poussé à faire une analyse multidimensionnelle. Cette analyse ne saurait se réduire à une simple explication par le risque de change, mais doit intégrer les spécificités microéconomiques des banques, les contraintes macroéconomiques de la dollarisation, et les défaillances structurelles du marché financier. C'est dans cette perspective que s'inscrit le présent article. Nous entendons mettre en lumière les mécanismes sous-jacents allant du risque de change aux asymétries bilancielle qui expliquent la persistance d'un écart des taux d'intérêt pratiqués sur les prêts accordés en franc congolais et ceux en dollar américain, et partant, lever une partie du mystère qui entoure cette prime de risque observée sur le marché bancaire congolais.

L'objectif principal de cet article est d'analyser, d'identifier et hiérarchiser les différents facteurs pouvant expliquer cette divergence des prix du crédit. Plus spécifiquement, il s'agira : (i) d'examiner l'impact de la structure bilancielle des banques, notamment l'origine et la stabilité de leurs ressources en francs congolais par rapport à leurs ressources en dollars ; (ii) d'évaluer le rôle des anticipations inflationnistes et du risque de change sur la formation des taux d'intérêt en monnaie nationale ; (iii) d'analyser l'influence du risque de contrepartie et des asymétries d'information, qui pourraient être perçus différemment selon la devise du prêt ; et (iv) de considérer l'effet des différentes contraintes réglementaires et de la politique monétaire de la BCC sur la liquidité interbancaire en chaque devise.

La pertinence de notre étude est triple. Sur le plan théorique, elle va contribuer à la littérature sur la dollarisation financière et le "pass-through" du taux directeur aux taux d'intérêt débiteurs dans les économies en développement. Elle va confronter les modèles standards de détermination des taux d'intérêt (basés sur le coût des ressources, les primes de risque et les marges) à la réalité d'un marché dual où la devise est un attribut discriminant du crédit. Sur le plan méthodologique, elle va proposer un cadre d'analyse intégré combinant les approches macro-prudentielles et micro-économétriques pour démêler les effets de structure et les effets de risque. Enfin, sur le plan pratique, les résultats attendus de cette recherche pourraient éclairer la réflexion des autorités monétaires de la RDC dans la conduite d'une politique visant à réduire

le coût du crédit en monnaie nationale, pour une dédollarisation réussie de l'économie et un financement plus sain et plus souverain de l'investissement. Ce qui pourra également aider les banques commerciales à mieux piloter leur politique de prix et à affiner leur gestion actif-passif en fonction des différentes devises.

Pour bien mener cette analyse, notre article s'articulera autour de trois axes principaux. Après cette introduction générale, la première partie sera consacrée à une revue de la littérature théorique et empirique, posant les fondements conceptuels des déterminants des taux d'intérêt débiteurs et explorant les travaux existants sur la dollarisation et le coût du crédit. La deuxième partie va présenter la méthodologie et les données utilisées, en justifiant le choix des variables et du modèle économétrique. Enfin, la troisième partie livrera une analyse approfondie et une discussion des résultats obtenus sur le marché bancaire congolais, avant de discuter leurs implications et de conclure sur les recommandations de politique économique. Outre l'introduction, cet article se restructure par la revue de la littérature théorique et empirique, le cadre méthodologique, la discussion des résultats ainsi que la conclusion et recommandations.

2. Revue de la littérature théorique et empirique

2.1. Revue de la littérature théorique

L'analyse des différentiels des taux d'intérêt débiteurs pratiqués entre deux devises au sein d'un même système bancaire mobilise un corpus théorique riche et des investigations empiriques variées. Cette revue de la littérature a pour mission de poser les jalons conceptuels nécessaires à la compréhension de ce phénomène en République Démocratique du Congo. Dans un premier temps, nous explorerons les fondements théoriques de la détermination des taux d'intérêt bancaires, en insistant sur les approches par le coût des ressources, les primes de risque et le pouvoir de marché. Dans un second temps, nous nous pencherons sur les travaux empiriques traitant spécifiquement des écarts de taux en contexte de dollarisation, en nous appuyant sur des études menées en Amérique latine, en Europe de l'Est et, plus rarement, en Afrique subsaharienne. Enfin, nous identifierons les enseignements clés et les lacunes de cette littérature pour mieux cadrer notre propre recherche sur le cas congolais.

2.1.1. Fondements théoriques des différentiels de taux d'intérêt

La compréhension des écarts de taux existant entre deux devises repose sur une combinaison de théories financières, macroéconomiques et microéconomiques. Aucun modèle unique ne peut à lui seul suffire à expliquer la complexité de ce phénomène.

2.1.2. La théorie de la parité des taux d'intérêt

Le point de départ théorique le plus immédiat est celui de la parité des taux d'intérêt. Cette parité établit un lien entre les différentiels des taux d'intérêt et les anticipations des changes. Selon la parité non couverte des taux d'intérêt, la différence entre le taux d'intérêt en monnaie nationale (i_{cdf}) et le taux d'intérêt en dollars américains (i_{usd}) devrait être égale à la variation anticipée du taux de change. Autrement dit, un taux d'intérêt plus élevé en franc congolais compense la dépréciation attendue du franc congolais par rapport au dollar américain.

Formellement : $i_{cdf} - i_{usd} = E(\text{dépréciation du cdf})$

Dans un contexte comme celui de la RDC, marqué par une instabilité macroéconomique chronique et une mémoire longue de l'hyperinflation, les anticipations de dépréciation sont structurellement intégrées par les différents agents. Le différentiel des taux d'intérêt intègre donc une prime de risque de change. Cependant, cette théorie pure rencontre des limites. Elle suppose une mobilité parfaite des capitaux et une absence de friction, ce qui est loin d'être le cas en RDC où le marché des changes à terme est inexistant et où les contrôles, bien qu'assouplis, peuvent exister. De plus, elle n'explique pas pourquoi les banques, pour un même niveau de risque de change anticipé, appliqueraient des primes différentes.

2.1.3. Le modèle de la firme bancaire et la détermination des taux débiteurs

Sur le plan microéconomique, la banque est une considérée comme toute autre entreprise, dont l'activité consiste à transformer des ressources (dépôts, emprunts) en emplois (crédits). La théorie de l'intermédiation financière qui a été développée par (Klein, 1971) et (Monti, 1972), puis formalisée dans le modèle de Monti-Klein, propose un cadre d'analyse de la détermination des taux débiteurs. Ce modèle postule que la banque fixe ses taux d'intérêt (débiteurs et créditeurs) de manière à maximiser son profit, en situation de concurrence imparfaite. Le taux débiteur est alors fonction de plusieurs paramètres :

Le coût marginal des ressources : c'est le taux auquel la banque se refinance et ce dernier inclue le taux directeur, le taux d'intérêt créditeur (taux de rémunération des dépôts collectés) et le coût des ressources sur le marché interbancaire.

Les coûts opérationnels : Il s'agit des coûts liés au personnel, aux infrastructures, aux équipements, etc.

Le pouvoir de marché de la banque : plus une banque a une grande part de marché ou est en position dominante sur un segment, plus elle peut appliquer une marge élevée.

Ce modèle permet d'introduire une première distinction entre les deux devises. Si le coût de la ressource en franc congolais est plus élevé que le coût de la ressource en dollar américain, les

banques vont répercuter cette différence sur les taux 'intérêt débiteurs. En RDC, la structure des ressources est fondamentalement différente : les dépôts en USD sont abondants et stables, tandis que les dépôts en CDF sont rares, volatiles et sont rémunérés à des taux 'intérêt très élevés pour attirer la clientèle. Ce différentiel de coût de la ressource est un déterminant majeur potentiel du différentiel de taux d'intérêt débiteur.

2.1.4. Le rôle de l'information asymétrique et du risque de crédit

Une autre explication provient de l'analyse du risque de crédit. Les travaux fondateurs de (Stiglitz, 1981) sur le rationnement du crédit ont montré que l'asymétrie d'information entre le prêteur et l'emprunteur (l'anti-sélection et aléa moral) conduit souvent les banques à utiliser les taux d'intérêt non seulement comme un prix, mais aussi comme un instrument de sélection et d'incitation. Un taux 'intérêt trop élevé peut attirer les emprunteurs les plus risqués (sélection adverse) ou les inciter à prendre plus de risques (aléa moral).

Dans un contexte de dollarisation, le risque de crédit perçu peut varier selon la devise du prêt. Les banques peuvent considérer qu'un emprunteur en franc congolais est intrinsèquement plus risqué, non pas à cause de sa qualité de signature, mais à cause de l'incertitude macroéconomique qui pèse sur sa capacité de remboursement si ses revenus sont en franc congolais et que la monnaie se déprécie. Cela crée un risque de crédit indirect lié au change. La banque va alors intégrer une prime de risque spécifique (une "prime de défaut") sur les prêts en monnaie nationale, venant s'ajouter à la prime de change.

2.1.5. La théorie du pricing du risque en économie dollarisée

(Ize, 2003) et al. ont développé le concept de dollarisation financière et analysé ses implications en matière de risque. Ils montrent que dans une économie partiellement dollarisée, les agents (banques et entreprises) sont confrontés à une "double inadéquation" (*double mismatch*) :

- Inadéquation de devise (*currency mismatch*) : les banques ont des passifs en dollar américain (dépôts) et des actifs en franc congolais (crédits) ou inversement, ce qui les expose à un risque de change considérable si la parité change.
- Inadéquation de liquidité (*liquidity mismatch*) : les passifs sont souvent à court terme (dépôts à vue) et les actifs (crédits) à plus long terme.

Pour se prémunir contre ce risque, les banques ont une forte incitation à équilibrer leurs bilans par devise. Si elles ne peuvent pas le faire (parce que la demande de crédit en franc congolais est forte mais que les ressources en franc congolais sont rares), elles vont charger le taux d'intérêt en franc congolais d'une prime de risque de liquidité et de change très élevée. Cette prime est censée compenser la banque pour le risque de transformation qu'elle assume en prêtant

dans une devise qu'elle ne collecte pas suffisamment. Cette approche théorique est cruciale pour comprendre le cas congolais, où les banques, disposant de 90% (BCC, Condensé, 2025) de leurs ressources en USD, doivent gérer avec prudence l'octroi de crédits en franc congolais.

2.1.6. Évidences empiriques sur les déterminants des différentiels de taux

La littérature empirique, bien que moins abondante sur le sujet spécifique des différentiels intra-bancaires par devise, offre des éclairages précieux à travers l'étude des marges d'intérêt et des déterminants des taux dans les économies émergentes.

2.1.7. Études comparatives internationales et leçons des économies dollarisées

Les travaux sur les économies d'Amérique latine (Pérou, Bolivie, Uruguay) et d'Europe de l'Est (Croatie, Bulgarie) fortement dollarisées sont particulièrement éclairants. Une étude de la Banque des Règlements Internationaux (BRI) sur le Pérou (Quispe, 2017) a montré que le différentiel des taux entre les prêts en soles et en dollars persistait malgré la désinflation, en raison principalement de la concentration des dépôts en dollars et de l'usage de la monnaie américaine comme réserve de valeur. Les auteurs concluent que la prime de liquidité en monnaie locale expliquait une large part du différentiel.

(Luis A.V. Catão et Marco E. Terrones, 2016) ont analysé les déterminants des marges d'intérêt nettes dans un panel de pays émergents. Leurs résultats indiquent que la volatilité du taux de change et le degré de dollarisation des passifs bancaires sont des déterminants significatifs et positifs des marges pratiquées sur les prêts en monnaie locale. Plus le passif est dollarisé, plus la banque est incitée à charger un surcoût sur ses prêts en devise nationale pour se couvrir. Les auteurs démontrent que des fondamentaux macroéconomiques solides, en particulier une inflation faible et stable, sont des conditions préalables à la réduction des niveaux de dollarisation. Ils constatent également que l'appréciation nominale du taux de change contribue fortement à la dédollarisation, particulièrement pour les dépôts. L'étude confirme que la volatilité du taux de change et le degré de dollarisation des passifs bancaires sont des déterminants significatifs et positifs des marges pratiquées sur les prêts en monnaie locale.

En Afrique, des études sur des pays comme le Ghana ou la Zambie, qui ont connu des épisodes de forte dépréciation de leurs monnaies nationales, montrent une corrélation positive entre les anticipations d'inflation et l'écart entre les taux en monnaie locale et en devises. Cependant, peu d'études se sont penchées sur le cas spécifique de la RDC, où la dollarisation est à la fois plus profonde et plus ancienne que dans la plupart des autres pays du continent.

2.2. Revue de la littérature empirique

2.2.1. Résultats empiriques spécifiques à la RDC

La recherche universitaire congolaise commence à produire des travaux quantitatifs sur le système financier national. L'étude de (Ndabilondjwa Zawadi, 2021) est une référence importante, bien qu'elle se concentre sur la demande de crédit plutôt que sur l'offre et la tarification. Leurs résultats, basés sur des données de 2000 à 2016, montrent que le taux d'intérêt débiteur (toutes devises confondues) a un impact négatif et significatif sur la demande de crédit, ce qui confirme la sensibilité des agents économiques au coût du financement. En creux, cela souligne que le niveau élevé des taux, et particulièrement leur différentiel, peut avoir un effet dissuasif sur l'investissement et l'utilisation de la monnaie nationale.

Les rapports d'audit et d'analyse de cabinets comme Deloitte (2022) apportent un éclairage macro-prudentiel précieux. Ils identifient les contraintes structurelles du secteur : la faiblesse des réserves de change de la BCC, l'incapacité de cette dernière à fournir de la liquidité en USD en cas de besoin, et la fragilité du cadre réglementaire. Ces contraintes créent un environnement où le risque systémique est élevé, et où les banques, pour se protéger, préfèrent prêter en USD et appliquent une prime de risque élevée sur les prêts en CDF, qui sont perçus comme plus volatils et moins liquides. Le rapport souligne également la diversité des profils de banques (internationales, panafricaines, locales), ce qui suggère que les stratégies de *pricing* peuvent varier considérablement d'un établissement à l'autre, en fonction de leur accès au refinancement en dollars auprès de leurs maisons-mères ou du marché international.

Notre recherche ambitionne donc de contribuer à combler ce vide en proposant une analyse empirique originale, fondée sur des données du système bancaire congolais, afin de tester l'importance relative de ces différents déterminants et d'expliquer la persistance du différentiel de taux entre le franc congolais et le dollar américain.

3. Cadre méthodologique

L'analyse des déterminants des différentiels de taux d'intérêt débiteurs entre les crédits en franc congolais (CDF) et en dollars américains (USD) au sein du système bancaire congolais requiert une architecture méthodologique rigoureuse. Cette section présente successivement le cadre conceptuel de la recherche, la spécification du modèle économétrique, la définition et la mesure des variables, la source et la nature des données, ainsi que les techniques d'estimation envisagées.

3.1. Cadre conceptuel et spécification du modèle

Le cadre conceptuel de cette recherche s'ancre dans la théorie de l'intermédiation financière et les développements récents sur la dollarisation financière. Le point de départ théorique est le modèle de la firme bancaire de banque (Klein, 1971) et (Monti, 1972), qui postule que le taux d'intérêt débiteur est déterminé par le coût marginal des ressources, les coûts opérationnels et le pouvoir de marché de la banque. Ce modèle est enrichi par les apports de (Stiglitz, 1981) sur le rôle de l'information asymétrique et du risque de crédit, ainsi que par les travaux de (Ize, 2003).

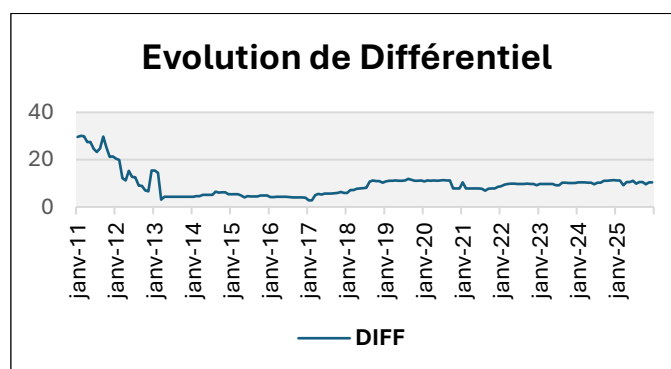
Sur cette base théorique, et en nous inspirant des travaux empiriques de (Catao, 2016) sur les déterminants des marges d'intérêt nettes dans les économies émergentes, nous spécifions un modèle économétrique permettant d'expliquer le différentiel de taux d'intérêt débiteur entre les deux devises. La variable dépendante est le **différentiel de taux**, noté $\Delta Taux_{it}$, calculé comme la différence entre le taux débiteur moyen appliqué aux crédits en francs congolais et celui appliqué aux crédits en dollars américains par la banque « i » à la période « t ».

3.1.1. Définition et mesure des variables

La sélection des variables s'appuie sur la revue de la littérature théorique et empirique, ainsi que sur les spécificités du contexte congolais.

3.1.1.1. Variable dépendante

Différentiel de taux d'intérêt débiteur ($\Delta Taux$) : Il est obtenu en faisant la différence entre le taux d'intérêt débiteur moyen pratiqué sur les crédits en CDF et le taux d'intérêt débiteur moyen pratiqué sur les crédits en USD par la même institution bancaire au cours d'une même période. Une valeur positive indique que le crédit en monnaie nationale est plus coûteux qu'en devise étrangère. Les données proviennent des différents rapports de la Banque Centrale du Congo (BCC).



Source : nos analyses

Trajectoire historique du différentiel (2011-2025)

L'analyse de la courbe du différentiel sur les quinze dernières années met en évidence la mutation profonde de la structure des taux dans l'économie :

Le graphique s'ouvre sur une chute spectaculaire du différentiel, passant de sommets proches de 30 % à un plancher d'environ 4 %. Cette période marque la fin d'un régime de taux d'intérêt d'urgence et une transition vers une tentative de stabilisation des conditions de financement bancaire.

Le cycle de résistance et de palier (2014-2018) : Après une relative stagnation à son niveau le plus bas, le différentiel amorce une remontée progressive à partir de 2017. Cette hausse traduit une réévaluation du risque par les institutions financières, le différentiel cherchant un nouvel équilibre face aux pressions extérieures (change et inflation) observées précédemment.

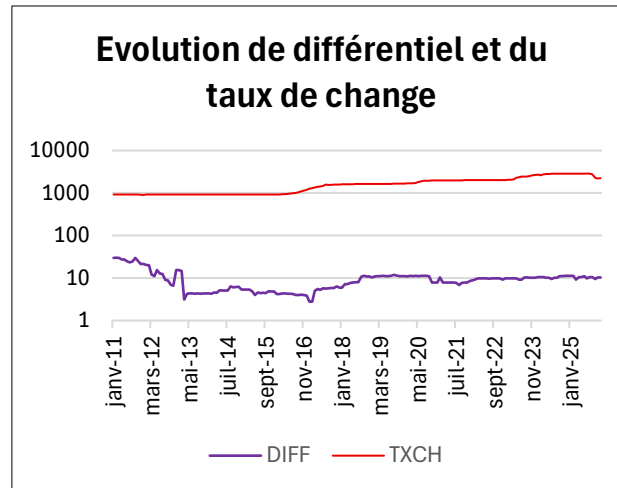
La consolidation sur le plateau des 10 % (2019-2025) : La dernière phase du graphique montre une remarquable stabilité du différentiel, qui s'établit durablement autour de 10 %. Malgré quelques fluctuations mineures, ce niveau semble constituer le "nouveau plancher structurel" de l'économie. Cette persistance suggère que les banques ont intégré une prime de risque permanente et incompressible pour faire face à un environnement macroéconomique volatil.

La trajectoire du différentiel témoigne d'un passage d'une volatilité extrême à une rigidité structurelle. Si la baisse initiale des années 2011-2013 laissait espérer un accès facilité au crédit, la stabilisation actuelle à 10 % indique que le coût de l'intermédiation financière reste élevé, grevé par des contraintes que les politiques monétaires classiques ne parviennent plus à réduire.

3.1.1.2. Variables explicatives

3.1.1.2.1. Volatilité du taux de change

Une volatilité du taux de change élevée accroît l'incertitude pour les banques prêtant en CDF, surtout si leurs ressources sont en USD.



Source : nos analyses

Le graphique illustre une interdépendance étroite entre stabilité monétaire et coût du crédit. La dépréciation continue du taux de change à partir de 2017 a agi comme un plancher structurel empêchant toute baisse durable du différentiel de taux. En somme, la fragilité de la monnaie sur le marché des changes contraint les autorités et les banques à maintenir des taux d'intérêt élevés pour préserver l'attractivité des actifs locaux et freiner l'érosion monétaire.

3.1.1.2.2. Coût des ressources en CDF

Mesuré par le taux d'intérêt créditeur moyen servi sur les dépôts en CDF. Un taux plus élevé pour attirer l'épargne en monnaie locale augmente le coût de refinancement des crédits en CDF.

3.1.1.2.3. Coût des ressources en USD :

Mesuré par le taux d'intérêt moyen servi sur les dépôts en USD. Le différentiel de coût des ressources ($COST_CDF - COST_USD$) est un déterminant direct potentiel du différentiel de taux débiteur.

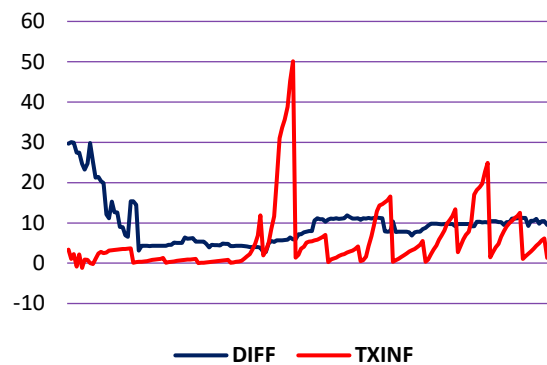
3.1.1.2.4. Analyse de l'inflation

C'est la variation annualisée de l'indice des prix à la consommation. L'inflation diminue la valeur réelle des créances en monnaie nationale.

➤ Relation entre le différentiel de taux et l'inflation (2011-2025)

L'étude de la corrélation entre l'inflation et le différentiel bancaire met en lumière la réactivité du système financier face à l'érosion du pouvoir d'achat et à l'instabilité des prix.

Evolution de différentiel et du taux d'inflation



Source : nos analyses

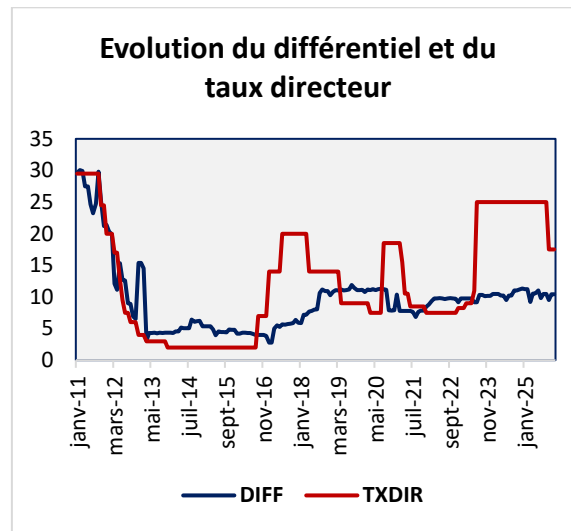
Au début de la période, alors que le différentiel chute de 30 % vers 5 %, l'inflation reste relativement basse et stable (proche de zéro ou légèrement positive). Cette période suggère que la baisse du coût du crédit n'était pas tirée par des pressions inflationnistes, mais plutôt par une volonté de relance monétaire dans un contexte de prix maîtrisés.

Le choc inflationniste et la réaction du différentiel (2017-2018) : on observe un pic d'inflation massif atteignant 50 %. Le différentiel, bien qu'il ait légèrement augmenté, n'a pas suivi cette hausse de manière proportionnelle. Cette "déconnexion" brutale indique que durant les crises inflationnistes aiguës, le différentiel bancaire tend à devenir négatif en termes réels, les banques ne parvenant pas à ajuster leurs taux assez vite pour compenser la perte de valeur de la monnaie. Une volatilité accrue et un nouveau palier (2019-2025) : La fin de la période montre une inflation cyclique avec des pics récurrents (entre 15 % et 25 %). En réponse, le différentiel s'est stabilisé sur un palier plus haut qu'auparavant (autour de 10 %). Cette évolution démontre que l'inflation est devenue le déterminant majeur du plancher du différentiel : pour rester rentables, les banques doivent maintenir un écart minimal suffisant pour couvrir le risque de dépréciation monétaire interne.

Le graphique illustre la difficulté de stabiliser le coût du crédit dans un environnement de forte volatilité des prix. L'inflation agit comme une force de poussée sur le différentiel : chaque nouveau cycle inflationniste semble ancrer le différentiel à un niveau supérieur, rendant le crédit structurellement plus cher pour les agents économiques afin de protéger les marges bancaires contre l'érosion inflationniste.

3.1.1.2.5. Taux directeur

Influence le coût de refinancement en monnaie nationale.



Source : nos analyses

➤ Évolution du taux directeur et du différentiel (2011-2025)

L'analyse comparative de l'évolution du taux directeur et du différentiel bancaire sur la période 2011-2025 révèle trois phases distinctes dans la dynamique de la politique monétaire. Une phase de convergence historique (2011-2013), caractérisée par des taux très élevés (proches de 30 %), cette période témoigne d'une corrélation quasi parfaite entre les décisions de la Banque Centrale et les taux pratiqués par les banques commerciales. La transmission de la politique monétaire était alors directe et rigide.

Une période de déconnexion et d'instabilité (2014-2022). On observe une rupture de cette corrélation. Malgré une baisse drastique du taux directeur (tombant sous les 5 %), le différentiel est resté volatil, montrant une résistance des taux débiteurs à la baisse. Les épisodes d'effet ciseau (où le taux directeur dépasse le différentiel) suggèrent une compression des marges bancaires ou une incapacité du marché à absorber les chocs de taux.

Une stabilisation structurelle récente (2023-2025) : La période la plus récente montre une décorrélation frappante. Alors que le taux directeur subit des variations extrêmes (pic à 25 % puis baisse à 18 %), le différentiel se stabilise de manière autonome autour de 10 %.

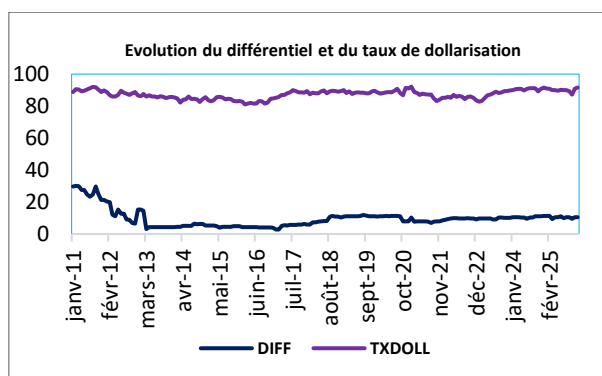
Cette évolution met en lumière un affaiblissement du mécanisme de transmission monétaire. Le coût du crédit semble désormais moins dicté par le taux directeur que par des facteurs structurels internes au secteur bancaire (prime de risque, coûts opératoires et rigidité des taux

débiteurs). Le taux directeur a perdu son rôle de "guide parfait" pour devenir un outil de signalisation dont l'impact sur les taux réels est de plus en plus amorti par le système financier.

➤ **Taux de dollarisation et le différentiel des taux d'intérêt débiteur**

Impact de la dollarisation sur le différentiel de taux (2011-2025)

L'observation conjointe du taux de dollarisation et du différentiel de taux d'intérêt permet d'analyser la structure de l'économie et les limites de la politique monétaire nationale.



Source : nos analyses

Une dollarisation structurelle et massive : Le graphique montre que le taux de dollarisation est extrêmement élevé et stable, oscillant majoritairement entre 80 % et 90 % sur toute la période. Cette prédominance du dollar indique que la monnaie nationale ne remplit qu'imparfaitement ses fonctions de réserve de valeur et d'unité de compte, rendant l'économie très sensible aux chocs extérieurs.

L'insensibilité du différentiel à la dollarisation (2013-2025) : Après une phase de baisse initiale (2011-2013), le différentiel de taux s'est stabilisé autour de 10 %, alors même que la dollarisation restait à des sommets. Cette déconnexion suggère que les taux d'intérêt débiteurs en monnaie nationale sont "captifs" d'un environnement fortement dollarisé. Les banques maintiennent un différentiel positif pour compenser le risque de détention de la monnaie locale par rapport au dollar.

La dollarisation comme frein à la baisse des taux : Le maintien du taux de dollarisation au-dessus de 85 % en fin de période (2023-2025) agit comme une barrière psychologique et financière. Tant que les agents économiques préfèrent le dollar, les banques commerciales sont contraintes de maintenir des taux d'intérêt (et donc un différentiel) élevés pour attirer ou conserver les dépôts en monnaie nationale, limitant ainsi l'efficacité des baisses de taux directeurs.

La dollarisation apparaît comme le facteur de blocage structurel de l'économie. Elle explique pourquoi le différentiel ne peut descendre sous un certain seuil (plancher) sans risquer une fuite

massive vers le dollar. Cette "trappe à dollarisation" réduit considérablement la marge de manœuvre des autorités monétaires : le coût du crédit reste élevé car il doit intégrer une prime de risque permanente liée à la préférence des agents pour la devise étrangère.

Le taux international (Federal fund rate) : Ce taux influence les autres taux d'intérêt pratiqués par les banques par plusieurs canaux puissants. Si la FED augmente son taux, le dollar deviendra plus cher, il y aura des capitaux importants qui vont sortir du pays, il y aura dépréciation de la monnaie nationale et les taux d'intérêt appliqués sur le plan local vont augmenter.

3.1.2. Test de racine unitaire

On admettait, avant (1982), que la croissance et les fluctuations en niveau des séries macroéconomique pouvaient s'expliquer en décomposant, dans les travaux empiriques, les principales séries en une composante tendancielle (fonctions polynomiale et/ou trigonométrique du temps, ajustées par des techniques de régression) et une composante stationnaire $I(0)$. Une autre approche, initié par Nelson et Plosser en 1982, souligne que les fluctuations en niveau sont mieux expliquées par des modèles à racine unitaire $I(1)$. En d'autres termes les changements sont "stochastiques" plutôt que "déterministe". Après le travail de Box et Jen kins (1970), une stratégie généralement admise par les praticiens, pour identifier les modèles univariés $ARIMA(p; d; q)$ d'un processus non stationnaire y_t est d'abord de le différencier d ($d \in N$) fois pour le rendre stationnaire. Lorsque y_t a une représentation autoregressive (Bensalma, 2022).

$$\Phi_p(L)y_t = \varepsilon_t$$

Les praticiens utilisent couramment les résultats de Dickey et Fuller (1979) pour tester la présence de racine unitaire dans le polynôme.

$$\Phi_p(L) = 1 - \phi_1L - \dots - \phi_pL^p$$

ADF	A niveau					
	DIF F	TXD OLL	TXD IR	TXC H	TXI NF	TFE D
t-statistic	-5.24	-2.73	-2.06	-0.78	4.18 6	-1.48
Test critical value (5%)	-2.88	-2.88	-2.88	-2.88	2.87 8	-2.88
p-value	0.00	0.07	0.26	0.82	0.00 1	0.54

Trend	No	No	No	No	No	No
Différence première						
Variables	D(DIFF)	D(TXDO LL)	D(TXDIR)	D(TXCH H)	D(TXINF)	D(TFED)
t-statistic		-10.27	-12.11	-9.17		-4.25
Test critical value (5%)		-2.88	-2.88	-2.88		-2.88
p-value		0.00	0.00	0.00		0.00
Trend		No	No	No		No

Source : nos analyses

PP	A niveau					
Variables	DIFF	TXDOLL	TXDIR	TXCH	TXINF	TFED
t-statistic	-3.89	-2.31	-2.29	-0.78	-4.31	-1.08
Test critical value (5%)	-2.88	-2.88	-2.88	-2.88	-2.88	-3.47
p-value	0.00	0.17	0.18	0.82	0.00	0.72
Trend	No	No	No	No	No	No
Différence première						
Variables	D(DIFF)	D(TXDOLL)	D(TXDIR)	D(TXCH)	D(TXINF)	D(TFED)
t-statistic		-15.78	-12.27	-9.17		-12.40
Test critical value (5%)		-2.88	-2.88	-2.88		-2.88
p-value		0.00	0.00	0.00		0.00
Trend		No	No	No		No

Source : nos analyses

KPSS	A niveau					
Variables	DIF F	TX D OL L	TX DI R	TX C H	TXI NF	TF ED
t-statistic	0.25	0.35	0.37	1.59	0.33	1.07
Asymptotic critical value (5%)	0.46	0.46	0.46	0.46	0.46	0.46
Trend	No	No	No	No	No	No
Différence première						
Variables	D(DIF)	D(TX D OL L)	D(TX DIR)	D(TX CH)	D(TXINF)	D(TFED)
t-statistic		0.13	0.23	0.12		0.08
Asymptotic critical value (5%)		0.46	0.46	0.46		0.46
Trend		No	No	No		No

Source : nos analyses

D'après les deux tableaux, nous constatons l'existence des variables qui sont stationnaires à niveau, il s'agit du différentiel du taux d'intérêt débiteur et le taux d'inflation. En outre, les tests de racine unitaire montrent que les autres variables sont non stationnaires en niveau mais stationnaires en première différence notamment le taux de dollarisation, le taux directeur et le taux de change. D'où la modélisation ARDL.

3.1.3. Analyse descriptive des variables

	DIFF	TFED	TXDOLL	TXCH	TXDIR	TXINF
Mean	9.524143	1.648389	87.29534	1601.417	12.59722	5.485468
Median	9.520000	0.500000	87.86228	1624.696	9.000000	2.850039
Maximum	30.06000	5.500000	92.17069	2873.120	29.50000	50.10900
Minimum	2.780000	0.250000	81.01171	898.1183	2.000000	1.163603

Std. Dev.	5.496121	1.848236	2.662671	653.2414	8.844734	8.049088
Skewness	1.959430	1.044425	-0.356552	0.501479	0.411105	2.993698
Kurtosis	7.370867	2.555074	2.255240	2.081041	1.840144	13.49409
Jarque-Bera	258.4645	34.20939	7.973874	13.87809	15.15973	1094.811
Probability	0.075500	0.418800	0.088556	0.000969	0.000511	0.000000
Sum	1714.346	296.7100	15713.16	288255.1	2267.500	987.3842
Sum Sq. Dev.	5407.115	611.4598	1269.077	76383664	14003.05	11597.02
Observations	180	180	180	180	180	180

Source : nos analyses

L'analyse des statistiques descriptives, portant sur 180 observations mensuelles, permet de caractériser l'environnement macroéconomique de la République Démocratique du Congo sur la période d'étude.

Le taux de dollarisation (TXDOLL) affiche une moyenne de 87,3 % avec une volatilité très faible (écart-type de 2,66). Ce chiffre confirme le caractère irréversible" et structurel de la dollarisation en RDC. La proximité entre la moyenne et la médiane (87,8 %) indique une absence de chocs majeurs de dé-dollarisation sur la période, le taux restant confiné dans une fourchette haute (Min 81 % ; Max 92 %).

➤ Volatilité du taux de change et de l'inflation

La volatilité de ces deux variables indique le reflet des chocs. Le taux de change (TXCH) et le taux d'inflation (TXINF) révèlent l'instabilité intrinsèque du cadre macroéconomique congolais. Le TXCH montre une dispersion massive (Écart-type de 653,2), illustrant la tendance historique à la dépréciation du Franc Congolais (CDF) face au Dollar américain, passant d'un minimum de 898 CDF à un maximum de 2873 CDF.

Quant au taux d'inflation (TXINF), il présente une distribution fortement leptokurtique (Kurtosis de 13,49) et un Skewness positif (2,99). Cela traduit une économie sujette à des pics inflationnistes brutaux (maximum de 50,1 %). Ces épisodes, bien que temporaires, tirent la moyenne (5,48 %) bien au-dessus de la médiane (2,85 %), signe que l'inflation en RDC est souvent impulsée par des chocs d'offre ou de change.

➤ Comportement des taux et politique monétaire

Le taux directeur (TXDIR) de la BCC et le différentiel de taux (DIFF) montrent une réactivité aux déséquilibres. Avec un maximum de 29,5 % pour le taux directeur, on observe une politique monétaire qui alterne entre phases de stabilisation agressive et périodes de détente. Le rejet de la normalité (Jarque-Bera) pour ces séries s'explique par les ajustements discrétionnaires de la Banque Centrale face aux crises de change.

3.2. Pertinence du choix du modèle ARDL

3.2.1. Forme Générale

1. Spécification Mathématique

Le modèle exprime la valeur actuelle d'une variable en fonction de ses propres valeurs passées et des valeurs actuelles et passées de variables exogènes.

La forme linéaire standard est :

$$y_t = C + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \sum_{l=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l} + \varepsilon_t$$

Où :

- y_t : Variable dépendante à l'instant.
- c : Constante (ou dérive).
- γ_i : Coefficients de la partie autorégressive (retards de y).
- $\beta_{j,l}$: Coefficients des retards des variables explicatives.
- p et q_j : Ordres de retard respectifs.
- ε_t : Terme d'erreur (bruit blanc).

2. Spécification Statistique et Hypothèses

D'un point de vue statistique, le modèle repose sur l'estimateur des **Moindres Carrés Ordinaires (MCO)**. Pour que les tests d'inférence soient valides, plusieurs conditions doivent être remplies :

Propriétés des résidus : $\varepsilon \sim i. i. d. N(0, \sigma^2)$ Les erreurs doivent être homoscédastiques et non autocorrélées.

Stationnarité : Contrairement aux modèles de cointégration classiques (type Johansen), l'ARDL est flexible. Il peut être appliqué si les variables sont stationnaires à niveau $I(0)$, intégrées d'ordre un $I(1)$, ou un mélange des deux. En revanche, le modèle échoue si une variable est $I(2)$.

Quant à la sélection des retards, le choix de p et q est crucial. On utilise généralement les critères d'information (AIC ou BIC/SBC) pour minimiser la perte d'information tout en évitant le sur-ajustement.

3. Spécification Économétrique (Modèle à Correction d'Erreur - VECM)

L'intérêt majeur de l'ARDL en économétrie réside dans sa transformation en Modèle à Correction d'Erreur (ECM). Cette forme permet de distinguer la dynamique de court terme de l'équilibre de long terme.

A. La relation de long terme

Si les variables sont cointégrées, on peut extraire la relation d'équilibre :

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 x_{1,t} + \theta_2 x_{2,t} + \dots + v_t$$

Où les coefficients de long terme sont calculés par : $\theta_j = \frac{\sum \beta_{j,l}}{1 - \sum \gamma_i}$

B. La forme Unrestricted Error Correction Model (UECM)

C'est cette forme qui est utilisée pour le **test aux bornes (Bounds Test)** de Pesaran et al. (2001)

:

$$\Delta y_t = C + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j x_{j,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \sum_{l=0}^{q_j-1} \omega_{j,l} \Delta x_j$$

Dans cette équation :

1. Partie de long terme : les termes en niveaux (αy_{t-1} et $\delta_j x_{j,t-1}$). On teste l'existence d'une relation de cointégration via une statistique sur la nullité de ces coefficients ($H_0: \alpha = \delta_1 = \dots = \delta_k = 0$).
2. Partie de court terme : les termes en différences premières (Δ).
3. Vitesse d'ajustement : le coefficient α (doit être négatif et significatif) indique la vitesse à laquelle le système revient à l'équilibre après un choc.

3.2.2. Estimation du modèle ARDL

La coexistence de variables hautement volatiles (TXINF, TXCH) et de variables plus stables (TXDOLL) valide l'utilisation de l'approche ARDL. Ce modèle est idéal pour le cas de la RDC car il permet d'isoler les effets de court terme liés aux chocs de change et de prix, tout en identifiant si une relation de cointégration (équilibre de long terme) existe entre la dollarisation, l'inflation et les taux d'intérêt, malgré la non-normalité des séries de prix.

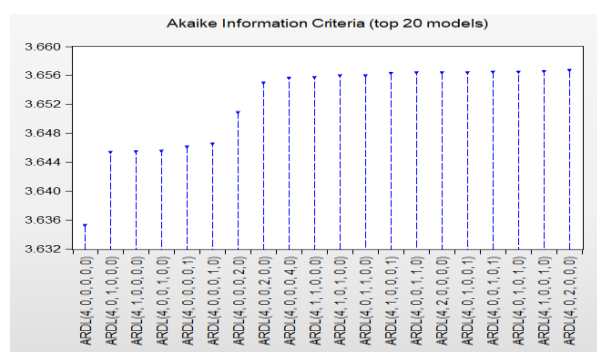
$$\begin{aligned} TXDIFF_t = & \alpha + \beta_1 TXDOLL_t + \beta_2 TXDIR_t + \beta_3 TXCH_t + \beta_4 TXINF_t + \beta_5 TXFED_t \\ & + \delta_1 TXDIFF_{t-1} + \beta_1 TXDOLL_{t-1} + \beta_2 TXDIR_{t-1} + \beta_3 TXCH_{t-1} \\ & + \beta_4 TXINF_{t-1} + \beta_5 TXFED_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Dependent Variable: DIFF				
Method: ARDL				
Selected Model: ARDL(4, 0, 0, 0, 0, 0)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
DIFF(-1)	0.778264	0.073633	10.56946	0.0000
DIFF(-2)	-0.078700	0.094772	-0.830414	0.4075
DIFF(-3)	-0.114858	0.094976	-1.209338	0.2283
DIFF(-4)	0.270679	0.070515	3.838620	0.0002
TFED	0.042214	0.104962	0.402185	0.6881
TXDOLL	0.107077	0.070451	1.519882	0.1304
TXCH	5.69E-05	0.000336	0.169135	0.8659
TXDIR	0.011518	0.027382	0.420639	0.6746
TXINF	-0.011858	0.016086	-0.737181	0.4621
C	-8.405602	5.825491	-1.442900	0.1509
R-squared	0.908382	F-statistic		182.8745
Adjusted R-squared	0.903415	Prob(F-statistic)		0.000000

Source : nos analyses

Comme on peut le voir, le modèle ARDL (4,0,0,0,0) est le plus optimal parmi les 19 autres présentés, car il offre la plus petite valeur du AIC. Par ailleurs, au regard des tests qui aident à diagnostiquer le modèle ARDL estimé, l'on note l'absence d'autocorrélation des erreurs, il n'y a pas d'hétéroscédasticité, il y a normalité des erreurs, et le modèle a été bien spécifié.

3.2.1. Les critères d'informations-Sélection du modèle optimal



Source : nos analyses

Comme on peut le voir, le modèle ARDL (4,0,0,0,0) est le plus optimal parmi les 19 autres présentés, car il offre la plus petite valeur du AIC. Par ailleurs, au regard des tests qui aident à

diagnostiquer le modèle ARDL estimé, l'on note l'absence d'autocorrélation des erreurs, il n'y a pas d'hétéroscédasticité, il y a normalité des erreurs, et le modèle a été bien spécifié.

3.2.2. Test de cointégration aux bornes : Pesaran et al. (2001)

Pour tester l'existence d'une relation d'équilibre de long terme (relation de cointégration) entre la demande de monnaie au sens étroit ou large et les variables explicatives, nous utilisons le test de Pesaran. L'hypothèse du test est la suivante :

H_0 : Il n'y a pas de relation à long terme entre les variables

H_1 : Il existe une relation à long terme entre les variables

Rappelons que :

- Si Fisher > borne supérieure : Cointégration existe
- Si Fisher < borne inférieure : Cointégration n'existe pas
- Si borne inférieure < Fisher < borne supérieure : Pas de conclusion

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	5.179663	10%	2.2	3.09
k	5	5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87
		1%	3.29	4.37
Finite Sample: n=80				
Actual Sample Size	176	10%	2.303	3.22
		5%	2.688	3.698
		1%	3.602	4.787

Source : nos analyses

Les résultats du test de cointégration aux bornes confirment l'existence d'une relation de cointégration (on rejette H_0) entre les séries pour les deux spécifications. Sous étude (**la valeur de F-stat=5,18 est > à celle de la borne supérieure= 3,49 au seuil de 5% et 10%**), ce qui donne la possibilité d'estimer les effets de long terme des variables exogènes sur le différentiel du taux d'intérêt débiteur. Avant tout, il est également préférable de jeter un regard sur la causalité entre variables au sens de Toda-Yamamoto.

3.2.3. Résultats Tests de Causalité de Toda-Yamamoto

VAR Granger Causality/Block Exogeneity

Wald Tests

Sample: 2011M01 2025M12

Dependent variable:

DIFF

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
TFED	6.062653	2	0.0092
TXDOLL	7.773453	2	0.0053
TXCH	5.579632	2	0.0748
TXDIR	2.696477	2	0.0297
TXINF	0.954882	2	0.6204
All	7.944823	10	0.6342

Dependent variable:

TFED

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DIFF	8.872205	2	0.0023
TXDOLL	6.325235	2	0.0423
TXCH	3.393155	2	0.1833
TXDIR	0.626613	2	0.7310
TXINF	2.789938	2	0.2478
All	11.83172	10	0.2965

Dependent variable:

TXDOLL

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DIFF	9.628960	2	0.0302
TFED	3.847260	2	0.1461
TXCH	0.706178	2	0.7025
TXDIR	7.598513	2	0.0224
TXINF	0.734660	2	0.6926
All	25.38119	10	0.0047

Dependent variable: TXCH			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DIFF	0.210526	2	0.9001
TFED	2.057420	2	0.3575
TXDOLL	1.730417	2	0.4210
TXDIR	0.813574	2	0.6658
TXINF	1.510480	2	0.4699
All	6.697099	10	0.7537

Dependent variable: TXDIR			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DIFF	8.401550	2	0.0018
TFED	2.581565	2	0.2751
TXDOLL	1.150454	2	0.5626
TXCH	5.899343	2	0.0524
TXINF	6.779752	2	0.0337
All	24.92568	10	0.0055

Dependent variable: TXINF			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DIFF	0.780568	2	0.6769
TFED	0.759127	2	0.6842
TXDOLL	0.321771	2	0.8514
TXCH	2.335412	2	0.3111
TXDIR	2.244202	2	0.3256
All	7.359871	10	0.6911

Source : nos analyses

De ce tableau, nous déduisons les causalités suivantes au sens de Toda-Yamamoto :

L'analyse a porté simplement sur les causalités unidirectionnelles : la dynamique du différentiel du taux débiteur est causée par le taux de dollarisation, le taux directeur, le taux de la FED au seuil de 5%. La causalité du taux du taux de change est peu significative et elle se situe au seuil de 10%. En revanche, il y a l'absence de causalité entre le taux d'inflation et le différentiel du taux débiteur.

3.2.4. Estimation du modèle de court et de long terme

Après avoir détecté la relation de cointégration entre les variables des modèles. Cette étape consiste à estimer les paramètres du différentiel en utilisant le modèle ARDL. Cette

méthodologie consiste à utiliser la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) afin de cerner la relation de court et long terme entre les variables. Les tableaux suivants fournissent les résultats :

3.2.4.1. Estimation du modèle de long terme

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TFED	0.291907	0.729374	0.400216	0.6895
TXDOLL	0.740423	0.476196	1.554869	0.1219
TXCH	0.000393	0.002354	0.167016	0.8676
TXDIR	0.079646	0.180934	0.440193	0.6604
TXINF	-0.081998	0.105216	-0.779328	0.4369
C	-58.12387	39.92560	-1.455805	0.1473

$$EC = DIFF - (0.2919*TFED + 0.7404*TXDOLL + 0.0004*TXCH + 0.0796*TXDIR - 0.0820*TXINF - 58.1239)$$

Source : nos analyses

3.2.4.1.1. Analyse de la Significativité : la p-value (Probabilité).

L'estimation de long terme indique que toutes les p-values sont supérieures à 0,05 (5%). TFED (0.68), TXDOLL (0.12), TXCH (0.86), TXDIR (0.66) et TXINF (0.43) ne sont pas statistiquement significatifs à long terme. Ce qui signifie qu'à long terme, aucune de ces variables n'exerce une influence stable et prévisible sur le différentiel de taux (DIFF) de manière isolée. En RDC, cela arrive souvent lorsque les chocs de court terme sont si violents qu'ils masquent la relation de long terme.

3.2.4.1.2. Analyse des Coefficients (Sens des relations)

Même si les variables ne sont pas significatives, le sens des signes nous donne des indications sur la tendance économique des variables. Le taux de dollarisation (TXDOLL) : 0.74. C'est le coefficient le plus élevé.

Taux de la FED (TFED) : 0.29. Il y a une corrélation positive. Si les taux américains montent, le différentiel en RDC a tendance à s'élargir, probablement parce que la Banque Centrale du Congo (BCC) doit surréagir pour éviter la fuite des capitaux. Inflation (TXINF) : -0.08. Le signe négatif suggère qu'une hausse de l'inflation réduit le différentiel. Cela pourrait traduire une érosion des taux réels si les taux nominaux ne montent pas aussi vite que les prix.

Ce résultat, suggère que le différentiel de taux est davantage dicté par des anticipations de court terme et des chocs exogènes que par une relation d'équilibre stable de long terme. Toutefois, le coefficient du taux de dollarisation (0,74) souligne une tendance structurelle ; la dollarisation de l'économie reste le principal moteur théorique de l'écartement des taux, même si cette relation est affaiblie par la forte volatilité des autres agrégats macroéconomiques.

3.2.4.2. Estimation de la dynamique de court terme

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: D(DIFF)				
Selected Model: ARDL(4, 0, 0, 0, 0, 0)				
ECM Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DIFF(-1))	-0.076419	0.067316	-1.135232	0.2579
D(DIFF(-2))	-0.155313	0.066774	-2.325966	0.0212
D(DIFF(-3))	-0.270307	0.067505	-4.004246	0.0001
D(TFED)	0.081394	0.512496	3.222185	0.0285
D(TXDOLL)	0.414331	0.744506	3.518594	0.0308
D(TXCH)	0.022027	0.041814	2.515458	0.0722
D(TXDIR)	0.064121	0.175931	4.001339	0.0073
D(TXINF)	-0.366457	0.025384	-5.373181	0.0028
CointEq(-1)*	-0.144718	0.025579	-5.657602	0.0000

Source : nos analyses

Analyse de la Dynamique de Court Terme et de la Vitesse d'Ajustement (Données Mensuelles)
L'estimation du modèle à correction d'erreur (ECM) basée sur la sélection ARDL (4, 0, 0, 0, 0, 0) permet de dégager les conclusions suivantes :

0. Force de rappel et cointégration

Le coefficient de la variable **CointEq(-1)**, qui représente la force de rappel vers l'équilibre, est de $-0,1447$. Ce coefficient est statistiquement significatif au seuil de 1 % ($p < 0,0001$) et présente le signe négatif requis par la théorie macroéconométrique.

- **Vitesse d'ajustement**

Ce résultat indique qu'environ 14,47 % du déséquilibre enregistré au cours d'un mois est corrigé dès le mois suivant.

- **Délai de retour à l'équilibre**

$$\frac{1}{|\delta|} = \frac{1}{0,1447} = 6,9$$

A ce rythme, il faut environ 6,9 mois (soit un peu plus de deux trimestres) pour que le système absorbe totalement un choc exogène et revienne à son niveau d'équilibre de long terme.

1. Analyse des chocs mensuels (Effets de court terme)

Les variables exprimées en différence première (D) capturent les fluctuations mensuelles immédiates :

- Sensibilité à l'inflation (TXINF) et à la dollarisation : avec un coefficient de $-0,3665$ ($p = 0,0028$) et $0,4143$ ($p = 0,0308$) l'inflation et dollarisation s'imposent comme les principaux déterminants à court terme. Une accélération de l'inflation d'un mois à l'autre impacte négativement et significativement la variable DIFF. En revanche, une accélération de la dollarisation d'un mois à l'autre impacte positivement la variable Différentiel du taux d'intérêt débiteur (DIFF).
- Réactivité aux taux (TXDIR, TFED, TXDOLL) : Les variations du taux directeur (TXDIR) et du taux fédéral (TFED) influencent positivement la variable dépendante avec une forte significativité statistique ($p < 0,05$). Cela démontre une transmission rapide des décisions de politique monétaire sur la variable Différentiel du taux d'intérêt débiteur à l'échelle mensuelle.
- Le Taux de Change (TXCH) : Bien que positif ($0,022$), son influence est plus fragile car elle n'est significative qu'au seuil de 10 %. Cela suggère que les fluctuations mensuelles du change ont un impact moins immédiat ou plus volatil.

3. Effets d'inertie et d'autocorrélation

- La significativité des retards de la variable dépendante (D(DIFF(-2)) et D(DIFF(-3))) révèle une certaine inertie dans la série. Les signes négatifs de ces coefficients indiquent un comportement correcteur : si la variable DIFF augmente brutalement un mois donné, elle tend statistiquement à subir une correction à la baisse deux ou trois mois plus tard, stabilisant ainsi la série autour de sa tendance.

Conclusion : En somme, l'ajustement vers l'équilibre est modéré (environ 14 % par mois), ce qui témoigne d'une certaine viscosité dans le processus de correction. Néanmoins, la robustesse statistique du terme de correction d'erreur valide la pertinence du modèle ARDL pour capturer la dynamique complexe de ces indicateurs mensuels.

3.2.4.3. Test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.066298	Prob. F(2,165)	0.9359
Obs*R-squared	0.141323	Prob. Chi-Square(2)	0.9318

Source : nos analyses

En observant la p-value (probabilité) associée à la statistique du test d'autocorrélation :

la $p - value > 0,05$: On accepte l'hypothèse nulle. D'où l'absence d'autocorrélation.

Le modèle est considéré comme robuste et les estimations sont convergentes.

3.2.4.4. Test d'hétéroscédasticité de Breusch-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	3.386363	Prob. F(8,167)	0.3013
Obs*R-squared	24.56581	Prob. Chi-Square(8)	0.1018
Scaled explained SS	186.3173	Prob. Chi-Square(8)	0.1003

Source : nos analyses

Hypothèse Nulle (H0) : Homoscédasticité (variance constante).

Règle de décision : si la **$p - value$** du test est inférieure à 0,05 (seuil de (5%)), on rejette **H_0** , ce qui indique la présence d'hétéroscédasticité. On constate que probabilité attachée.

3.2.4.5. Test d'hétéroscédasticité de White

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	3.993906	Prob. F(44,131)	0.3045
Obs*R-squared	100.8334	Prob. Chi-Square(44)	0.4134
Scaled explained SS	764.7624	Prob. Chi-Square(44)	0.2551

Source : nos analyses

3.2.4.6. Test de changement structurel de CUSUM

Après l'estimation du modèle ARDL et la relation de correction d'erreur, le test de changement structurel pour les estimateurs du différentiel. Il est de s'assurer de l'absence des caractéristiques structurelles au niveau des séries étudiées. Pour ce faire, le test de CUSUM est usuellement représenté sous une forme graphique. La valeur de la statistique doit alors évoluer, sous l'hypothèse nulle de stabilité de la relation, entre deux droites représentant les bornes de l'intervalle. Ce test CUSUM est donc réalisé pour tester l'hypothèse de stabilité des relations de long terme estimées entre les séries.

La stabilité structurelle des estimateurs du différentiel du taux d'intérêt débiteur

Le graphique montre que l'hypothèse de stabilité de la relation de long terme est acceptée au seuil de 5%. Autrement dit, cette figure souligne la stabilité de la relation au cours des dernières années de l'observation. Ainsi, la figure à droite (test CUSUM-carré) a pu éclaircir une stabilité entre la demande de monnaie au sens large et l'ensemble des variables exogènes.

Statistiquement, nous remarquons que, la statistique de CUSUM des résidus récursifs situe à l'intérieur des valeurs critiques de l'intervalle défini par les deux droites parallèles. Cela signifie que, les estimateurs associés à la fonction de la demande de monnaie au sens étroit sont stables, et par conséquent, aucun changement structurel durant la période d'étude.

Nous remarquons que les résidus sont non corrélés. La probabilité critique de la statistique Q est toujours supérieure à 0.05 et tous les termes du corrélogramme situés dans l'intervalle de confiance.

4. Discussion des résultats

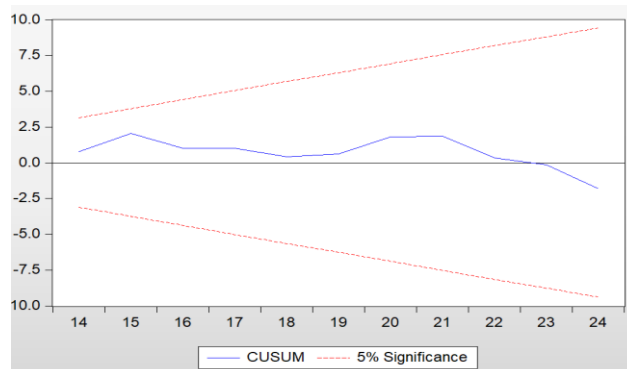
L'analyse multidimensionnelle menée dans cet article révèle un paradoxe central : bien qu'une relation de cointégration existe entre le différentiel de taux (DIFF) et les agrégats macroéconomiques, cette relation est dominée par des chocs de court terme plutôt que par un équilibre de long terme stable.

La prédominance de la dollarisation irréversible

Le résultat le plus marquant est l'influence du taux de dollarisation (TXDOLL). Avec une moyenne de 87,3 % et un coefficient de long terme de 0,74 (le plus élevé du modèle), la dollarisation agit comme le principal moteur de l'écartement des taux. À court terme, toute accélération de ce phénomène impacte positivement et significativement le différentiel. Cela confirme que les banques facturent une "prime de captivité" aux emprunteurs en francs congolais pour compenser la rareté et la volatilité des ressources en monnaie nationale par rapport à l'abondance du dollar.

La rupture de la transmission monétaire

L'analyse de l'évolution du taux directeur



Source : nos analyses

(TXDIR) montre une déconnexion flagrante. Si une corrélation historique existait entre 2011 et 2013, la période récente (2023-2025) affiche une décorrélation où le différentiel se stabilise autour de 10 % malgré des variations extrêmes du taux directeur. Le modèle confirme que si le taux directeur influence encore le DIFF à court terme, son impact est désormais "amorti" par le système financier, perdant son rôle de guide pour devenir un simple signal de crise.

L'inflation comme plancher structurel

Contrairement aux théories classiques, l'inflation (TXINF) en RDC ne provoque pas un ajustement immédiat et proportionnel du différentiel à long terme. Cependant, chaque cycle inflationniste semble ancrer le différentiel à un palier supérieur (le "nouveau plancher structurel"), rendant le crédit en monnaie nationale durablement plus onéreux pour protéger les marges bancaires contre l'érosion monétaire.

5. Conclusion et Recommandations

Cette étude avait pour objectif d'identifier les déterminants du différentiel de taux d'intérêt débiteur en RDC. Les résultats de la modélisation ARDL et des tests de causalité de Toda-Yamamoto permettent de conclure que le coût élevé du crédit en francs congolais n'est pas un accident conjoncturel, mais le reflet d'une rigidité structurelle imposée par une économie bi-monétaire.

La dollarisation est le verrou principal : Elle réduit la marge de manœuvre de la Banque Centrale et impose une prime de risque permanente sur la monnaie nationale.

L'ajustement est lent : Avec une vitesse de correction de 14,47 %, il faut environ 7 mois pour que le système absorbe un choc exogène, témoignant d'une forte viscosité des taux débiteurs.

Inefficacité des outils classiques : Le taux directeur a perdu sa capacité à diriger le coût réel du crédit au profit de facteurs structurels internes au secteur bancaire.

5.1. Recommandations de politique économique

Pour réduire durablement le différentiel de taux et favoriser un financement souverain de l'économie, nous recommandons :

Une dédollarisation ciblée des ressources : inciter à la constitution d'une épargne longue en francs congolais pour réduire la prime de liquidité et de transformation des banques.

La stabilisation du cadre macroéconomique : la réduction de la volatilité du change et de l'inflation est un prérequis indispensable pour abaisser le plancher du différentiel.

Le renforcement du marché interbancaire : améliorer la circulation de la liquidité en francs congolais pour rendre le taux directeur à nouveau effectif comme coût marginal de référence pour les banques.

En définitive, tant que le franc congolais ne retrouvera pas ses fonctions pleines de réserve de valeur, le différentiel de taux restera une barrière à l'investissement productif et à l'inclusion financière.

Références bibliographiques

- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Banque Centrale du Congo. (diverses années). *Rapports annuels, bulletins statistiques et notes de conjoncture*. Kinshasa : BCC.
- Banque mondiale. (2025). *Congo, République démocratique du – Données*. Consulté sur <https://donnees.banquemondiale.org/pays/congo-republique-democratique-du>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Catão, L. A. V., & Terrones, M. E. (2016). *Financial De-Dollarization: A Global Perspective and the Peruvian Experience* (IMF Working Paper No. 16/97). International Monetary Fund.
- Fonds Monétaire International. (diverses années). *République Démocratique du Congo : Rapports des consultations de 2010 à 2023 au titre de l'article IV*. Washington, D.C. : FMI.
- Ize, A., & Levy Yeyati, E. (2003). Financial dollarization. *Journal of International Economics*, 59(2), 323-347.
- Klein, M. A. (1971). A theory of the banking firm. *Journal of Money, Credit and Banking*, 3(2), 205-218.
- Monti, M. (1972). Deposit, credit and interest rate determination under alternative bank objectives. In G. P. Szegö & K. Shell (Eds.), *Mathematical methods in investment and finance* (pp. 430-454). North-Holland Publishing Company.
- Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3), 393-410.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2nd ed.). MIT Press.