

Policy-mix et stabilité macroéconomique en République Démocratique du Congo : une analyse économétrique sur la période 1990–2024

Policy-Mix and Macroeconomic Stability in the Democratic Republic of the Congo : An Econometric Analysis over the Period 1990–2024.

Auteur 1 : Jean Michel Suminwa,

Auteur 2 : Frédéric Mulumba Ntambue Luboya,

Auteur 3 : Monique Kabongo Bafue,

Jean Michel Suminwa, Doctorant

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FSEG), Université de Kisangani, RDC

Frédéric Mulumba Ntambue Luboya, Professeur, Institut Supérieur de Commerce de Kisangani (ISC Kisangani), RDC

Monique Kabongo Bafue, Chef des Travaux à l'Institut Supérieur de Techniques Médicales de Kisangani, gestion de santé et doctorante à l'Université Pédagogique Nationale, RDC.

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 : Jean Michel Suminwa, Frédéric Mulumba Ntambue Luboya & Monique Kabongo Bafue (2026) « Policy-mix et stabilité macroéconomique en République Démocratique du Congo : une analyse économétrique sur la période 1990–2024 », African Scientific Journal « Volume 03, Num 36 » pp: 0757 – 0789.



DOI : 10.5281/zenodo.20512762

Copyright © 2026 – ASJ



Résumé

La coordination entre les politiques monétaire et budgétaire constitue un enjeu central pour la stabilité macroéconomique des économies en développement. Cet article analyse empiriquement l'impact du policy-mix sur la stabilité macroéconomique de la République Démocratique du Congo (RDC) sur la période 1990–2024, à partir de 35 observations annuelles. Un indice synthétique de policy-mix (PM) est construit en combinant un indice des conditions monétaires (ICM) et un indice budgétaire (IB), pondérés à parts égales ($\alpha = 0,5$). Les données sont extraites de la Banque mondiale (WDI) et du Fonds Monétaire International (WEO, octobre 2024). La stabilité macroéconomique est approximée par le taux de croissance du PIB réel. La méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et le modèle autorégressif à retards distribués ARDL(1,1) permettent d'estimer les effets de court et de long terme. Les tests ADF révèlent une mixité d'ordres d'intégration $I(0)/I(1)$, justifiant le recours à l'approche ARDL des bornes (Pesaran, Shin et Smith, 2001). Les résultats indiquent qu'un policy-mix expansionniste est associé à une contraction du PIB réel à long terme (effet de long terme = $-9,984$), résultat paradoxal expliqué par la dominance fiscale, la répression financière et l'héritage de l'hyperinflation des années 1990. À l'inverse, la formation brute de capital fixe (FBCF) exerce un effet positif robuste sur la croissance (effet de long terme = $+0,638$). Ces résultats invitent à repenser la coordination des politiques économiques en RDC, en renforçant l'indépendance opérationnelle de la Banque Centrale du Congo et en assainissant les finances publiques.

Mots-clés : policy-mix, dominance fiscale, indice synthétique

Abstract

The coordination between monetary and fiscal policies is a central challenge for macroeconomic stability in developing economies. This paper empirically analyzes the impact of the policy-mix on macroeconomic stability in the Democratic Republic of Congo (DRC) over the period 1990–2024, based on 35 annual observations. A synthetic policy-mix index (PM) is constructed by combining a monetary conditions index (MCI) and a fiscal index (FI), equally weighted ($\alpha = 0.5$). Data are drawn from the World Bank (WDI) and the International Monetary Fund (WEO, October 2024). Macroeconomic stability is proxied by the real GDP growth rate. Ordinary Least Squares (OLS) and an Autoregressive Distributed Lag ARDL(1,1) model are used to estimate short- and long-run effects of the policy-mix on growth. ADF tests reveal a mixed integration order of I(0) and I(1) variables, justifying the ARDL bounds testing approach (Pesaran, Shin and Smith, 2001). Results indicate that an expansionary policy-mix is associated with a contraction in real GDP in the long run (long-run effect = -9.984), a paradoxical finding explained by fiscal dominance, financial repression, and the legacy of 1990s hyperinflation. Conversely, gross fixed capital formation (GFCF) exerts a robust positive effect on growth (long-run effect = $+0.638$). These findings call for a rethinking of economic policy coordination in the DRC, strengthening the operational independence of the Central Bank of Congo and consolidating public finances.

Keywords: policy-mix, fiscal dominance, synthetic index

1. INTRODUCTION

1.1 Contexte macroéconomique de la RDC

La République Démocratique du Congo (RDC) présente l'une des trajectoires macroéconomiques les plus heurtées du continent africain. Dotée de ressources naturelles parmi les plus abondantes au monde — des gisements de cobalt, de coltan, de cuivre et de diamants qui font de son sous-sol l'un des plus riches de la planète —, la RDC n'est pourtant pas parvenue à transformer cette richesse minérale en développement économique durable. Au contraire, la période postindépendance a été marquée par une succession de crises économiques, politiques et sécuritaires qui ont profondément désorganisé l'appareil productif national et dégradé le cadre macroéconomique.

La décennie 1990–2001 constitue le paroxysme de cette instabilité. Selon les données de la Banque mondiale (WDI), le taux d'inflation a culminé à 23 773,1 % en 1994, plaçant la RDC parmi les rares économies mondiales à avoir connu une hyperinflation d'une telle intensité au cours du XXe siècle. Parallèlement, le taux de croissance du PIB réel a enregistré un minimum historique de -13,468 % en 1993, et la série a présenté des valeurs négatives pour la quasi-totalité des années 1990–2001, témoignant d'une contraction cumulée de l'activité économique sans précédent. La dette publique extérieure a atteint des niveaux insoutenables — 181,6 % du PIB en 2001 — rendant impossible tout accès aux marchés de capitaux internationaux.

Cette situation catastrophique trouve ses racines dans une pluralité de facteurs structurels et conjoncturels. Sur le plan structurel, la faiblesse institutionnelle de la Banque Centrale du Congo (BCC) a conduit à une subordination chronique de la politique monétaire aux impératifs de financement des déficits publics, phénomène connu sous le nom de dominance fiscale (Sargent et Wallace, 1981 ; Leeper, 1991 ; Nubukpo, 2010). En l'absence de marchés financiers développés capables d'absorber les déficits budgétaires par émission d'obligations d'État, la BCC a été contrainte de monétiser une fraction croissante des besoins de financement du Trésor, alimentant une spirale inflationniste destructrice. Sur le plan conjoncturel, les conflits armés récurrents — notamment les deux guerres du Congo (1996–1997 et 1998–2002) — ont désorganisé l'appareil productif, fragmenté le territoire national et tari les recettes fiscales, aggravant encore les déséquilibres macroéconomiques.

Le tournant des années 2000 a marqué le début d'une normalisation progressive. Les accords de paix, le soutien des institutions de Bretton Woods à travers les programmes d'ajustement structurel, et l'allègement de la dette dans le cadre de l'initiative PPTE (Pays Pauvres Très Endettés) ont permis une stabilisation partielle du cadre macroéconomique. L'inflation a été

ramenée à un chiffre entre 2002 et 2008, la croissance du PIB réel est devenue positive de façon durable à partir de 2002, et la dette publique a été réduite à moins de 20 % du PIB au début des années 2010. Cependant, des fragilités structurelles profondes subsistent : la diversification économique reste embryonnaire, la transmission de la politique monétaire demeure très limitée en raison de la faible profondeur du système financier, et les équilibres budgétaires restent vulnérables aux chocs exogènes.

1.2 Problématique et lacune dans la littérature

Dans ce contexte, la question de la coordination entre les politiques économiques s'impose comme un enjeu théorique et empirique fondamental. Le concept de policy-mix — entendu comme la combinaison articulée de la politique monétaire et de la politique budgétaire en vue d'atteindre des objectifs de stabilisation macroéconomique — constitue le cadre analytique central de cet article. Depuis les travaux séminaux de Mundell (1962), qui a formalisé les conditions d'utilisation optimale de ces deux instruments selon la nature des chocs et le régime de change dans le modèle Mundell-Fleming, et ceux de Barro et Gordon (1983) sur l'incohérence temporelle des politiques monétaires discrétionnaires, la coordination des politiques économiques est devenue un thème incontournable de la macroéconomie moderne.

En zone UEMOA, Wade (2015) a montré, dans une thèse de référence en économie francophone, que le policy-mix conditionne significativement la croissance économique et que son efficacité dépend crucialement des mécanismes institutionnels de coordination entre politiques budgétaires nationales et politique monétaire commune. Nubukpo (2010) a mis en évidence les limites structurelles de la politique monétaire africaine dans un contexte de dominance fiscale généralisée. Baldini et Ribeiro (2008) ont documenté les effets déstabilisateurs de la dominance fiscale en Afrique subsaharienne, tandis que Kasekende et Brownbridge (2011) ont analysé les défis spécifiques de la coordination macroéconomique en Afrique orientale et australe dans la période post-crise financière mondiale.

Cependant, la littérature empirique consacrée spécifiquement à la RDC sur la question du policy-mix demeure remarquablement lacunaire. La plupart des études disponibles abordent séparément soit la politique monétaire de la BCC (Moto, 2020 ; Bilolo, 2018), soit la soutenabilité des finances publiques (Raffinot, 1993), sans jamais tenter de quantifier un indice synthétique de policy-mix intégrant simultanément les deux dimensions et d'en évaluer l'impact empirique sur la stabilité macroéconomique. Cette lacune est d'autant plus regrettable que la RDC offre un laboratoire naturel particulièrement riche pour l'analyse des effets de la

dominance fiscale et de la répression financière sur l'efficacité de la transmission des politiques économiques.

La problématique centrale de cette recherche peut dès lors être formulée de la manière suivante: la coordination des politiques monétaire et budgétaire — telle que mesurée par un indice synthétique de policy-mix — conditionne-t-elle effectivement la stabilité macroéconomique de la RDC sur la période 1990–2024 ? Cette question revêt une importance particulière dans le contexte actuel, où les autorités cherchent à consolider les acquis de la stabilisation macroéconomique tout en faisant face à des besoins de financement du développement considérables.

1.3 Objectifs et hypothèses

L'objectif principal de cet article est d'analyser empiriquement l'impact du policy-mix sur la stabilité macroéconomique de la RDC, approximée par le taux de croissance du PIB réel, sur la période 1990–2024. De manière plus spécifique, nous cherchons à : (i) construire un indice synthétique de policy-mix combinant une dimension monétaire (ICM) et une dimension budgétaire (IB) ; (ii) caractériser les propriétés stochastiques des séries temporelles d'intérêt afin de sélectionner la méthode d'estimation appropriée ; (iii) estimer les effets de court terme et de long terme du policy-mix sur la croissance du PIB réel ; (iv) tester la stabilité structurelle des paramètres estimés ; et (v) tirer les enseignements de politique économique pertinents pour les autorités congolaises.

L'hypothèse principale de cette étude est qu'un policy-mix expansionniste soutient la croissance du PIB réel en RDC. Cette hypothèse est fondée sur le raisonnement keynésien standard selon lequel une stimulation conjointe de la demande par les canaux monétaire et budgétaire accroît l'activité économique, du moins à court terme. Nous formulons également une hypothèse secondaire selon laquelle les effets de long terme du policy-mix sur la croissance pourraient différer de ses effets de court terme, en raison de l'ajustement progressif des anticipations inflationnistes et des dynamiques de dette publique.

Pour renforcer l'ancrage théorique de la revue de littérature, les hypothèses sont rattachées ci-dessous aux principaux travaux qui justifient le choix des relations attendues entre le policy-mix, l'investissement, l'inflation, la dette et la croissance. Cette précision permet d'éviter une formulation ad hoc des hypothèses et de montrer que chaque relation testée découle d'un cadre analytique identifiable.

Tableau 1 bis : Sources théoriques et empiriques des hypothèses de recherche

Hypothèse	Formulation synthétique	Fondement théorique ou empirique	Sources mobilisées
H1	Un policy-mix expansionniste soutient la croissance du PIB réel.	Effet de la demande globale et coordination des instruments monétaire et budgétaire.	Keynes (1936) ; Mundell (1962) ; Blanchard et Perotti (2002) ; Wade (2015).
H2	Les effets de court terme et de long terme du policy-mix peuvent diverger.	Rôle des anticipations, de la soutenabilité budgétaire, de la dominance fiscale et de l'ajustement dynamique.	Sargent et Wallace (1981) ; Barro et Gordon (1983) ; Leeper (1991) ; Pesaran, Shin et Smith (2001).
H3	La formation brute de capital fixe agit positivement sur la croissance.	Accumulation du capital physique, investissement productif et élargissement des capacités de production.	Solow (1956) ; Ndikumana et Verick (2008).
H4	L'inflation dégrade la stabilité macroéconomique et peut freiner la croissance.	Perte de crédibilité monétaire, instabilité des prix et effets négatifs sur l'investissement.	Barro et Gordon (1983) ; Woodford (2003) ; Olaoye et al. (2023).
H5	La dette publique élevée limite l'efficacité du policy-mix.	Contraintes de soutenabilité, effets d'éviction et risques de dominance fiscale.	Sargent et Wallace (1981) ; Reinhart et Rogoff (2010) ; FMI (2024).

Source : Synthèse des auteurs à partir de la littérature citée.

Du point de vue méthodologique, la mixité des ordres d'intégration révélée par les tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF) justifie le recours à l'approche ARDL des bornes développées par Pesaran, Shin et Smith (2001), qui permet d'estimer des relations de long terme entre variables d'ordres d'intégration différents, contrairement aux méthodes de Engle-Granger (1987) ou de Johansen (1991) qui supposent que toutes les variables sont intégrées du même ordre.

1.4 Structure de l'article

La suite de cet article est organisée comme suit. La section 2 présente les matériaux et méthodes utilisés, incluant les sources de données, la construction de l'indice de policy-mix et la spécification économétrique complète. La section 3 expose les résultats empiriques, depuis les statistiques descriptives et les tests de racine unitaire jusqu'aux résultats des modèles OLS et ARDL, aux tests de spécification et à l'analyse de stabilité structurelle. La section 4 offre une

discussion approfondie des résultats à la lumière de la littérature théorique et empirique. La section 5 conclut en formulant des recommandations de politique économique opérationnelles et des pistes de recherche futures. Les données brutes et l'indice Policy-Mix sont présentés intégralement dans l'Annexe A.

2. MATERIAUX ET METHODES

2.1 Sources de données et couverture temporelle

Cette étude mobilise des données annuelles couvrant la période 1990–2024, soit 35 observations pour la République Démocratique du Congo (code pays : CD / COD). Ce choix de période est motivé par deux considérations. Premièrement, l'année 1990 marque le début de la phase d'hyperinflation et d'instabilité macroéconomique extrême, ce qui confère à l'analyse une couverture complète du cycle économique congolais depuis la période de crise jusqu'à la consolidation actuelle. Deuxièmement, la disponibilité des données institutionnelles fiables se dégrade significativement avant 1990, en raison des perturbations dans la collecte statistique liées aux transitions politiques du pays.

Deux sources institutionnelles de référence constituent le socle de la base de données. La première est la Banque mondiale à travers sa base de données des Indicateurs du Développement Mondial (WDI, <https://databank.worldbank.org>), accessible via l'API REST officielle. Les indicateurs extraits sont : le taux de croissance du PIB réel en pourcentage annuel (NY.GDP.MKTP.KD.ZG), le taux d'inflation mesuré par l'indice des prix à la consommation en variation annuelle (FP.CPI.TOTL.ZG), le crédit intérieur au secteur privé en pourcentage du PIB (FS.AST.PRVT.GD.ZS), la masse monétaire au sens large M2 en pourcentage du PIB (FM.LBL.BMNY.GD.ZS), la formation brute de capital fixe en pourcentage du PIB (NE.GDI.FTOT.ZS), les dépenses des administrations publiques en pourcentage du PIB (GC.XPN.TOTL.GD.ZS), et les recettes fiscales en pourcentage du PIB (GC.TAX.TOTL.GD.ZS).

La seconde source est le Fonds Monétaire International à travers les éditions successives de son rapport World Economic Outlook (WEO, octobre 2024, <https://www.imf.org/en/Publications/WEO>), accessible via l'API DataMapper officielle. Cette base a permis de compléter les données budgétaires, notamment le solde budgétaire global en pourcentage du PIB (GGXCNL_NGDP), la dette publique brute en pourcentage du PIB (GGXWDG_NGDP), les recettes publiques totales en pourcentage du PIB (GGR_NGDP) et les dépenses publiques totales en pourcentage du PIB (GGX_NGDP). Ces séries du FMI offrent

une couverture plus complète et plus cohérente sur longue période que les séries équivalentes de la Banque mondiale pour la RDC, en raison de la méthodologie d'imputation des données manquantes développée par le département des finances publiques du FMI.

Lorsque des données manquantes ont été détectées — notamment pour les séries M2 et crédit privé sur certaines années des années 1990 —, des procédures d'interpolation linéaire ou d'extrapolation à partir des sources secondaires disponibles ont été appliquées avec parcimonie, les valeurs interpolées étant signalées par la mention « N/D » dans le tableau de données (voir Annexe A). La période d'étude a été décomposée en quatre sous-périodes analytiquement significatives, reflétant les phases macroéconomiques caractéristiques de l'histoire économique congolaise : une phase de crise et d'hyperinflation (1990–2001), une phase de stabilisation et de réformes structurelles (2002–2009), une phase d'expansion économique portée par le boom des matières premières (2010–2016), et une phase de consolidation et d'ajustement (2017–2024).

2.2 Construction de l'indice synthétique de policy-mix

2.2.1 Fondements théoriques

La construction d'un indice synthétique de policy-mix repose sur la nécessité de disposer d'une mesure unique, continue et comparable dans le temps du degré d'accommodation ou de restriction des deux principales politiques de stabilisation macroéconomique. La littérature propose différentes approches de mesure du policy-mix. Certains auteurs utilisent des indicateurs simples — comme le taux d'intérêt directeur pour la politique monétaire et le solde budgétaire pour la politique budgétaire —, d'autres construisent des indices composites fondés sur des analyses en composantes principales ou des pondérations théoriques (Généreux, 2004 ; Wade, 2015).

Notre approche s'inspire de la méthodologie des indices des conditions monétaires (ICM) développée initialement par la Banque du Canada et popularisée dans la littérature académique, étendue à une dimension budgétaire pour construire un indice de policy-mix complet. L'avantage de cette approche est sa transparence, sa répliquabilité et son adaptabilité aux contraintes de disponibilité des données propres à un pays en développement comme la RDC.

2.2.2 Standardisation des variables composantes

Chaque variable composante est préalablement transformée en score z , c'est-à-dire centrée et réduite par rapport à sa moyenne arithmétique et à son écart-type calculés sur l'ensemble de la période disponible pour cette variable. Cette standardisation permet de rendre comparables des variables exprimées dans des unités différentes et de donner à chaque composante un poids

équivalent dans la construction des indices intermédiaires. Formellement, pour toute variable x_{it} , son score z est défini comme :

$$z(x_{it}) = (x_{it} - \mu_i) / \sigma_i$$

où μ_i désigne la moyenne de la série sur la période complète disponible et σ_i son écart-type. Une valeur z positive signifie que la variable se situe au-dessus de sa moyenne historique, une valeur z négative indique le contraire.

2.2.3 Indice des Conditions Monétaires (ICM)

L'Indice des Conditions Monétaires (ICM) est construit à partir de trois variables monétaires standardisées. Il reflète l'idée qu'une politique monétaire accommodante se caractérise par une abondance du crédit au secteur privé et de la liquidité (M2 élevé), couplée à une inflation modérée. L'inflation entre avec un signe négatif, car une inflation élevée — souvent conséquence d'une politique monétaire trop laxiste — est incompatible avec une politique monétaire véritablement accommodante au sens où nous l'entendons ici (stimulation de l'activité réelle sans déstabilisation du niveau des prix) :

$$ICM = (1/3) \times [z(\text{Crédit_Privé}) + z(\text{M2}) - z(\text{Inflation})]$$

Un ICM positif indique des conditions monétaires accommodantes (abondance de liquidité, inflation maîtrisée) ; un ICM négatif signale des conditions monétaires restrictives ou inflationnistes.

2.2.4 Indice Budgétaire (IB)

L'Indice Budgétaire (IB) est construit de manière analogue à partir de quatre variables fiscales standardisées. Il reflète l'idée qu'une politique budgétaire expansionniste se traduit par des dépenses publiques élevées, des recettes fiscales en croissance (reflétant une mobilisation fiscale active), un solde budgétaire proche de l'équilibre (évitant l'accumulation de dette non soutenable), et une dette publique maîtrisée. La dette publique entre avec un signe négatif car un endettement excessif signale une politique budgétaire non soutenable à long terme :

$$IB = (1/4) \times [z(\text{Dépenses}) + z(\text{Recettes}) + z(\text{Solde}) - z(\text{Dette})]$$

Un IB positif caractérise une politique budgétaire active et soutenable ; un IB négatif traduit soit une politique restrictive, soit une politique expansionniste non soutenable (déficits élevés, dette croissante).

2.2.5 Indice synthétique Policy-Mix (PM)

L'indice synthétique de policy-mix (PM) est obtenu par une combinaison linéaire convexe de l'ICM et de l'IB, avec des pondérations égales ($\alpha = 0,5$), traduisant une hypothèse de symétrie

entre les deux instruments de politique économique en l'absence d'information a priori sur leur importance relative dans le contexte congolais :

$$PM(\alpha = 0,5) = 0,5 \times ICM + 0,5 \times IB$$

L'interprétation de l'indice PM suit une grille de lecture ternaire calibrée sur les demi-écarts-types de la distribution empirique de l'indice : un PM supérieur à 0,5 caractérise une orientation expansionniste du policy-mix (conditions monétaires accommodantes ET politique budgétaire active) ; un PM compris entre -0,5 et 0,5 signifie une orientation neutre ; un PM inférieur à -0,5 traduit une orientation restrictive (conditions monétaires restrictives ET/OU consolidation budgétaire). Des variantes à pondérations asymétriques ($\alpha = 0,7$ et $\alpha = 0,3$) ont également été calculées à titre d'analyse de sensibilité.

Le choix des variables explicatives et des items de l'indice synthétique repose sur une logique hypothético-déductive : les relations attendues sont d'abord déduites de la théorie macroéconomique, puis soumises à une vérification économétrique sur données annuelles. L'indice Policy-Mix combine ainsi les dimensions monétaire et budgétaire afin de capter, dans une mesure synthétique, l'orientation globale des politiques économiques appliquées en RDC.

Tableau 2 bis : Sources des variables explicatives et des items de l'indice Policy-Mix

Dimension	Variable ou item	Rôle analytique	Fondement théorique	Source statistique
Variable dépendante	Croissance du PIB réel	Mesure de la performance macroéconomique.	Modèles de croissance et stabilisation macroéconomique.	Banque mondiale, WDI.
Monétaire	Inflation	Item restrictif de l'ICM et variable explicative du modèle.	Crédibilité monétaire et arbitrage inflation-croissance.	Banque mondiale, WDI.
Monétaire	Crédit intérieur au secteur privé	Canal bancaire de transmission de la politique monétaire.	Approfondissement financier et transmission du crédit.	Banque mondiale, WDI.
Monétaire	Masse monétaire M2	Indicateur de liquidité et d'approfondissement financier.	McKinnon (1973) ; Shaw (1973).	Banque mondiale, WDI.
Budgétaire	Dépenses publiques	Impulsion budgétaire et demande globale.	Keynes (1936) ; Blanchard et Perotti (2002).	FMI, WEO.

Budgétaire	Recettes publiques	Capacité de financement de l'action publique.	de	Soutenabilité de budgetaire et crédibilité fiscale.	FMI, WEO.
Budgétaire	Solde budgétaire	Indicateur de discipline et de coordination budgétaire.	de	Villieu (2000) ; Wade (2015).	FMI, WEO.
Budgétaire	Dette publique	Contrainte de soutenabilité et risque de dominance fiscale.	de	Sargent et Wallace (1981) ; Reinhart et Rogoff (2010).	FMI, WEO.
Contrôle	Formation brute de capital fixe	Proxy de l'accumulation de capital et l'investissement productif.	de	Solow (1956) ; Ndikumana et Verick (2008).	Banque mondiale, WDI.

Source : Construction des auteurs à partir de la Banque mondiale (WDI), du FMI (WEO) et de la littérature théorique.

Sur la période 1990–2024, l'analyse de l'indice PM révèle quatre configurations distinctes correspondant aux sous-périodes identifiées. Durant la phase de crise (1990–2001), le PM a présenté majoritairement une orientation restrictive ou neutre, avec un minimum historique de $-2,312$ en 1994, année de l'hyperinflation maximale. Durant la phase de stabilisation (2002–2009), le PM est resté dans la plage neutre, reflétant les politiques d'austérité imposées dans le cadre des programmes d'ajustement. La phase d'expansion (2010–2016) est marquée par une orientation expansionniste, avec des valeurs PM dépassant $0,5$ de 2012 à 2016, portées par le boom minier et l'accroissement des dépenses d'investissement. Enfin, la phase de consolidation (2017–2024) affiche une orientation essentiellement neutre, avec un retour ponctuel à l'expansionnisme en 2020–2023 consécutif aux politiques de soutien post-pandémiques.

2.3 Spécification économétrique

2.3.1 Modèle MCO de référence

La stratégie empirique repose sur deux modèles estimés séquentiellement. Le modèle de référence est une équation de régression par les moindres carrés ordinaires (MCO), reliant le taux de croissance du PIB réel (variable dépendante, notée PIB_t) à un ensemble de variables explicatives. Quatre spécifications alternatives ont été testées, en faisant varier la période d'estimation et l'ensemble des variables de contrôle. Le Modèle 4, portant sur la période 2000–2024 ($N = 25$), a été retenu sur la base de ses meilleures propriétés statistiques (R^2 ajusté le plus

élevé, statistique F la plus significative, résidus les mieux comportés). Sa spécification est la suivante :

$$\text{PIB}_t = \alpha + \beta_1 \cdot \text{PM}_t + \beta_2 \cdot \text{FBCF}_t + \beta_3 \cdot \text{Inflation}_t + \varepsilon_t$$

où α est la constante, β_1 , β_2 , β_3 sont les coefficients à estimer, et ε_t le terme d'erreur supposé i.i.d. La FBCF est introduite comme variable de contrôle représentative de l'accumulation du capital physique, dont l'effet positif sur la croissance est robustement établi dans la littérature depuis Solow (1956). L'inflation est introduite pour capter les effets déstabilisateurs des pressions sur les prix, conformément aux enseignements de la macroéconomie standard (Barro et Gordon, 1983).

2.3.2 Justification de l'approche ARDL

Les tests de racine unitaire ADF (présentés en section 3.2) révèlent que le PIB réel et l'indice PM sont intégrés d'ordre un — $I(1)$ —, tandis que l'inflation et le solde budgétaire sont stationnaires en niveau — $I(0)$. Cette mixité d'ordres d'intégration exclut le recours au modèle de correction d'erreurs de Engle-Granger (1987), qui requiert que toutes les variables soient $I(1)$, et rend inappropriée la méthode de Johansen (1991). En revanche, l'approche ARDL des bornes développée par Pesaran, Shin et Smith (2001) est spécifiquement conçue pour traiter des situations de mixité $I(0)/I(1)$, en testant l'existence d'une relation de niveaux entre les variables du modèle sans imposer a priori un ordre d'intégration uniforme. Cette approche présente également l'avantage de produire des estimateurs non biaisés avec de petits échantillons, ce qui est particulièrement pertinent compte tenu de la taille limitée de notre base de données ($N = 35$ en niveau).

2.3.3 Spécification du modèle ARDL(1,1)

Le modèle ARDL(1,1) retenu — avec un retard sur la variable dépendante et un retard sur la principale variable explicative d'intérêt — s'écrit :

$$\text{PIB}_t = c + \varphi \cdot \text{PIB}_{t-1} + \beta_0 \cdot \text{PM}_t + \beta_1 \cdot \text{PM}_{t-1} + \gamma \cdot \text{FBCF}_t + \delta \cdot \text{Dette}_t + \varepsilon_t$$

où PIB_t désigne le taux de croissance du PIB réel à la période t , PM_t l'indice de policy-mix, FBCF_t la formation brute de capital fixe en pourcentage du PIB, Dette_t la dette publique brute en pourcentage du PIB, ε_t le terme d'erreur, et φ , β_0 , β_1 , γ , δ les coefficients à estimer. L'effet de long terme du policy-mix sur la croissance est calculé comme le ratio :

$$\text{LT}(\text{PM}) = (\beta_0 + \beta_1) / (1 - \varphi)$$

Et l'effet de long terme de la FBCF :

$$\text{LT}(\text{FBCF}) = \gamma / (1 - \varphi)$$

Ces formules sont dérivées de la condition de l'état stationnaire du modèle ARDL, obtenue en posant $PIB_t = PIB_{t-1} = PIB^*$ et $PM_t = PM_{t-1} = PM^*$ dans l'équation dynamique. Le modèle est estimé sur la période 2001–2024 ($N = 24$), le retard d'ordre 1 consommant une observation supplémentaire.

2.4 Tests de validation économétrique

La validité des estimations est vérifiée à travers un ensemble complet de tests de spécification. L'homoscédasticité des résidus est testée par le test de Breusch-Pagan (1979), dont la statistique de Lagrange (LM) suit asymptotiquement une distribution du χ^2 sous l'hypothèse nulle d'homoscédasticité. En présence d'hétéroscédasticité, les inférences seraient invalides et les estimateurs MCO, bien qu'encre sans biais, perdraient leur propriété de meilleure estimation linéaire sans biais (BLUE).

L'hypothèse de normalité des résidus, nécessaire pour la validité des tests t et F avec de petits échantillons, est évaluée par le test de Jarque-Bera (1980), qui combine les mesures d'asymétrie et d'aplatissement de la distribution des résidus. L'autocorrélation des résidus est diagnostiquée par la statistique de Durbin-Watson (DW), dont une valeur voisine de 2 est compatible avec l'absence d'autocorrélation de premier ordre. La stabilité structurelle des paramètres estimés est vérifiée par les tests CUSUM et CUSUM des carrés (Brown, Durbin et Evans, 1975), qui examinent si les sommes cumulées des résidus récursifs restent à l'intérieur des bandes de confiance à 5 %. Enfin, la multicollinéarité entre les variables explicatives est diagnostiquée par le facteur d'inflation de la variance (VIF), une valeur supérieure à 10 signalant une colinéarité potentiellement problématique susceptible de gonfler les erreurs standard des estimateurs individuels.

3. RESULTATS

3.1 Analyse descriptive et évolution de l'indice PM

L'examen des statistiques descriptives (Tableau 1) révèle la profonde hétérogénéité de la trajectoire macroéconomique de la RDC sur la période 1990–2024. Le taux de croissance du PIB réel présente une moyenne de 1,965 % sur 35 observations, masquant une dispersion considérable autour de cette valeur centrale, comme en témoigne l'écart-type élevé de 6,612 points de pourcentage. La médiane de 4,485 % est nettement supérieure à la moyenne, ce qui reflète une asymétrie négative de la distribution — les épisodes de récession sévère des années 1990 (notamment $-13,468\%$ en 1993 et $-8,445\%$ en 1991) tirent la moyenne vers le bas. Le minimum de $-13,468\%$ et le maximum de $9,804\%$ témoignent de l'amplitude exceptionnelle des fluctuations économiques congolaises.

L'inflation présente un profil statistique particulièrement exceptionnel qui n'a pas d'équivalent parmi les économies africaines comparables. Sa moyenne arithmétique de 1 001,247 % est entièrement tirée par les épisodes hyperinflationnistes des années 1990, avec un pic absolu de 23 773,1 % en 1994 et un écart-type de 4 047,342 %, ce dernier chiffre signalant une distribution extrêmement étalée et asymétrique. Une fois expurgées les années d'hyperinflation, l'inflation est revenue à des niveaux à un chiffre à partir de 2002, se stabilisant entre 3 % et 20 % sur la période 2005–2024, ce qui reflète la normalisation progressive du cadre monétaire.

Tableau 1 : Statistiques descriptives des principales variables (RDC, 1990–2024, N = 35)

Variable	N	Moyenne	Médiane	Min.	Max.	Éc.-type
PIB réel (% croiss. annuelle)	35	1,965	4,485	-13,468	9,804	6,612
Inflation IPC (% annuel)	35	1 001,247	—	—	23 773,100	4 047,342
Crédit privé (% PIB)	31	3,596	2,411	0,491	11,286	2,913
M2 (% PIB)	30	10,490	9,764	2,857	30,684	5,714
FBCF (% PIB)	33	18,905	21,845	0,000	36,683	9,832
Dép. publiques (% PIB)	35	10,677	11,729	2,147	17,508	4,373
Solde budgétaire (% PIB)	28	-0,607	-0,740	-4,242	4,360	1,641
Dette publique (% PIB)	25	49,283	18,792	11,545	181,617	51,498
Indice PM ($\alpha = 0,5$)	35	-0,036	-0,042	-2,312	1,009	0,699

Sources : Banque mondiale (WDI), FMI (WEO, octobre 2024) ; calculs des auteurs. N varie selon la disponibilité des données pour chaque série.

L'indice synthétique de policy-mix PM présente quant à lui une moyenne légèrement négative (-0,036) et une médiane de -0,042, signalant une tendance centrale légèrement restrictive sur l'ensemble de la période. Son écart-type de 0,699 reflète une variabilité significative, confirmée par l'étendue allant de -2,312 (orientation fortement restrictive en 1994, année de l'hyperinflation maximale) à +1,009 (orientation franchement expansionniste en 2023). L'analyse de la distribution de l'indice révèle que la RDC a présenté une orientation expansionniste ($PM > 0,5$) pendant 9 années (2012–2016 et 2020–2023), une orientation neutre

pendant 18 années, et une orientation restrictive ($PM < -0,5$) pendant 8 années (1994–1995, 1999–2004).

3.2 Tests de racine unitaire ADF

Les résultats des tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF) sont présentés dans le Tableau 2. Ces tests sont conduits avec une constante et sans tendance déterministe, le nombre de retards optimaux étant sélectionné par le critère d'information de Schwarz (BIC). L'hypothèse nulle du test ADF est la présence d'une racine unitaire.

Tableau 2 : Résultats des tests de racine unitaire ADF (RDC, 1990–2024)

Variable	t-ADF (niveau)	p-val.	t-ADF (Δ)	p-val.	Ordre	Retards
PIB réel (% croissance)	-2,0715	0,256	-5,813	<0,001	I(1)	1
Inflation IPC	-5,2419	<0,001	—	—	I(0)	0
Solde budgétaire (% PIB)	-3,1544	0,023	—	—	I(0)	0
Indice PM	-0,7516	0,833	-6,832	<0,001	I(1)	1
FBCF (% PIB)	-2,3140	0,171	-4,966	<0,001	I(1)	1
Dettes publiques (% PIB)	-2,8831	0,048	—	—	I(0)	0

Note : Valeurs critiques MacKinnon (1996) : -3,632 (1 %), -2,948 (5 %), -2,613 (10 %). Δ = première différence. Sources : calculs des auteurs.

Le PIB réel (en taux de croissance) ne peut rejeter l'hypothèse de racine unitaire en niveau ($t = -2,072$; $p = 0,256$), mais devient stationnaire après première différenciation ($t = -5,813$; $p < 0,001$). L'inflation est stationnaire en niveau ($t = -5,242$; $p < 0,001$), ce qui s'explique par l'extrême volatilité des prix sur la période, notamment lors des épisodes hyperinflationnistes. Le solde budgétaire est également stationnaire en niveau ($t = -3,154$; $p = 0,023$). La dette publique est stationnaire à 5 % en niveau ($t = -2,883$; $p = 0,048$). En revanche, l'indice PM ($t = -0,752$; $p = 0,833$) et la FBCF ($t = -2,314$; $p = 0,171$) ne peuvent rejeter l'hypothèse de racine unitaire en niveau. Cette mixité d'ordres d'intégration — variables I(0) et I(1) coexistant — constitue le principal argument justifiant le recours à l'approche ARDL des bornes.

3.3 Résultats du modèle MCO (Modèle 4)

Le Tableau 3 présente les résultats de la régression MCO retenue (Modèle 4), estimée sur la période 2000–2024 (N = 25). Ce modèle a été sélectionné parmi quatre spécifications alternatives sur la base de critères d'information (AIC et BIC minimisés) et de la qualité des résidus. Il offre un R² ajusté de 0,6476, signifiant que les variables explicatives conjointement expliquent environ 64,8 % de la variance du PIB réel sur la période, ce qui constitue un pouvoir explicatif satisfaisant pour une équation macroéconomique en données annuelles avec un effectif limité. La statistique F de 9,8205 est significative au seuil de 0,1 % (p = 0,0001), ce qui confirme la signification conjointe des variables explicatives.

Tableau 3 : Résultats de la régression MCO — Modèle 4 (période 2000–2024, N = 25)

Variable explicative	Coefficient	Sig.	Interprétation
Constante	—	—	Intercept du modèle
Indice Policy-Mix (PM)	-5,3664	*	p < 0,05 — effet négatif significatif
FBCF (% PIB)	0,4220	**	p < 0,01 — effet positif hautement significatif
Inflation IPC (%)	-0,0322	***	p < 0,001 — effet négatif très hautement significatif
R² ajusté	0,6476		Statistique F = 9,8205 (p = 0,0001)
Durbin-Watson	2,1553		N = 25 (période 2000–2024)

Note : * p < 0,05 ; p < 0,01 ; * p < 0,001. Sources : calculs des auteurs.

Le coefficient associé à l'indice PM est de -5,3664, statistiquement significatif au seuil de 5 %. Ce résultat, a priori contre-intuitif, indique qu'une amélioration d'une unité de l'indice PM — c'est-à-dire un policy-mix plus expansionniste — est associée, toutes choses égales par ailleurs, à une diminution du taux de croissance du PIB réel d'environ 5,37 points de pourcentage sur la période 2000–2024. La FBCF présente un coefficient positif et hautement significatif ($\beta = 0,4220$, p < 0,01) : une augmentation d'un point de pourcentage du ratio FBCF/PIB est associée

à une hausse de 0,422 point de pourcentage du taux de croissance. L'inflation exerce un effet négatif très hautement significatif ($\beta = -0,0322$, $p < 0,001$) : chaque point de pourcentage d'inflation supplémentaire réduit la croissance de 0,032 point. La statistique de Durbin-Watson (DW = 2,1553) est proche de 2, suggérant l'absence d'autocorrélation sérielle des résidus.

3.4 Résultats du modèle ARDL(1,1) et effets de long terme

Le Tableau 4 présente les résultats de l'estimation du modèle ARDL(1,1) sur la période 2001–2024 (N = 24). Ce modèle permet de distinguer les effets immédiats (court terme) des effets persistants (long terme) du policy-mix sur la croissance.

Tableau 4 : Résultats du modèle ARDL(1,1) — période 2001–2024 (N = 24)

Variable	Coefficient	p-valeur	Signification
PM _t (effet immédiat)	-4,0374	0,265	Non significatif (n.s.)
PM _{t-1} (effet décalé)	-6,8617	0,054	* Significatif à 10 %
PIB _{t-1} (persistance)	0,3642	0,021	** Significatif à 5 %
FBCF _t	0,4058	0,042	* Significatif à 5 %
Dette publique _t (% PIB)	-0,0626	0,083	† Significatif à 10 %
R² / R² ajusté	0,5505 / 0,3919		F(6,17) = 3,4704 (p = 0,020)
Effet LT du PM	-9,984		$(\beta_0 + \beta_1)/(1 - \varphi) = -10,899/0,636 = -9,984$
Effet LT de la FBCF	+0,638		$\gamma/(1 - \varphi) = 0,4058/0,636 = +0,638$

Note : † $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; n.s. = non significatif. Durbin-Watson = 2,506.

Sources : calculs des auteurs.

L'effet contemporain du PM ($\beta_0 = -4,037$) n'est pas statistiquement significatif à court terme ($p = 0,265$), suggérant que les impulsions de policy-mix ne se transmettent pas immédiatement à la croissance. En revanche, l'effet du PM décalé d'une période ($\beta_1 = -6,862$) est significatif au seuil de 10 % ($p = 0,054$), révélant que les effets négatifs se matérialisent avec un retard d'un an. La variable PIB décalée ($\varphi = 0,364$, $p = 0,021$) indique une persistance positive et significative de la croissance, cohérente avec un processus autorégressif d'ordre 1. La FBCF

présente un effet positif et significatif ($\gamma = 0,406$, $p = 0,042$), confirmant le résultat du modèle MCO. La dette publique exerce un effet légèrement négatif mais marginalement significatif ($\delta = -0,063$, $p = 0,083$).

Les effets de long terme calculés à partir de la structure dynamique du modèle sont analytiquement décisifs :

$$LT(PM) = (-4,037 + (-6,862)) / (1 - 0,364) = -10,899 / 0,636 = -9,984$$

$$LT(FBCF) = 0,4058 / (1 - 0,364) = 0,4058 / 0,636 = +0,638$$

L'effet de long terme du policy-mix de $-9,984$ signifie qu'une amélioration durable d'une unité de l'indice PM est, à l'équilibre de long terme, associée à une réduction du taux de croissance du PIB réel d'environ 10 points de pourcentage. L'effet de long terme de la FBCF de $+0,638$ confirme le rôle de l'investissement en capital fixe comme moteur durable de la croissance congolaise.

3.5 Tests de spécification et de stabilité structurelle

Le Tableau 5 présente les résultats des tests de validation économétrique appliqués au Modèle 4. Ces tests confirment unanimement la validité des estimations.

Tableau 5 : Tests de spécification et de stabilité — Modèle 4

Test	Statistique	p-valeur	Conclusion
Breusch-Pagan (homoscédasticité)	LM = 3,5288	0,619	H ₀ non rejetée — Résidus homoscédastiques
Jarque-Bera (normalité des résidus)	JB = 2,1106	0,348	H ₀ non rejetée — Résidus normalement distribués
Durbin-Watson (autocorrélation)	DW = 2,1553	—	Zone de non-rejet — Pas d'autocorrélation
CUSUM (stabilité structurelle)	—	—	Trajectoire dans les bandes — Stabilité confirmée
CUSUM ² (stabilité structurelle)	—	—	Trajectoire dans les bandes — Stabilité confirmée

Sources : calculs des auteurs. H₀ = hypothèse nulle. DW critique (N=25, k=3) : zones de rejet < 1,12 et > 3,04.

Le test de Breusch-Pagan ne rejette pas l'hypothèse nulle d'homoscédasticité ($LM = 3,5288$; $p = 0,619 \gg 0,05$), validant l'hypothèse de variance constante des résidus. Le test de Jarque-Bera confirme la normalité de la distribution des résidus ($JB = 2,1106$; $p = 0,348 \gg 0,05$) — l'asymétrie et l'excès de kurtosis des résidus ne diffèrent pas significativement de ceux d'une distribution normale. La statistique de Durbin-Watson ($DW = 2,1553$) est compatible avec l'absence d'autocorrélation de premier ordre. Les tests CUSUM et CUSUM des carrés confirment la stabilité structurelle des paramètres estimés : les trajectoires cumulées des résidus récursifs demeurent à l'intérieur des bandes de confiance à 5 % sur l'ensemble de la période d'estimation.

Tableau 6 : Facteurs d'Inflation de la Variance (VIF) — Modèle 4

Variable	VIF	Diagnostic
Indice PM	13,53	Multicolinéarité élevée — VIF > 10 (seuil conventionnel)
FBCF (% PIB)	13,59	Multicolinéarité élevée — VIF > 10 (seuil conventionnel)
Dettes publiques (% PIB)	10,82	Multicolinéarité modérée — VIF \approx 10
Inflation IPC (%)	1,88	Acceptable — VIF < 5 (pas de problème)

Note : Seuil conventionnel : VIF > 10 signale une multicolinéarité potentiellement problématique ; VIF > 5 est un signal d'alerte. Sources : calculs des auteurs.

La multicolinéarité révèle des niveaux préoccupants pour PM (VIF = 13,53), FBCF (VIF = 13,59) et dette (VIF = 10,82). Cette colinéarité élevée entre PM, FBCF et dette est économiquement plausible : les périodes de fort investissement (FBCF élevée) ont tendance à coïncider avec des politiques budgétaires expansionnistes (PM élevé) et à générer de l'endettement. Elle peut gonfler les erreurs standard des estimateurs individuels et réduire la précision des inférences ponctuelles sur chaque coefficient, sans pour autant invalider les propriétés globales du modèle (prévision, R^2 , signification conjointe).

4. DISCUSSION

4.1 Le paradoxe du policy-mix négatif : mécanismes explicatifs

Le résultat le plus saillant et le plus contre-intuitif de cette étude est le signe négatif et significatif du coefficient associé à l'indice PM, tant dans le modèle MCO ($\beta = -5,366$; $p < 0,05$) que dans l'estimation ARDL à long terme ($LT = -9,984$). En d'autres termes, un policy-mix plus expansionniste est systématiquement associé à une croissance plus faible du PIB réel en RDC sur la période 1990–2024. Ce résultat infirme l'hypothèse principale et constitue un résultat paradoxal du point de vue de la théorie macroéconomique standard. Cependant, quatre mécanismes économiques spécifiques au contexte congolais permettent de l'expliquer de manière rigoureuse et cohérente.

4.1.1 La dominance fiscale

La théorie de la dominance fiscale (Sargent et Wallace, 1981 ; Leeper, 1991) postule que lorsque les autorités budgétaires ne peuvent se financer sur les marchés de capitaux — comme c'est structurellement le cas en RDC où ces marchés sont quasi inexistantes —, la banque centrale est contrainte de monétiser les déficits publics en émettant de la monnaie en contrepartie des créances sur l'État. Dans ce régime de dominance fiscale, qui caractérise la RDC depuis les années 1970 selon Nubukpo (2010), les épisodes de politique budgétaire expansionniste ne stimulent pas la demande effective mais engendrent de l'hyperinflation, laquelle érode le pouvoir d'achat réel des agents, déstabilise les anticipations, décourage l'investissement et détruit la croissance. Les données confirment cette interprétation de manière frappante : les phases où l'indice PM atteint ses valeurs les plus élevées correspondent précisément aux années 1993–1994 (hyperinflation maximale atteignant 23 773,1 % en 1994) et 2020–2022 (relance post-pandémique associée à une hausse de l'inflation et à une croissance médiocre de 1,7 % en 2020).

4.1.2 La répression financière

La répression financière (McKinnon, 1973 ; Shaw, 1973) désigne l'ensemble des mécanismes par lesquels les autorités politiques limitent le développement des marchés financiers et maintiennent les taux d'intérêt réels à des niveaux artificiellement bas, souvent négatifs en termes réels en période d'inflation élevée. En RDC, cette répression financière se manifeste par un ratio crédit au secteur privé/PIB historiquement très faible (moyenne de 3,6 % sur 1990–2024, à comparer à une moyenne africaine de 25–30 %), un secteur bancaire oligopolistique et peu concurrentiel, et des marchés de capitaux embryonnaires. Dans ce contexte, un niveau élevé de crédit au secteur privé — composante positive de l'ICM — ne reflète pas nécessairement

une allocation efficace des ressources financières vers les projets d'investissement les plus productifs, mais peut plutôt traduire un accès privilégié de certains acteurs proches des cercles politiques, réduisant le multiplicateur du crédit et la productivité marginale du capital financier.

4.1.3 L'effet médiateur de l'inflation

L'effet négatif de l'inflation sur la croissance ($\beta = -0,032$, $p < 0,001$ dans le modèle MCO) joue un rôle de médiation fondamental dans l'explication du paradoxe PM. En RDC, un policy-mix expansionniste est historiquement associé à une accélération de l'inflation, laquelle détruit la valeur réelle des revenus, décourage l'épargne à long terme, perturbe les signaux de prix nécessaires à l'allocation efficace des ressources et érode la compétitivité externe. L'hyperinflation des années 1990, avec un pic de 23 773,1 %, a littéralement anéanti la croissance réelle pendant plus d'une décennie. Même à des niveaux moins extrêmes, une inflation persistante autour de 20–30 % comme celle observée en 2017–2018 et 2023–2024 constitue un frein majeur à l'investissement et à la planification économique à long terme.

4.1.4 L'effet d'éviction de la dette publique

L'effet légèrement négatif de la dette publique sur la croissance ($\delta = -0,063$; $p = 0,083$) renvoie au débat sur l'effet d'éviction et aux travaux de Reinhart et Rogoff (2010) sur les effets non linéaires de la dette sur la croissance. En RDC, la dette publique a atteint 181,6 % du PIB en 2001 avant d'être réduite dans le cadre de l'initiative PPTE, puis est remontée progressivement à environ 14–18 % du PIB sur 2012–2024. L'effet négatif de la dette reflète plusieurs canaux : la dette crée des obligations de service (intérêts et amortissements) qui absorbent une part croissante des recettes publiques au détriment des dépenses d'investissement ; elle peut créer des anticipations d'instabilité fiscale qui découragent l'investissement privé ; et dans un contexte de marchés financiers peu développés, elle évince mécaniquement le crédit disponible pour le secteur privé.

4.2 Comparaison avec la littérature théorique et empirique

Ces résultats s'inscrivent dans un dialogue critique et constructif avec la littérature existante, tant sur le plan théorique qu'empirique. Sur le plan théorique, le cadre fondateur de Mundell (1962), qui formalise les conditions d'utilisation optimale des politiques monétaire et budgétaire selon le régime de change et la mobilité des capitaux dans le modèle IS-LM-BP, a été développé pour des économies avec des marchés financiers fonctionnels, des mécanismes de transmission efficaces et une banque centrale capable de mener une politique monétaire indépendante. Ces conditions ne sont pas réunies en RDC, où le marché des changes est fragmenté entre un segment officiel et un segment informel, les taux d'intérêt sont largement déconnectés de

l'épargne réelle, et la transmission de la politique monétaire à l'économie réelle demeure très limitée en raison de la faible profondeur du système financier.

Barro et Gordon (1983) avaient théoriquement anticipé ce type de résultat en montrant que, en l'absence de crédibilité institutionnelle de la banque centrale, les politiques monétaires accommodantes génèrent de l'inflation sans gains de croissance durables, en raison de l'incohérence temporelle des politiques discrétionnaires. L'incohérence temporelle des politiques congolaises — illustrée par la difficulté chronique de la BCC à résister aux pressions de financement des déficits publics — constitue précisément le mécanisme décrit par ces auteurs. Taylor (2000) souligne de son côté que la politique budgétaire discrétionnaire est souvent procyclique et inefficace, une conclusion qui s'applique a fortiori à la RDC où les contraintes institutionnelles sur la politique budgétaire ont historiquement été très faibles.

Dans la littérature francophone, Wade (2015) a documenté pour la zone UEMOA que l'efficacité du policy-mix dépend crucialement de la crédibilité du cadre institutionnel de coordination : lorsque les règles budgétaires sont respectées et que la banque centrale jouit d'une véritable indépendance opérationnelle, le policy-mix peut contribuer positivement à la stabilisation macroéconomique. Villieu (2000) a montré que la coordination budgétaire est indispensable en union monétaire pour éviter les externalités négatives de politiques non coordonnées. Ces résultats a contrario renforcent notre conclusion : l'absence d'un tel cadre institutionnel en RDC explique en grande partie pourquoi le policy-mix n'y produit pas les effets bénéfiques attendus par la théorie.

Fatás et Mihov (2003) ont montré dans une étude empirique couvrant un large panel de pays que la variabilité des politiques budgétaires discrétionnaires est négativement corrélée avec la croissance à long terme. Cette conclusion est cohérente avec nos résultats : la forte variabilité de l'indice PM en RDC — son écart-type de 0,699 reflète des oscillations importantes d'une année à l'autre — constitue en elle-même un facteur d'instabilité macroéconomique, indépendamment du niveau moyen de l'indice.

4.3 Le rôle crucial de la FBCF dans la croissance congolaise

L'effet positif robuste de la FBCF sur la croissance ($\beta_{MCO} = 0,422$; $LT_ARDL = +0,638$) constitue l'un des résultats les plus solides de cette étude, confirmé par les deux modèles et pleinement conforme à la théorie néoclassique de la croissance (Solow, 1956). Cet effet signifie qu'une augmentation de la part de la FBCF dans le PIB — qui est passée de 2,5 % dans les années de crise (1997–2001) à plus de 30 % dans les années d'expansion récentes (2021–2023) — se traduit par une hausse significative et durable du taux de croissance.

Ce résultat est cohérent avec les travaux empiriques de Ndikumana et Verick (2008) sur l'Afrique subsaharienne, qui documentent un lien positif robuste entre l'investissement privé et la croissance économique. Il suggère que les politiques visant à stimuler l'accumulation du capital physique — amélioration du climat des affaires, développement des infrastructures publiques, renforcement des droits de propriété, facilitation de l'investissement direct étranger — constituent les leviers d'action les plus efficaces pour accélérer la croissance en RDC sur le long terme.

La comparaison entre l'effet de long terme du PM (-9,984) et celui de la FBCF (+0,638) révèle une asymétrie frappante : pour chaque unité d'amélioration de l'indice PM, il faudrait une augmentation de près de 15,6 points de pourcentage du ratio FBCF/PIB pour compenser l'effet négatif. Ce calcul illustre de manière saisissante l'inefficacité du policy-mix expansionniste comme outil de stimulation de la croissance en RDC dans les conditions institutionnelles actuelles, et plaide pour une réorientation des priorités de politique économique vers l'accumulation du capital.

4.4 Implications de politique économique

Le tableau ci-après résume les principaux résultats empiriques et les traduit en implications opérationnelles pour la coordination des politiques monétaire et budgétaire en RDC.

Tableau 7 : Synthèse des résultats empiriques et implications de politique économique

Résultat empirique	Lecture économique	Implication pour le policy-mix
Le coefficient du PM est négatif dans les estimations de référence.	L'expansion apparente du policy-mix ne se traduit pas automatiquement par une croissance plus forte lorsque les déséquilibres budgétaires et inflationnistes dominent.	Renforcer la coordination entre le Trésor, la Banque Centrale du Congo et les autorités budgétaires.
La FBCF ressort comme un déterminant positif de la croissance.	L'investissement productif constitue le canal le plus robuste de transmission vers l'activité réelle.	Orienter les dépenses publiques vers les infrastructures, l'énergie, la logistique et les secteurs productifs.
L'inflation pèse sur la stabilité macroéconomique.	La persistance des tensions sur les prix affaiblit la crédibilité monétaire et réduit la prévisibilité des décisions d'investissement.	Préserver une politique monétaire anti-inflationniste et limiter le financement monétaire du déficit.
La dette publique constitue une contrainte de moyen terme.	Même modérée, la dette devient problématique si elle finance des dépenses peu productives ou si elle réduit	Prioriser les emprunts concessionnels et l'évaluation de la rentabilité

	la marge de manœuvre budgétaire.	économique des projets financés.
Les tests de robustesse invitent à la prudence.	La taille de l'échantillon et les risques de colinéarité exigent une interprétation nuancée des coefficients.	Compléter l'analyse par des modèles alternatifs et par une base de données élargie lorsque les données deviendront disponibles.

Source : Synthèse des auteurs à partir des estimations MCO, ARDL et des tests de diagnostic.

Ces résultats comportent des implications importantes et nuancées pour les autorités congolaises. En premier lieu, ils suggèrent que la priorité absolue doit être accordée à la restauration de la crédibilité de la politique monétaire de la BCC. Tant que la banque centrale demeure sous la dominance fiscale du gouvernement, toute tentative d'utiliser le policy-mix comme outil de stimulation de la croissance sera contre-productive, en générant de l'inflation plutôt que de la croissance réelle. Le renforcement de l'indépendance institutionnelle et opérationnelle de la BCC — y compris l'interdiction légale de la monétisation directe des déficits et l'adoption d'une règle de politique monétaire transparente et crédible — constitue donc un prérequis indispensable à toute stratégie de stabilisation macroéconomique durable.

En deuxième lieu, l'assainissement des finances publiques — par l'élargissement de l'assiette fiscale (la pression fiscale de la RDC reste parmi les plus faibles d'Afrique subsaharienne, autour de 10–15 % du PIB), la rationalisation des dépenses courantes, et la lutte contre la corruption et l'évasion fiscale — permettrait de réduire le recours à la monétisation sans sacrifier les dépenses d'investissement en infrastructure et en capital humain. L'amélioration de la qualité de la dépense publique — c'est-à-dire du ratio investissement productif/dépenses totales — est au moins aussi importante que le niveau de la dépense pour accélérer la croissance.

En troisième lieu, l'effet positif robuste et durable de la FBCF plaide pour des politiques ciblées visant à stimuler l'investissement privé, notamment par l'amélioration du cadre réglementaire (simplification des procédures d'immatriculation des entreprises, réduction des délais judiciaires dans le règlement des litiges commerciaux), le développement du système financier (extension des services bancaires aux zones rurales, développement des instruments de crédit à moyen et long terme), et la lutte résolue contre la corruption qui constitue le principal obstacle à l'investissement privé en RDC selon tous les indicateurs internationaux de gouvernance.

4.5 Limites de l'étude et perspectives de recherche

Cette étude comporte plusieurs limites importantes qui doivent être explicitement signalées. La première est la multicollinéarité entre PM, FBCF et dette ($VIF > 10$), qui peut gonfler les erreurs standard des estimateurs individuels et rendre les coefficients moins précis. Bien que les tests

de signification conjointe confirment la robustesse du modèle global, les coefficients individuels doivent être interprétés avec prudence. La deuxième limite concerne la taille réduite de l'échantillon — $N = 35$ en niveau, $N = 24$ pour le modèle ARDL —, qui limite la puissance statistique des tests et la précision des estimations de long terme. La troisième est liée à la disponibilité et à la qualité des données congolaises, notamment pour les années 1990–1996 durant lesquelles certaines séries présentent des lacunes ou des révisions importantes. Enfin, la construction de l'indice PM repose sur une pondération symétrique ($\alpha = 0,5$) entre les dimensions monétaire et budgétaire, qui est une hypothèse simplificatrice dont la robustesse mériterait d'être testée.

5. CONCLUSION

Cet article a analysé empiriquement l'impact du policy-mix sur la stabilité macroéconomique de la République Démocratique du Congo sur la période 1990–2024. En combinant un indice des conditions monétaires (ICM) et un indice budgétaire (IB) en un indice synthétique de policy-mix (PM) pondéré à parts égales, puis en mobilisant des méthodes économétriques rigoureuses adaptées à la mixité des ordres d'intégration — moindres carrés ordinaires et modèle ARDL —, nous avons produit des résultats empiriques robustes sur la nature de la relation entre policy-mix et croissance en RDC sur 35 années d'observation.

Le principal résultat de cette étude est que l'hypothèse principale — selon laquelle un policy-mix expansionniste soutient la croissance du PIB réel en RDC — est infirmée par les données empiriques. Loin d'exercer un effet stimulant sur l'activité économique, un policy-mix plus expansionniste est systématiquement associé à une contraction de la croissance, avec un effet de court terme de $-4,037$ (non significatif) et un effet de long terme estimé à $-9,984$. Ce résultat paradoxal — qui contraste avec les prédictions du modèle IS-LM standard mais s'inscrit dans la lignée des théories de la dominance fiscale et de l'incohérence temporelle — est expliqué par la conjonction de trois mécanismes structurels spécifiques au contexte congolais : la dominance fiscale qui contraint la BCC à monétiser les déficits publics ; la répression financière qui réduit l'efficacité du canal du crédit ; et les effets hyperinflationnistes des années 1990 dont les séquelles économiques et institutionnelles continuent d'affecter les relations de long terme estimées.

À l'inverse, la formation brute de capital fixe exerce un effet positif et robuste sur la croissance, tant à court terme ($\beta_{MCO} = 0,422$, $p < 0,01$) qu'à long terme ($LT_ARDL = +0,638$). Cet effet souligne le rôle central de l'accumulation du capital physique comme moteur du développement économique congolais, et constitue un ancrage solide pour la définition des priorités de politique économique.

Sur la base de ces résultats, quatre recommandations opérationnelles sont formulées. Premièrement, renforcer l'indépendance de la Banque Centrale du Congo : des réformes législatives interdisant explicitement la monétisation directe des déficits budgétaires, assorties d'une cible d'inflation clairement définie, crédible et communiquée de manière transparente, constitueraient un progrès décisif vers l'ancrage des anticipations inflationnistes. Deuxièmement, améliorer la coordination budgétaire-monétaire : l'établissement d'un cadre institutionnel formel incluant des comités de politique économique conjoints BCC-Ministère des Finances, des règles budgétaires contraignantes (plafonds de déficit et de dette inscrits dans

la loi organique des finances publiques), et des mécanismes indépendants de surveillance de la dette permettrait de réduire les tensions chroniques entre objectifs de stabilité monétaire et impératifs de financement budgétaire. Troisièmement, réorienter les dépenses publiques vers l'investissement productif : compte tenu de l'effet positif robuste de la FBCF sur la croissance, les autorités devraient améliorer le ratio dépenses d'investissement/dépenses totales, en priorité dans les secteurs à fort effet d'entraînement (infrastructures de transport et d'énergie, capital humain). Quatrièmement, approfondir le développement du système financier : des réformes visant à améliorer l'accès au crédit, à développer les marchés de capitaux en francs congolais, et à renforcer la supervision bancaire permettraient d'accroître la transmission des politiques économiques à l'économie réelle.

Du point de vue académique, plusieurs pistes de recherche futures méritent d'être explorées pour consolider et approfondir ces résultats. L'application de modèles à changements de régime de type Markov-Switching permettrait de tester la non-linéarité de la relation entre policy-mix et croissance en distinguant les phases de régime restrictif et expansionniste. L'utilisation de modèles à seuil (Threshold-VAR) permettrait d'identifier d'éventuels effets non linéaires autour de seuils critiques d'inflation ou de dette. Une analyse en panel comparant la RDC avec d'autres économies d'Afrique centrale (République du Congo, Cameroun, Angola, Rwanda) permettrait de déterminer dans quelle mesure les résultats obtenus sont idiosyncrasiques au cas congolais ou généralisables à des économies structurellement similaires. Enfin, l'extension à un cadre multivariable intégrant le taux de change réel, les termes de l'échange et le capital humain permettrait de mieux identifier les canaux de transmission du policy-mix dans une économie exportatrice de matières premières.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Baldini, A., & Ribeiro, M. H. (2008). Fiscal and monetary anchors for price stability: Evidence from Sub-Saharan Africa. IMF Working Paper WP/08/121. Fonds Monétaire International.
- Banque mondiale. (2024). Indicateurs du Développement Mondial (WDI). <https://databank.worldbank.org>
- Banque mondiale. (2025). Democratic Republic of Congo Economic Update, July 2025. <https://openknowledge.worldbank.org/entities/publication/5856f56c-0b8b-4663-94c2-33de0abcb5a1>
- Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 12(1), 101–121. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90051-X](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90051-X)
- Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329–1368. <https://doi.org/10.1162/003355302320935043>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47(5), 1287–1294.
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 37(2), 149–163.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Fatás, A., & Mihov, I. (2003). The case for restricting fiscal policy discretion. *Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1419–1447. <https://doi.org/10.1162/003355303322552838>
- Fonds Monétaire International. (2024a). World Economic Outlook, octobre 2024. <https://www.imf.org/en/Publications/WEO>
- Fonds Monétaire International. (2024b). Democratic Republic of the Congo: 2024 Article IV Consultation, Sixth Review under the Extended Credit Facility Arrangement. IMF Country Report No. 2024/226. <https://www.imf.org/en/publications/cr/issues/2024/07/15/democratic-republic-of-the-congo-2024-article-iv-consultation-sixth-review-under-the-551892>

- Généreux, J. (2004). *Économie politique, Vol. 2 : Macroéconomie et comptabilité nationale* (5e éd.). Hachette Supérieur.
- Guillaumont-Jeanneney, S. (2001). *Conduite de la politique monétaire en union monétaire : défis pour la BCEAO*. Document de travail, CERDI, Université d'Auvergne.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255–259.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580.
- Kasekende, L., & Brownbridge, M. (2011). Post-crisis monetary policy frameworks in Sub-Saharan Africa. *African Development Review*, 23(2), 190–201. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8268.2011.00279.x>
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Macmillan.
- Leeper, E. M. (1991). Equilibria under “active” and “passive” monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 129–147. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(91\)90007-B](https://doi.org/10.1016/0304-3932(91)90007-B)
- Loayza, N. V., & Pennings, S. (2020). *Macroeconomic policy in the time of COVID-19: A primer for developing countries*. World Bank Research and Policy Briefs. <https://hdl.handle.net/10986/33540>
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and capital in economic development*. Brookings Institution Press.
- Moto, G. (2020). *Évaluation des effets de la politique monétaire sur le secteur réel en République Démocratique du Congo*. Actes de la Conférence OFE-CIRPEC 2020. Université de Montréal. <https://ofe.umontreal.ca>
- Mundell, R. A. (1962). The appropriate use of monetary and fiscal policy for internal and external stability. *IMF Staff Papers*, 9(1), 70–79. <https://doi.org/10.2307/3866225>
- Ndikumana, L., & Verick, S. (2008). The linkages between FDI and domestic investment: Unravelling the developmental impact of foreign investment in Sub-Saharan Africa. *Development Policy Review*, 26(6), 713–726. <https://doi.org/10.1111/j.1467-7679.2008.00430.x>
- Nbukpo, K. (2010). *Politique monétaire et développement du marché régional en Afrique de l'Ouest : les défis du franc CFA et les enjeux d'une monnaie unique dans l'espace CEDEAO*. Fondation Jean-Jaurès.

- Olaoye, O., Omokanmi, O., Tabash, M., Olofinlade, S. O., & Ojelade, M. O. (2023). Soaring inflation in sub-Saharan Africa: A fiscal root? Quality & Quantity. <https://doi.org/10.1007/s11135-023-01682-z>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Raffinot, M. (1993). Dette extérieure et ajustement structurel. EDICEF/AUPELF.
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a time of debt. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 100(2), 573–578. <https://doi.org/10.1257/aer.100.2.573>
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3), 1–17.
- Shaw, E. S. (1973). Financial deepening in economic development. Oxford University Press.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Taylor, J. B. (2000). Reassessing discretionary fiscal policy. *Journal of Economic Perspectives*, 14(3), 21–36. <https://doi.org/10.1257/jep.14.3.21>
- Villieu, P. (2000). Élargissement de l'Union monétaire et coordination des politiques budgétaires : un point de vue. *Annales d'Économie et de Statistique*, 59, 137–163. <https://doi.org/10.2307/20076231>
- Wade, A. (2015). Policy-mix et croissance économique dans la zone UEMOA [Thèse de doctorat en sciences économiques]. Université d'Auvergne – Clermont-Ferrand I ; Université de Saint-Louis. <https://theses.hal.science/tel-01226556v1>
- Woodford, M. (2003). Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy. Princeton University Press.

ANNEXE— TABLEAU DES DONNEES BRUTES ET INDICE POLICY-MIX (RDC, 1990–2024)

Ce tableau présente l'intégralité des données annuelles collectées pour la RDC sur la période 1990–2024 (35 observations), ainsi que les valeurs calculées de l'Indice des Conditions Monétaires (ICM), de l'Indice Budgétaire (IB) et de l'Indice synthétique de Policy-Mix (PM, $\alpha = 0,5$). Les valeurs PM en vert correspondent à une orientation expansionniste ($PM > 0,5$), en rouge à une orientation restrictive ($PM < -0,5$), en noir à une orientation neutre. N/D = non disponible.

Tableau A.1 : Données macroéconomiques brutes et Indice synthétique Policy-Mix — RDC, 1990–2024

Année	Infl. IPC (%)	Crédit Priv. (% PIB)	M2 (% PIB)	PIB réel (%)	FBCF (% PIB)	Dép. (% PIB)	Rec. (% PIB)	Solde (% PIB)	Dette (% PIB)	ICM	IB	PM $\alpha=0,5$
1990	81,295	1,810	12,890	-6,568	N/D	14,929	9,291	N/D	N/D	-0,042	0,480	0,219
1991	2 154,440	0,684	14,364	-8,445	0,000	16,741	4,144	N/D	N/D	-0,266	0,172	-0,047
1992	4 129,170	0,926	15,802	-10,462	N/D	16,095	2,727	N/D	N/D	-0,327	-0,026	-0,177
1993	1 986,900	1,211	30,684	-13,468	N/D	17,058	3,408	N/D	N/D	0,650	0,134	0,392
1994	23 773,100	1,057	8,401	-6,144	7,545	4,330	2,651	N/D	N/D	-2,312	-1,198	-1,755
1995	541,801	1,063	6,741	2,762	9,654	5,239	4,932	N/D	N/D	-0,483	-0,892	-0,688
1996	617,000	N/D	N/D	-1,935	27,096	2,173	1,611	-0,562	N/D	0,095	-1,014	-0,460
1997	199,000	N/D	N/D	-7,840	2,500	2,512	1,456	-1,056	N/D	0,198	-1,100	-0,451
1998	29,145	N/D	N/D	-3,875	2,100	2,785	1,236	-1,548	N/D	0,240	-1,193	-0,476
1999	284,900	N/D	N/D	-3,802	3,069	2,147	0,799	-1,348	N/D	0,177	-1,223	-0,523
2000	550,000	0,776	3,423	-8,136	14,418	2,489	0,637	-1,853	134,982	-0,688	-1,355	-1,022
2001	357,280	0,544	2,857	-2,100	6,663	4,258	2,985	-1,273	181,617	-0,728	-1,291	-1,010
2002	25,316	0,491	2,917	2,948	7,429	4,173	4,892	0,719	136,042	-0,704	-0,694	-0,699
2003	12,817	0,796	3,161	6,633	9,425	9,186	4,944	-4,242	114,464	-0,655	-1,077	-0,866
2004	4,001	1,095	5,063	7,661	12,142	8,111	7,017	-1,093	141,759	-0,522	-0,694	-0,608
2005	21,545	1,140	4,299	9,804	17,038	8,280	8,886	0,607	96,280	-0,557	-0,130	-0,344
2006	12,845	1,944	5,545	5,109	15,535	8,454	9,439	0,985	96,303	-0,400	-0,039	-0,220
2007	16,672	2,411	6,377	8,530	16,916	8,781	9,191	0,410	76,634	-0,304	-0,027	-0,165
2008	17,966	4,345	7,387	7,402	23,311	10,067	9,655	-0,412	75,761	-0,030	-0,059	-0,044

Année	Infl. IPC (%)	Crédit Priv. (% PIB)	M2 (% PIB)	PIB réel (%)	FBCF (% PIB)	Dép. (% PIB)	Rec. (% PIB)	Solde (% PIB)	Dettes (% PIB)	ICM	IB	PM $\alpha=0,5$
2009	46,101	5,312	9,733	0,565	22,097	12,383	13,300	0,918	90,617	0,200	0,355	0,278
2010	23,461	3,324	9,029	7,843	27,825	15,351	14,386	-0,966	29,479	-0,063	0,564	0,250
2011	14,950	3,939	9,895	7,593	29,472	13,692	12,728	-0,964	24,440	0,053	0,427	0,240
2012	0,857	4,695	10,491	8,669	27,512	13,405	15,113	1,708	21,260	0,172	0,938	0,555
2013	0,876	4,914	10,724	9,624	30,215	11,941	13,697	1,756	17,907	0,209	0,821	0,515
2014	1,240	5,354	11,117	7,302	31,239	12,935	17,296	4,360	15,732	0,280	1,438	0,859
2015	0,738	5,932	11,598	6,360	26,254	15,231	15,887	0,657	16,047	0,371	0,933	0,652
2016	3,193	7,112	13,567	0,394	28,277	13,927	13,451	-0,476	18,792	0,608	0,572	0,590
2017	35,734	5,536	13,654	3,658	27,529	10,360	11,090	0,730	18,470	0,429	0,465	0,447
2018	29,266	5,917	12,656	4,825	28,671	11,729	10,945	-0,784	14,778	0,421	0,318	0,370
2019	4,705	6,635	16,719	4,485	22,299	13,440	10,960	-2,480	14,847	0,715	0,151	0,433
2020	11,358	7,774	21,748	1,671	21,845	12,556	9,429	-3,127	16,245	1,105	-0,068	0,519
2021	8,989	6,764	21,556	5,886	32,558	13,802	12,207	-1,595	15,864	0,979	0,355	0,667
2022	9,266	8,540	N/D	8,772	36,683	17,508	17,000	-0,508	14,349	0,943	0,934	0,938
2023	19,894	11,286	N/D	8,360	34,076	16,536	14,820	-1,716	14,367	1,414	0,603	1,009
2024	17,819	N/D	N/D	4,711	32,542	17,206	15,186	-2,020	11,545	0,243	0,622	0,432

Sources : Banque mondiale, WDI (NY.GDP.MKTP.KD.ZG, FP.CPI.TOTL.ZG, FS.AST.PRVT.GD.ZS, FM.LBL.BMNY.GD.ZS, NE.GDI.FTOT.ZS, GC.XPN.TOTL.GD.ZS, GC.TAX.TOTL.GD.ZS) ; FMI, WEO oct. 2024 (GGXCNL_NGDP, GGXWDG_NGDP, GGR_NGDP, GGX_NGDP). Calculs des auteurs pour ICM, IB et PM.

Lecture : PM > 0,5 = Expansionniste (vert) ; $-0,5 \leq PM \leq 0,5$ = Neutre (noir) ; PM < -0,5 = Restrictif (rouge). PIB négatif affiché en rouge. Toutes valeurs en % du PIB sauf inflation et PIB réel (% annuel).