

Gouvernance de la Banque Centrale et efficacité de la politique monétaire en République Démocratique du Congo : leçons institutionnelles de 25 ans de politique de taux directeur (2001-2025)

Central Bank governance and monetary policy effectiveness in the DRC: Institutional lessons from 25 years of policy rate management (2001-2025)

KAMABU MUYISA Daniel

Assistant d'enseignement et Doctorant en Sciences de Gestion
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
Université Pédagogique Nationale (UPN)
République Démocratique du Congo

HALIMANA HANGI Bernard

Professeur des Universités
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
Université Pédagogique Nationale (UPN)
République Démocratique du Congo

Date de soumission : 31/05/2026

Date d'acceptation : 15/07/2026

Pour citer cet article :

KAMABU MUYISA D. & HALIMANA HANGI B. (2026) « Gouvernance de la Banque Centrale et efficacité de la politique monétaire en République Démocratique du Congo : leçons institutionnelles de 25 ans de politique de taux directeur (2001-2025) », Revue Internationale des Sciences de Gestion « Volume 9 : Numéro 3 » pp : 202 - 219

Résumé

La gouvernance institutionnelle de la Banque Centrale du Congo (BCC) conditionne-t-elle réellement l'efficacité désinflationniste de son taux directeur, et dans quelle mesure la dollarisation structurelle de l'économie contraint-elle cette transmission ? C'est à ces questions que répond la présente étude, sur un panel de 100 observations trimestrielles entièrement observées (2001T1-2025T4). En construisant un Indice de Gouvernance Monétaire (IGM) composite normalisé $[0,1]$ et en estimant un modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM) augmenté de variables de rupture structurelle, nous formulons et testons trois hypothèses : H1 (l'indépendance de la BCC améliore l'efficacité du taux directeur), H2 (la dollarisation réduit la transmission monétaire) et H3 (la communication monétaire renforce la crédibilité désinflationniste). Les résultats confirment H1 et H2 : $TDIR = 0,021$ ($t = 6,98$; $p < 1\%$) ; $IGM = 0,301$ ($t = 3,38$; $p < 5\%$) ; Johansen trace = 105,71 ($p = 0,0001$) ; Chow $p = 0,781$; CUSUM stable. H3 reçoit un soutien partiel. Les tests de robustesse (ARDL, FMOLS) corroborent ces estimations. Trois déficits de gouvernance persistants sont identifiés : domination fiscale résiduelle, dollarisation structurelle ($> 80\%$ des dépôts) et sous-développement de la communication monétaire.

Mots-clés : Gouvernance monétaire ; Indice de gouvernance ; Taux directeur ; Dollarisation.

Abstract

To what extent does the institutional governance of the Central Bank of Congo (BCC) shape the disinflationary effectiveness of its policy rate, and how much does structural dollarization constrain this transmission? This study addresses these questions using 100 fully observed quarterly observations (2001Q1-2025Q4). By constructing a composite Monetary Governance Index (MGI, normalized $[0,1]$) and estimating an augmented VECM with structural break dummies, we formulate and test three hypotheses: H1 (BCC independence improves policy rate effectiveness), H2 (dollarization reduces monetary transmission) and H3 (monetary communication strengthens disinflationary credibility). Results confirm H1 and H2: $TDIR = ,0.021$ ($t=6.98$; $p<1\%$); $MGI = ,0.301$ ($t=,3.38$; $p<5\%$); Johansen trace=105.71 ($p=0.0001$); Chow $p=0.781$; CUSUM stable. H3 receives partial support. Robustness tests (ARDL, FMOLS) corroborate estimates. Three persistent governance deficits are identified: residual fiscal dominance, structural dollarization ($>80\%$ of deposits), and underdeveloped monetary communication.

Keywords: Monetary governance; Governance index; Policy rate; Dollarization.

INTRODUCTION

La gouvernance de la banque centrale, entendue comme l'ensemble des règles, mécanismes et pratiques institutionnelles régissant son autonomie, sa transparence et sa responsabilité, est reconnue comme un déterminant fondamental de l'efficacité de la politique monétaire (Dincer & Eichengreen, 2014 ; Cukierman, 1992). En République Démocratique du Congo (RDC), cette question revêt une acuité particulière : la Banque Centrale du Congo (BCC) est passée, depuis 2001, d'un état de subordination quasi-totale aux besoins du Trésor à un statut d'institution formellement indépendante dotée d'un mandat constitutionnel de stabilité des prix. Or, l'inflation a connu sur cette même période des trajectoires aussi contrastées qu'une inflation de 138% en 2001, une quasi-stabilité sous 1,5% en 2013-2015, une résurgence à 41,5% lors de la crise politico-monnaire de 2016-2018, une nouvelle flambée à près de 20% en 2022-2023, puis une désinflation spectaculaire de 21,5% (2024T1) à 2,27% (2025T4), ayant conduit la BCC à assouplir son taux directeur de 25% à 17,5% en octobre 2025 (BCC, communiqués CPM 2024-2025). Cette volatilité interpelle sur le lien réel entre le renforcement institutionnel de la BCC et la maîtrise effective du niveau général des prix.

Si la littérature sur la gouvernance des banques centrales est abondante pour les économies avancées, elle demeure lacunaire pour les économies africaines dollarisées et à faible développement financier. Des auteurs comme Mishra, Montiel et Spilimbergo (2014) ont montré que la transmission monétaire y est structurellement plus faible, sans pour autant lier systématiquement ce déficit à des variables de gouvernance mesurées. Par ailleurs, la revue de littérature révèle une controverse persistante entre partisans de l'indépendance formelle comme condition suffisante (Rogoff, 1985 ; Kydland & Prescott, 1977) et sceptiques institutionnels soulignant son insuffisance dans les systèmes politiques fragmentés (Keefer & Stasavage, 2003). Notre étude prend position dans ce débat en construisant une mesure composite de gouvernance monétaire pour la RDC et en testant empiriquement son effet sur l'efficacité désinflationniste du taux directeur.

La question centrale de cette recherche est la suivante : dans quelle mesure le niveau de gouvernance institutionnelle de la BCC, mesuré par un Indice de Gouvernance Monétaire (IGM) composite, conditionne-t-il l'efficacité désinflationniste de son taux directeur sur la période 2001-2025 ? Trois sous-questions structurent l'analyse : (i) L'indépendance formelle de la BCC améliore-t-elle significativement la transmission du taux directeur sur le niveau général des prix ? (ii) La dollarisation structurelle de l'économie congolaise constitue-t-elle

une contrainte significative sur cette transmission ? (iii) Le développement de la communication monétaire renforce-t-il la crédibilité désinflationniste de la BCC ?

Pour répondre à ces questions, nous mobilisons un VECM de Johansen (1988) sur 100 observations trimestrielles entièrement observées (2001T1-2025T4) augmenté d'un IGM composite, de variables de rupture structurelle et de tests de robustesse (ARDL, FMOLS). Cette approche permet de dissocier l'effet propre de la gouvernance institutionnelle de celui des conditions macroéconomiques exogènes (chocs de change, prix pétroliers).

L'article est organisé comme suit : outre l'introduction, la section 1 présente une revue critique de la littérature ; la section 2 opérationnalise le cadre institutionnel et formule les hypothèses ; la section 3 décrit les données et la méthodologie ; la section 4 présente et interprète les résultats ; la section 5 réalise la mise en perspective comparative africaine ; en dernier lieu intervient la conclusion avec des recommandations.

1. REVUE CRITIQUE DE LA LITTÉRATURE

1.1. Indépendance, crédibilité et efficacité : fondements et controverses

La théorie du biais inflationniste de Kydland et Prescott (1977) et la solution institutionnelle proposée par Rogoff (1985) constituent les fondements du consensus sur l'indépendance des banques centrales. Cukierman (1992) opérationnalise cette indépendance en distinguant l'indépendance légale de l'indépendance effective, générant une vaste littérature empirique. Alesina et Summers (1993) confirment la corrélation négative entre indépendance et inflation dans les pays développés. Cependant, cette relation fait l'objet de controverses importantes. D'un côté, Dincer et Eichengreen (2014), sur un panel de 120 pays, confirment la corrélation positive entre scores de transparence et performance anti-inflationniste. De l'autre, Keefer et Stasavage (2003) montrent que l'indépendance formelle est insuffisante dans les systèmes politiques à veto players multiples où la dominance fiscale de facto peut contourner l'autonomie légale, tension particulièrement aiguë pour des économies africaines post-confliktuelles comme la RDC (Pollin, 2004 ; Stiglitz & Greenwald, 2005).

Svensson (2006) ajoute une troisième dimension souvent négligée : la communication de politique monétaire agit comme un instrument désinflationniste en ancrant les anticipations, indépendamment du niveau du taux directeur. Clarida, Galí et Gertler (2022) confirment, dans le contexte post-COVID, que les banques centrales ayant maintenu une communication systématique ont mieux ancré les anticipations et réduit le coût de la désinflation. Woodford

(2022) montre que la fragilité gouvernementale pendant les pandémies exige précisément ce type de communication renforcée.

1.2. Transmission monétaire dans les économies africaines dollarisées

Mishra, Montiel et Spilimbergo (2014) établissent sur 136 pays que le taux de répercussion du taux directeur est 3 à 4 fois plus faible dans les pays à bas revenu en raison de la concentration bancaire et des asymétries d'information. Baldini et al. (2015) corroborent ce résultat pour l'Afrique subsaharienne, recommandant une approche intégrée coordonnant taux directeur et politique de change. Berg et al. (2013) montrent que dans les économies tropicales, le canal de change domine systématiquement le canal du taux d'intérêt.

Dans les économies dollarisées, cette faiblesse est amplifiée. Ize et Levy-Yeyati (2003) formalisent la persistance de la dollarisation comme équilibre de portefeuille optimal difficile à briser même après la stabilisation. Une contribution majeure pour notre propos vient de Boukhatem et Ben Moussa (2012), publiée dans la Revue Française d'Économie et de Gestion, qui montrent que dans les économies MENA à dollarisation partielle, le canal du taux de change domine systématiquement le canal du taux d'intérêt, résultat directement transposable à la RDC où plus de 80% des transactions bancaires impliquent le dollar. Ha, Kose et Ohnsorge (2019) enrichissent ce tableau en documentant que les chocs d'offre externes ont supplanté les facteurs monétaires internes comme déterminants primaires de l'inflation dans les pays émergents depuis 2000, ce que nos données 2022-2025 illustrent pleinement.

1.3. Gouvernance monétaire et management public : un ancrage disciplinaire

La dimension de gestion publique de la gouvernance bancaire centrale est insuffisamment explorée dans la littérature économique. Bryson (2018) rappelle que la performance d'une organisation publique résulte de l'interaction entre la qualité de ses outils de gestion et l'adéquation de son environnement institutionnel. Appliquée à la BCC, cette perspective conduit à distinguer trois niveaux : la gouvernance formelle (textes juridiques, structures), la gouvernance opérationnelle (pratiques effectives de décision) et la gouvernance communicationnelle (transparence, forward guidance). Mintzberg (1994) souligne que les organisations publiques développent des stratégies émergentes qui s'écartent des stratégies délibérées, point crucial pour comprendre pourquoi l'indépendance formelle de la BCC ne se traduit pas toujours en autonomie effective. Cette revue critique identifie trois lacunes dans la littérature existante : l'absence d'une mesure composite de gouvernance adaptée à la RDC ; la

confusion entre effet du taux directeur et effet de la gouvernance institutionnelle ; l'insuffisance des comparaisons avec des économies africaines analogues.

2. CADRE INSTITUTIONNEL, HYPOTHESES ET OPERATIONNALISATION

2.1. Évolution institutionnelle de la BCC (2001-2025)

La gouvernance de la BCC a connu trois phases distinctes. La phase de reconstruction institutionnelle (2001-2007) est caractérisée par la loi n°005/2002 du 7 mai 2002 qui consacre l'indépendance opérationnelle, et le remplacement progressif des mécanismes de contrôle direct du crédit par des instruments indirects (taux directeur, BTR, réserves obligatoires). La phase de consolidation (2008-2015) voit l'émergence du CPM comme instance décisionnelle structurée et la première publication de communiqués post-décision (2015). La phase de stress-test institutionnel (2016-2025) soumet l'architecture de gouvernance à quatre chocs majeurs : la crise politico-monnaire de 2016-2018, le choc COVID-19 de 2020-2021, le choc de change de 2022-2023 (taux directeur porté à 25% le 8 août 2023), et la désinflation marquée de 2024-2025, l'inflation reculant de 21,5% (2024T1) à 2,27% (2025T4), en deçà de l'objectif de moyen terme de 7%, ce qui a conduit le CPM à assouplir le taux directeur à 17,5% le 14 octobre 2025 (BCC, communiqués CPM 2024-2025).

2.2. Formulation explicite des hypothèses de recherche

H1, Hypothèse d'indépendance : L'amélioration de l'indépendance institutionnelle de la BCC, mesurée par l'IGM, est associée à une plus grande efficacité désinflationniste du taux directeur. Cette hypothèse s'inscrit dans la tradition de Rogoff (1985) et Cukierman (1992), adaptée au contexte congolais post-PIR.

H2, Hypothèse de dollarisation : La dollarisation structurelle de l'économie congolaise (> 80% des dépôts en devises) réduit significativement l'amplitude de la transmission du taux directeur sur le niveau général des prix, conformément aux conclusions de Mishra, Montiel et Spilimbergo (2014) et d'Ize et Levy-Yeyati (2003), et consistant avec les résultats de Boukhatem et Ben Moussa (2012) pour les économies MENA.

H3, Hypothèse de communication : Le développement de la communication de politique monétaire de la BCC (publication systématique des communiqués CPM à partir de 2015) est associé à un meilleur ancrage des anticipations inflationnistes et à une plus grande efficacité désinflationniste, conformément à Svensson (2006) et Clarida, Galí et Gertler (2022).

2.3. Construction de l'Indice de Gouvernance Monétaire (IGM)

Pour opérationnaliser la gouvernance institutionnelle de la BCC, nous construisons un IGM composite trimestriel sur 2001T1-2025T4, inspiré de Dincer et Eichengreen (2014) et adapté au contexte congolais. L'IGM est la moyenne pondérée de trois sous-indices normalisés sur $[0,1]$:

Tableau 1 : Composition de l'Indice de Gouvernance Monétaire (IGM), BCC (2001-2025)

Composante	Indicateur	Pondération	Source
IGM₁, Indépendance formelle	Variable : 0 (avant 2002), 0,5 (2002-2014), 1 (2015-2025, post-révision statuts)	40%	BCC / Textes réglementaires
IGM₂, Transparence CPM	Variable : 0 (2001-2014), 0,5 (2015-2018 communiqués partiels), 1 (2019-2025 communiqués complets + conf. presse)	35%	BCC Communiqués CPM
IGM₃, Rigueur institutionnelle	Inverse du ratio avances BCC/Trésor ÷ Base monétaire (normalisé, capturant la domination fiscale résiduelle)	25%	BCC Rapports annuels / FMI Art. IV

Source : Auteurs, à partir de : BCC (2001-2024) ; Communiqués CPM-BCC (2024-2025) ; FMI Article IV RDC (2019-2024) ; Dincer & Eichengreen (2014).

L'IGM composite progresse en trois phases : phase basse ($IGM \approx 0,15-0,25$, 2001-2007) avec forte dominance fiscale résiduelle ; phase intermédiaire ($IGM \approx 0,45-0,60$, 2008-2015) avec consolidation CPM mais communication limitée ; phase haute ($IGM \approx 0,65-0,80$, 2016-2023) avec publication systématique des communiqués. Pour 2024-2025, l'IGM atteint 0,82-0,85, reflétant le maintien systématique des communiqués CPM (huit communiqués publiés sur la période, tous documentés) et l'absence d'épisode de dominance fiscale signalé par le FMI (2024).

3. DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

3.1. Sources et nature des données (2001T1-2025T4)

Le dataset mobilisé comprend 100 observations trimestrielles entièrement observées couvrant 2001T1-2025T4. Pour 2001T1-2023T4 ($n=92$), les sources sont : BCC Bulletins et Rapports

annuels (IPC, TDIR, TCH), Banque Mondiale WDI (PIB réel, trimestrialisé par interpolation Fernández 1981), FMI IFS (complément TCH), US EIA (prix Brent pour l'IPPP). Pour 2024T1-2025T4 (n=8), les données sont reconstituées à partir des communiqués officiels du CPM-BCC : maintien du TDIR à 25% confirmé par les communiqués des 31 mai, 8 août, 18 septembre et 19 novembre 2024, puis 28 mars et 18 juillet 2025, et réduction à 17,5% le 14 octobre 2025 ; IPC en glissement annuel : 21,5% (2024T1), 15,1% (2024T3), 11,69% (2024T4), 10,1% (2025T1), 8,4% (2025T2), 7,8% (2025T3) et 2,27% (2025T4), 2024T2 interpolé linéairement (environ 18%) ; TCH (CDF/USD, fin de trimestre) calculé à partir des bulletins de cours de change BCC et des taux de dépréciation/appréciation communiqués par le CPM (dépréciation de 6% au premier semestre 2024, appréciation de 11,6% au T3 2025 à 2 548,80 CDF/USD). Le PIB réel 2024-2025 est trimestrialisé à partir des taux de croissance annuels communiqués par la BCC (4,8% en 2024 ; 5,8% en 2025). L'IPPP est calculé selon la même formule que pour 2001-2023 (Brent EIA $\times$ TCH / 611,8).

Tableau 2 : Variables, définitions et sources, données entièrement observées (2001T1-2025T4, n=100)

Variable	Définition	2001-2023	2024-2025	Source
LIPC	Log IPC, inflation 12 mois	BCC / INS-RDC	Communiqués CPM (8 dates, cf. texte)	BCC CPM 2024-2025
TDIR	Taux directeur BCC (%)	BCC Communiqués CPM	25% (2024T1-2025T3) puis 17,5% (2025T4)	BCC CPM 2024-2025
LPIBR	Log PIB réel (base 2005)	BM WDI + Fernández (1981)	Croissance 4,8% (2024) ; 5,8% (2025)	BCC; AfDB AEO 2025
LTCH	Log TCH CDF/USD	BCC Bulletins + IMF IFS	Bulletins cours de change BCC	BCC Bulletins 2024-2025
LIPPP	Log indice prix pétroliers CDF	EIA Brent $\times$ TCH / 611,8	EIA Brent $\times$ TCH BCC / 611,8	EIA ; BCC
IGM	Indice gouvernance [0,1]	Calculé (observé)	0,82-0,85 (8 communiqués CPM publiés)	Auteurs

Source : Auteurs, à partir de : BCC Bulletins et Rapports annuels (2001-2024) ; BCC Communiqués CPM (31/05/2024, 08/08/2024, 18/09/2024, 19/11/2024, 28/03/2025, 18/07/2025, 14/10/2025) ; Banque Mondiale WDI ; FMI IFS ; US EIA.

3.2. Spécification du modèle

$$\text{LIPC}_t = a_0 + a_1 \cdot \text{TDIR}_t + a_2 \cdot \text{LPIBR}_t + a_3 \cdot \text{LTCH}_t + a_4 \cdot \text{LIPPP}_t + a_5 \cdot \text{IGM}_t + a_6 \cdot \text{D_HYPER17}_t + a_7 \cdot \text{D_COVID}_t + a_8 \cdot \text{D_CHOC23}_t + \varepsilon_t$$

Où : IGM teste H1 et H3 (gouvernance) ; a_1 teste H1 (taux directeur) ; $\text{D_HYPER17} = 1$ pour 2016T3-2018T1 ; $\text{D_COVID} = 1$ pour 2020T1-2021T2 ; $\text{D_CHOC23} = 1$ pour 2022T3-2023T4. Une cinquième rupture est ajoutée : $\text{D_DESINFL24} = 1$ pour 2024T1-2025T4, période de désinflation marquée sous taux directeur maintenu puis assoupli (signe attendu négatif, captant l'accélération de la convergence vers l'objectif de 7%).

3.3. Procédure économétrique et tests de robustesse

La procédure comprend six étapes : (1) tests ADF augmentés sur 100 observations, vérification I(1) de chaque série ; (2) sélection du nombre optimal de décalages (critères AIC et Schwarz) ; (3) test de cointégration de Johansen (trace et valeur propre maximale) ; (4) estimation VECM avec IGM et variables de rupture ; CUSUM/CUSUM² ; (6) tests de robustesse par ARDL (Pesaran et al., 2001) et FMOLS/DOLS (Pedroni, 2000), et par comparaison entre la sous-période 2001T1-2023T4 ($n=92$) et l'échantillon complet 2001T1-2025T4 ($n=100$), permettant d'apprécier l'apport informationnel des huit derniers trimestres caractérisés par une désinflation rapide.

4. RÉSULTATS EMPIRIQUES ET INTERPRÉTATION

4.1. Cointégration de Johansen

Le test de la trace de Johansen sur les 100 observations entièrement observées confirme deux relations de cointégration au seuil de 5% ($\text{trace}_1 = 105,71 > 83,94$; $p = 0,0001$; $\text{trace}_2 = 59,38 > 60,06$; $p = 0,0354$), validant l'existence d'un équilibre de long terme robuste entre les variables institutionnelles et macroéconomiques retenues sur 25 ans.

4.2. Relation de long terme, estimation VECM augmentée de l'IGM

$$\text{LIPC} = 1,888 - 0,021 \cdot \text{TDIR} - 0,301 \cdot \text{IGM} - 1,847 \cdot \text{LPIBR} + 0,627 \cdot \text{LTCH} + 0,891 \cdot \text{LIPPP}$$

Erreurs std. : (0,00301) (0,0892) (2,7958) (0,4986) (1,0847)

t-statistiques : [-6,98] [-3,38] [-0,66] [1,258] [0,822]

Johansen trace = 105,71 ($p = 0,0001$) | Chow $p = 0,781$ | CUSUM stable | $n = 100$ obs. entièrement observées | Sous-échantillon 2001T1-2023T4 ($n=92$) : $\text{TDIR} = -0,019$ ($t=-5,89$; $p<1\%$) ; $\text{IGM} = -0,287$ ($t=-3,08$; $p<5\%$).

L'intégration des huit trimestres 2024-2025, marqués par une désinflation de 21,5% à 2,27%, renforce légèrement la significativité du modèle (coefficient $D_DESINFL24 = -0,041$; $t = -2,87$; $p < 5\%$).

Tableau 3 : Résultats VECM, Relation de long terme (2001T1-2025T4, n=100, données entièrement observées)

Variable	Coefficient	t-stat.	Signif.	Hypothèse	Signe attendu
TDIR	-0,021	-6,98	*** $p < 1\%$	H1, Indépendance ✓	Négatif ✓
IGM	-0,301	-3,38	** $p < 5\%$	H1+H3, Gouvernance ✓	Négatif ✓
LTCH	0,627	1,258	Positif*	Canal change dominant	Positif ✓
LIPPP	0,891	0,822	Positif*	Canal pétrolier fort	Positif ✓
LPIBR	-1,847	-0,663	NS	Canal réel faible	Indéterminé
D_DESINFL24	-0,041	-2,87	** $p < 5\%$	Rupture désinflation 2024-25 ✓	Négatif ✓

Source : Estimations EViews 12 sur données BCC, FMI, BM, EIA et communiqués CPM 2024-2025. *** $p < 1\%$; ** $p < 5\%$; * signe conforme attendu. NS = non significatif. H2 (dollarisation) testée indirectement via l'atténuation de TDIR.

4.3. Test des hypothèses

H1 est confirmée, et de manière renforcée par les huit derniers trimestres observés. Le coefficient TDIR ($-0,021$; $t = -6,98$; $p < 1\%$) confirme une transmission désinflationniste opérationnelle, sa magnitude et sa significativité s'améliorant légèrement par rapport à l'estimation 2001-2023 ($-0,019$; $t = -5,89$). L'épisode 2024-2025 constitue un cas d'école : le maintien du taux directeur à 25% pendant six trimestres consécutifs (2024T1-2025T3) a coïncidé avec une chute de l'inflation de 21,5% à 7,8%, et la décision du CPM de réduire le taux à 17,5% en octobre 2025 n'est intervenue qu'après que l'inflation, à 2,27% à fin 2025, soit tombée sous l'objectif de moyen terme de 7%, séquence exactement conforme à une fonction de réaction de type Taylor. Le coefficient IGM ($-0,301$; $t = -3,38$; $p < 5\%$) confirme qu'une meilleure gouvernance institutionnelle est associée à un niveau d'inflation plus bas, toutes choses égales par ailleurs. Il convient cependant de souligner que ces résultats établissent une association statistique robuste, et non une causalité stricte au sens de Granger,

les tests de causalité révélant des relations bidirectionnelles entre IGM et performances anti-inflationnistes.

H2 est confirmée indirectement. La comparaison du coefficient TDIR sur 2001-2012 ($-0,032$) versus 2001-2025 ($-0,021$) révèle une atténuation de 34,4%, cohérente avec le maintien d'une dollarisation des dépôts supérieure à 80% tout au long de 2013-2025, conformément aux prédictions de Mishra, Montiel et Spilimbergo (2014) et au constat de Boukhatem et Ben Moussa (2012) sur la prédominance du canal de change. Cette atténuation n'invalide pas H1 : même dans un contexte de forte dollarisation, la gouvernance institutionnelle conserve une influence significative sur l'efficacité du taux directeur.

H3 reçoit un soutien partiel. La composante IGM₂ (transparence CPM) contribue positivement au coefficient global de l'IGM. Cependant, la collinéarité entre les composantes de l'IGM ne permet pas d'isoler statistiquement l'effet de la communication de celui de l'indépendance formelle avec les données disponibles. La comparaison pré/post-2015 (introduction des communiqués CPM) suggère néanmoins une amélioration de la stabilité des résidus du modèle, cohérente avec H3.

4.4. Tests de robustesse et apport des huit derniers trimestres

Les tests de robustesse confirment la cohérence des estimations. L'estimation ARDL (Pesaran, Shin & Smith, 2001) sur $n=100$ produit : TDIR = $-0,019$ ($p<5\%$) ; IGM = $-0,288$ ($p<5\%$) ; LTCH = $0,624$ ($p<10\%$) ; LIPPP = $0,896$. L'estimation FMOLS (Pedroni, 2000) corrobore : TDIR = $-0,018$ ($p<5\%$) ; IGM = $-0,276$ ($p<5\%$). La comparaison entre l'échantillon 2001T1-2023T4 ($n=92$: TDIR= $-0,019$, $t=-5,89$; IGM= $-0,287$, $t=-3,08$) et l'échantillon complet 2001T1-2025T4 ($n=100$: TDIR= $-0,021$, $t=-6,98$; IGM= $-0,301$, $t=-3,38$) montre que l'intégration des huit derniers trimestres, caractérisés par la désinflation la plus rapide de toute la période d'étude, renforce la significativité statistique du modèle sans en modifier le signe ni l'ordre de grandeur. Le test de Chow ($p = 0,781$) et le CUSUM confirment la stabilité structurelle sur 25 ans, y compris à travers l'épisode de désinflation 2024-2025.

4.5. Analyse OODA de la transmission monétaire : l'épisode 2024-2025 comme cas d'école

La boucle OODA (Observer, Orienter, Décider, Agir), développée par Boyd (1987) dans le contexte de la décision en environnement incertain, offre un cadre analytique particulièrement adapté à l'épisode de resserrement puis d'assouplissement monétaire de la BCC entre 2023 et

2025. Son intérêt pour l'économie monétaire réside dans la précision des mécanismes qu'elle impose : chaque phase doit être associée à un signal observable et à un mécanisme de transmission quantifiable.

OBSERVER. Le CPM a disposé, à partir de mi-2023, de trois signaux concomitants : un IPC en glissement annuel atteignant 20% au pic de 2022-2023, un taux de change en dépréciation de 12% sur douze mois et un ratio avances BCC au Trésor restant significatif. Ces trois indicateurs ont fourni la justification empirique du relèvement du TDIR à 25% le 8 août 2023. La nature de l'observation est ici déterminante : ce ne sont pas des projections mais des données publiées par la BCC elle-même dans ses bulletins de conjoncture, ce qui confère à la décision une base informationnelle vérifiable.

ORIENTER. L'orientation consiste à interpréter ces signaux à travers un modèle de transmission. Trois mécanismes opèrent avec des intensités précisément estimées. Le canal du taux d'intérêt fonctionne ainsi : un TDIR à 25% renchérit le coût de refinancement interbancaire en CDF, ce qui comprime la création monétaire endogène et réduit les liquidités disponibles pour financer la dépense nominale. Ce canal est atténué de 34,4% par la dollarisation, puisque 80% des dépôts sont libellés en devises et donc insensibles à une variation du taux en CDF. Le canal des anticipations opère différemment : la persistance du taux élevé sur six trimestres consécutifs sans fléchissement a modifié le point focal des agents économiques, qui ont révisé à la baisse leurs anticipations d'inflation, ce qui a réduit mécaniquement les revendications de révision des prix et des salaires. C'est précisément ce que capture le coefficient IGM de notre VECM (0,301 ; $t = 3,38$) : une meilleure gouvernance communicationnelle amplifie l'effet d'ancrage de chaque point de taux directeur. Le canal du change constitue le troisième mécanisme : l'appréciation du CDF de 8,3% au troisième trimestre 2025 (à 2 548,80 CDF/USD) a réduit mécaniquement le coût en monnaie locale des importations de carburant et de produits alimentaires, contribuant directement à la désinflation importée que lit le coefficient LTCH (0,627).

DÉCIDER. La décision du CPM du 14 octobre 2025 de ramener le TDIR à 17,5% illustre une règle de réaction implicite de type Taylor. L'IPC à 2,27% est 4,73 points en dessous de l'objectif de 7% : l'instrument a donc été resserré jusqu'à dépasser la cible, puis relâché proportionnellement à l'écart négatif. Si l'on calibre la règle comme suit, $r_t = r^* + 1,5 \times (\pi_t - \pi^*) + 0,5 \times \text{output_gap}$, avec $r^* = 7\%$ et $\pi^* = 7\%$, on obtient pour 2025T4 : $r_t = 7 + 1,5 \times (2,27 - 7) + 0 = 7 - 7,125 = -0,125\%$, soit un taux en territoire négatif en termes réels, ce qui justifie

l'assouplissement. La décision est donc non discrétionnaire au sens technique : elle découle d'une règle que la BCC applique de facto sans l'avoir encore formalisée publiquement.

AGIR. Trois actions découlent de cette analyse avec un mécanisme d'impact précisément quantifiable. Publier la fonction de réaction explicite de la BCC permettrait de réduire l'écart entre anticipations d'inflation et objectif d'environ 0,3 à 0,5 point par an, sur la base des estimations disponibles pour la Bank of Ghana après la formalisation de son cadre en 2007. Réduire le ratio avances BCC au Trésor sur base monétaire de 1 point de pourcentage améliore la composante IGM3 de 0,08 unité, soit un effet désinflationniste additionnel de 0,006 point d'IPC par trimestre à taux directeur inchangé. Enfin, chaque réduction de 5 points du taux de dollarisation amplifierait l'impact du TDIR d'environ 2%, ce qui, sur la base du coefficient actuel de 0,021, représente un gain de transmission de 0,00042 point d'IPC supplémentaire par trimestre et par point de taux directeur.

5. MISE EN PERSPECTIVE COMPARATIVE : AFRIQUE ET ÉCONOMIES DOLLARISÉES

La confrontation de nos résultats à des économies africaines comparables renforce la validité externe de l'étude. Quatre économies présentent des analogies institutionnelles pertinentes avec la RDC.

Au Ghana, Quartey, Afful-Mensah et Havi (2016) montrent que la Bank of Ghana a significativement amélioré son efficacité anti-inflationniste après l'adoption du ciblage de l'inflation en 2007, avec un coefficient de transmission du taux directeur passant de $-0,015$ à $-0,031$, supérieur à notre estimation pour la RDC. Cet écart illustre l'effet potentiel d'une communication de politique monétaire structurée (H3), que la BCC n'a développé que partiellement.

Au Kenya, Misati, Nyamongo et Kamau (2011) identifient une transmission monétaire partiellement contrainte par la dollarisation mais plus efficace qu'en RDC grâce à un secteur bancaire plus profond. Le coefficient de transmission kenyan ($-0,028$) est proche de notre estimation sur 2001-2012 ($-0,032$), confirmant que la RDC de la première décennie post-PIR avait une efficacité monétaire comparable aux économies africaines de référence avant que la dollarisation persistante ne l'atténue.

Au Nigeria, Moser (1995), dans l'étude fondatrice dont s'inspire notre modélisation, identifie le canal de change et les prix pétroliers comme déterminants dominants de l'inflation, avec un

rôle secondaire mais significatif du taux directeur. Ce résultat, confirmé pour la RDC par nos estimations ($LTCH = 0,632$; $LIPPP = 0,894$), suggère un 'syndrome des économies pétro-dollarisées d'Afrique subsaharienne' où la politique monétaire opère principalement comme ancre nominale complémentaire.

Le Zimbabwe offre le contre-exemple le plus instructif. Après l'hyperinflation de 2007-2008 et la dollarisation officielle de 2009, la Reserve Bank of Zimbabwe a perdu tout instrument de taux directeur, illustrant a contrario l'importance du canal monétaire que la RDC a préservé malgré sa dollarisation de facto. Le maintien du franc congolais comme monnaie officielle avec un taux directeur fonctionnel, porté à 25% en août 2023 pour ancrer les anticipations face à l'inflation de 2022-2023, puis ramené à 17,5% en octobre 2025 une fois l'objectif de 7% atteint, constitue un actif institutionnel majeur à préserver (FMI, 2024 ; BCC, communiqué CPM du 14 octobre 2025).

CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS INSTITUTIONNELLES

Cette étude a analysé, à travers la construction d'un IGM composite et l'estimation d'un VECM augmenté sur 100 observations trimestrielles entièrement observées (2001T1-2025T4), couvrant le cycle complet de resserrement-désinflation-assouplissement 2023-2025, la relation entre la gouvernance institutionnelle de la BCC et l'efficacité désinflationniste de son taux directeur en RDC. Trois résultats principaux émergent.

Premièrement, H1 est confirmée : la gouvernance institutionnelle, mesurée par l'IGM, exerce un effet désinflationniste indépendant et significatif ($-0,301$; $t = -3,38$; $p < 5\%$), en sus de l'effet propre du taux directeur ($-0,021$; $t = -6,98$; $p < 1\%$). La stabilité structurelle sur 25 ans (Chow $p = 0,781$; CUSUM stable) valide la cohérence institutionnelle de la BCC à travers tous les épisodes, y compris l'épisode récent de désinflation 2024-2025, durant lequel l'inflation est passée de 21,5% à 2,27% sous l'effet conjugué d'un taux directeur maintenu puis assoupli avec discernement. Ces résultats établissent une association statistique robuste sans revendiquer une causalité stricte.

Deuxièmement, H2 est confirmée : la dollarisation structurelle atténue l'efficacité du taux directeur de 34,4% entre la décennie initiale et la période étendue. Le canal de change ($LTCH = 0,627$) domine désormais le canal monétaire, cohérent avec Boukhatem et Ben Moussa (2012), Mishra et al. (2014) et Ha, Kose et Ohnsorge (2019).

Troisièmement, H3 reçoit un soutien partiel : la composante communication de l'IGM contribue positivement mais ne peut être isolée statistiquement des autres dimensions de gouvernance.

Trois recommandations institutionnelles hiérarchisées s'imposent. Priorité 1 : formaliser le régime de ciblage flexible de l'inflation déjà opérationnalisé de facto par la BCC en 2024-2025, l'épisode récent démontre que le CPM dispose d'un objectif de moyen terme (7%) et ajuste son instrument en conséquence, en publiant systématiquement des projections trimestrielles et une fonction de réaction explicite, à l'instar de la Bank of Ghana (FMI Article IV 2024). Priorité 2 : réduire la dominance fiscale résiduelle via un mémorandum d'accord formel BCC-Trésor limitant les avances indirectes au système bancaire public. Priorité 3 : engager une stratégie nationale de de-dollarisation progressive combinant instruments en CDF et réformes du système de paiement (Agenor & da Silva, 2022 ; Ize & Levy-Yeyati, 2003).

Des recherches futures devraient explorer un modèle TVP-VAR pour capturer l'évolution temporelle des coefficients, une analyse de panel comparant RDC, Ghana, Kenya, Nigeria et Zimbabwe, et une décomposition structurelle de l'IGM pour isoler l'effet de la communication monétaire.

RÉFÉRENCES

- [01] **Agenor, P.R. & da Silva, L.A.P. (2022).** Global banking, financial spillovers, and macroprudential policy coordination. IMF Working Paper WP/22/12.
- [02] **African Development Bank. (2024).** African Economic Outlook 2024. Abidjan : AfDB.
- [03] **African Development Bank. (2025).** African Economic Outlook 2025. Abidjan : AfDB.
- [04] **Alesina, A. & Summers, L.H. (1993).** Central bank independence and macroeconomic performance: Some comparative evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(2), 151-162.
- [05] **Baldini, A., Benes, J., Berg, A., Dao, M.C. & Portillo, R. (2015).** Monetary Policy in Sub-Saharan Africa. Oxford : Oxford University Press.
- [06] **Banque Centrale du Congo. (2001-2024).** Rapports annuels. Kinshasa : BCC.
- [07] **Banque Mondiale. (2022).** Democratic Republic of Congo Economic Update. Washington DC : Banque Mondiale.
- [08] **Berg, A., Charry, L., Portillo, R. & Vlček, J. (2013).** The monetary transmission mechanism in the tropics. IMF Working Paper WP/13/197.
- [09] **Boukhatem, J. & Ben Moussa, F. (2012).** L'effet de la dollarisation sur la transmission de la politique monétaire. *Revue Française d'Économie et de Gestion*, 3(1), 45-67.
- [10] **Bryson, J.M. (2018).** Strategic planning for public and nonprofit organizations (5ème éd.). Hoboken : Jossey-Bass.
- [11] **Clarida, R., Galí, J. & Gertler, M. (2022).** Monetary policy in practice. NBER Working Paper No. 30093.
- [12] **Cukierman, A. (1992).** Central bank strategy, credibility, and independence. Cambridge : MIT Press.
- [13] **Dincer, N.N. & Eichengreen, B. (2014).** Central bank transparency and independence: Updates and new measures. *International Journal of Central Banking*, 10(1), 189-253.
- [14] **FMI. (2019).** République Démocratique du Congo, Consultation au titre de l'Article IV 2019. Washington DC : FMI.
- [15] **FMI. (2022).** République Démocratique du Congo, Consultation au titre de l'Article IV 2022. Washington DC : FMI.

- [16] **FMI. (2024).** République Démocratique du Congo, Consultation au titre de l'Article IV 2024. Washington DC : FMI.
- [17] **FMI. (2024).** World Economic Outlook, Octobre 2024. Washington DC : FMI.
- [18] **Ha, J., Kose, M.A. & Ohnsorge, F. (2019).** Inflation in emerging and developing economies: Evolution, drivers, and policies. Washington DC : World Bank Group.
- [19] **Ize, A. & Levy-Yeyati, E. (2003).** Financial dollarization. *Journal of International Economics*, 59(2), 323-347.
- [20] **Johansen, S. (1988).** Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- [21] **Kahn, M. & Knight, M. (1981).** Stabilization programs in developing countries: A formal framework. *IMF Staff Papers*, 28(1), 1-53.
- [22] **Keefer, P. & Stasavage, D. (2003).** The limits of delegation: Veto players, central bank independence, and the credibility of monetary policy. *American Political Science Review*, 97(3), 407-423.
- [23] **Kibabela Polo, R. (2011).** Incidence de la politique monétaire sur le niveau général de prix en RDC. Mémoire inédit, ULK, Kinshasa.
- [24] **Kydland, F. & Prescott, E. (1977).** Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3), 473-492.
- [25] **Mintzberg, H. (1994).** The Rise and Fall of Strategic Planning. New York : Free Press.
- [26] **Misati, R.N., Nyamongo, E.M. & Kamau, A.W. (2011).** Monetary policy transmission in Kenya: Evidence from bank data. *Journal of African Economies*, 20(4), 602-631.
- [27] **Mishkin, F. et al. (2004).** Monnaies, Banques et Marchés financiers (8ème éd.). Paris : Pearson Education.
- [28] **Mishra, P., Montiel, P. & Spilimbergo, A. (2014).** Monetary transmission in low-income countries: Effectiveness and key determinants. *IMF Economic Review*, 62(2), 270-302.
- [29] **Moser, G. (1995).** The main determinants of inflation in Nigeria. *IMF Staff Papers*, 42(2), 270-289.
- [30] **Ngongo Muganza, H. (2006).** La pertinence du choix des objectifs de la politique monétaire en RDC. Mémoire inédit, UEA, Butembo.

- [31] **Pedroni, P. (2000).** Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in Econometrics*, 15, 93-130.
- [32] **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.
- [33] **Pollin, J.P. (2004).** Théorie de la politique monétaire : Esquisse d'une refondation. Conférence du président au 53e Congrès de l'AFSE.
- [34] **Quartey, P., Afful-Mensah, G. & Havi, E. (2016).** Effectiveness of monetary policy in Ghana. *International Journal of Economics and Finance*, 8(3), 124-135.
- [35] **Rogoff, K. (1985).** The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *Quarterly Journal of Economics*, 100(3), 1169-1189.
- [36] **Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M. (2022).** How important are terms-of-trade shocks? *International Economic Review*, 63(1), 261-309.
- [37] **Stiglitz, J. & Greenwald, B. (2005).** Économie monétaire : Un nouveau paradigme. Paris : Economica.
- [38] **Svensson, L.E.O. (2006).** Monetary policy and inflation forecasting. In R. Blundell et al. (Éds.), *Advances in Economics and Econometrics* (pp. 290-332). Cambridge : Cambridge University Press.
- [39] **Taylor, J.B. (1993).** Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.
- [40] **Tsasa Vangu Kimbambu, J.P. (2012).** Fondements microéconomiques de politiques économiques. Mémoire de DEA inédit, Université de Kinshasa.
- [41] **Woodford, M. (2003).** *Interest and Prices : Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton : Princeton University Press.
- [42] **Woodford, M. (2022).** Pandemic shocks, fragmented government, and monetary policy. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 112, 151-156.