

Analyse de la composition des dépenses publiques et la soutenabilité budgétaire en République Démocratique du Congo : Modèle dynamique ARDL et le test de cointégration aux bornes de (Pesaran, et al., 2001)

Analysis of the composition of public expenditure and budgetary sustainability in the Democratic Republic of Congo: ARDL dynamic model and cointegration test at the boundaries (Pesaran et al., 2001).

Auteur 1 : NDOMBI PUNDA Elvis.

Auteur 2 : KALONJI TSHIPAMBA Georges.

Auteur 3 : MIBILA KIMUYA Junior.

NDOMBI PUNDA Elvis, Economiste, Assistant à l'Université du Kwango en République démocratique du Congo. DEA en Sciences économiques, Université de Kinshasa

KALONJI TSHIPAMBA Georges, Economiste, Assistant à l'Université de Kinshasa en République démocratique du Congo. DEA en Sciences économiques, Université de Kinshasa

MIBILA KIMUYA Junior, Economiste, Assistant à l'Institut Supérieur Pédagogique de GUNGUUniversité du Kikwit en République démocratique du Congo. DEA en Sciences économiques, Université de Kinshasa

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

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

Pour citer cet article : NDOMBI PUNDA .E, KALONJI TSHIPAMBA .G & MIBILA KIMUYA .J (2026). « Analyse de la composition des dépenses publiques et la soutenabilité budgétaire en République Analyse de la composition des dépenses publiques et la soutenabilité budgétaire en République Démocratique du Congo : Modèle dynamique ARDL et le test de cointégration aux bornes de (Pesaran, et al., 2001) », African Scientific Journal « Volume 03, Num 34 » pp: 0855 – 0892.



DOI : 10.5281/zenodo.18695763
Copyright © 2026 – ASJ



Résumé

La soutenabilité des finances publiques constitue un enjeu majeur de la conduite de la politique budgétaire, en particulier dans les économies en développement confrontées à des contraintes structurelles persistantes. En République Démocratique du Congo (RDC), elle s'impose comme un indicateur central de la performance budgétaire de l'État et comme un critère déterminant dans l'évaluation des politiques macroéconomiques par les institutions financières internationales. La présente étude examine la soutenabilité budgétaire à travers l'analyse des interactions dynamiques entre les recettes et les dépenses publiques, en accordant une attention particulière au rôle de la structure et de la composition des dépenses. L'approche empirique mobilise un modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL), appliqué à des données annuelles couvrant la période 2002–2024, ce qui permet de distinguer les effets de court et de long terme tout en testant l'existence d'une relation de cointégration entre les variables budgétaires. Les résultats mettent en évidence la stationnarité du solde budgétaire et confirment l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre les recettes et les dépenses publiques. Ils révèlent par ailleurs une rigidité marquée des dépenses publiques à court terme, contrastant avec les effets favorables d'un assainissement budgétaire soutenu sur l'équilibre des finances publiques à long terme. Ces constats soulignent la nécessité de renforcer la qualité de la gestion budgétaire, notamment par une meilleure maîtrise des dépenses, une priorisation accrue des investissements productifs et un élargissement durable de l'assiette fiscale. En définitive, la soutenabilité des finances publiques en RDC ne saurait reposer uniquement sur des ajustements conjoncturels, mais requiert une stratégie globale fondée sur des réformes structurelles, une planification budgétaire rigoureuse et une coordination renforcée des politiques économiques.

Mots clés : Soutenabilité budgétaire, Finances publiques, Dépenses publiques, Recettes publiques, Politique budgétaire, Modèle ARDL, République Démocratique du Congo

Abstract

The sustainability of public finances is a major challenge in conducting fiscal policy, particularly in developing economies facing persistent structural constraints. In the Democratic Republic of Congo (DRC), it is a key indicator of government fiscal performance and a determining factor in the evaluation of macroeconomic policies by international financial institutions. This study examines fiscal sustainability through the analysis of dynamic interactions between public revenues and expenditures, paying particular attention to the role of the structure and composition of expenditures. The empirical approach uses an autoregressive lag model (ARDL), applied to annual data covering the period 2002–2024, which allows for the distinction between short- and long-term effects while testing for the existence of a cointegrating relationship between budgetary variables. The results highlight the stationarity of the budget balance and confirm the existence of a long-term equilibrium relationship between public revenues and expenditures. They also reveal a marked rigidity in short-term public spending, contrasting with the favorable effects of sustained fiscal consolidation on long-term public finance balance. These findings underscore the need to strengthen the quality of budget management, particularly through better expenditure control, increased prioritization of productive investments, and a sustainable broadening of the tax base. Ultimately, the sustainability of public finances in the DRC cannot rely solely on short-term adjustments but requires a comprehensive strategy based on structural reforms, rigorous budget planning, and enhanced coordination of economic policies.

Keywords: Fiscal sustainability, public finances, public expenditure, public revenue, ARDL model, Democratic Republic of Congo.

Introduction

L'amélioration du bien-être social de la population reste l'objectif majeur de chaque stratégie de développement qu'elle soit économique ou sociale. Cette finalité n'est réalisable qu'avec un taux de croissance économique élevé entraînant ainsi une augmentation de déficit public¹.

Face à ce problèmes, l'Etat doit financer ses dépenses en faisant appel à des multiples choix de financement, parmi ces sources on trouve le financement fiscal, ce mode reste inefficace dans la mesure où il entraine un déplacement des fonds des investisseurs en dehors de l'économie suite à l'augmentation des prélèvements obligatoires (impôts et cotisation sociale) et par conséquent une baisse de la richesse nationale. (BENYACOUB B., 2021)

Le concept de soutenabilité est alors utile, car il est dynamique : une dette publique sera jugée soutenable si, compte tenu de la politique publique prévue ou prévisible, l'État ne risque pas de se trouver face à un problème d'insolvabilité ou face à une obligation d'ajustement irréaliste des finances publiques (FMI, 2002). Cette condition, qui n'implique pas nécessairement un solde budgétaire à l'équilibre, se traduit mathématiquement par une dette publique qui doit être égale à la somme actualisée des excédents budgétaires futurs hors intérêts de la dette.

La question de la soutenabilité budgétaire, telle qu'elle se pose dans de nombreux pays en développement, à l'instar de la République Démocratique du Congo (RDC), constitue un enjeu majeur de politique économique. Dans un contexte caractérisé par des déficits budgétaires récurrents, une forte dépendance aux ressources naturelles et une vulnérabilité accrue aux fluctuations des prix des matières premières, il apparaît indispensable d'analyser les mécanismes qui gouvernent les interactions entre les recettes et les dépenses publiques. Les théories économiques, notamment celles issues de l'approche keynésienne, soutiennent que le recours à des politiques budgétaires déficitaires peut stimuler la croissance économique ; toutefois, les effets et les implications de cette stratégie à long terme soulèvent d'importantes interrogations.

Bien que plusieurs études aient tenté d'établir un lien de causalité entre recettes et dépenses, peu d'entre elles se sont penchées sur la rapidité d'ajustement de l'économie congolaise en réponse à des chocs budgétaires. Analyser cette dynamique temporelle est fondamental pour évaluer la solidité de la soutenabilité budgétaire et déterminer la capacité de l'économie à retrouver un équilibre après perturbation. (Manasse, 2025)

¹ BENYACOUB. B & ES-SALMANI. M (2021) « Modélisation ARDL, test de cointégration aux bornes pour la vérification de la soutenabilité de la dette publique au Maroc », Revue Internationale du Chercheur « Volume 2 : Numéro 4 » pp : 1 - 24

Une politique budgétaire est soutenable si elle assure à terme la solvabilité de l'Etat, c'est-à-dire si elle garantit que la dette ne croîtra pas dans des proportions excessives (telles que l'Etat ne puisse plus assurer son remboursement). Cette définition admet donc des déséquilibres importants du solde budgétaire, mais à condition qu'ils ne soient pas systématiques, ou qu'ils soient alors compensés par des excédents futurs suffisants². Quand la politique budgétaire n'est pas soutenable, elle apparaît essentiellement comme un signal, auprès des prêteurs potentiels, que l'Etat ne sera pas apte à rembourser sa dette in fine. La contrainte que représente la soutenabilité ne joue donc pas de façon directe sur le comportement de l'Etat, mais par le biais du refus des agents privés de lui prêter davantage au taux d'intérêt en vigueur.

Par ailleurs, l'absence de soutenabilité n'implique pas une banqueroute assurée de l'Etat. Celui-ci peut, bien sûr, procéder à des ajustements permettant le retour à une situation soutenable : il peut pour cela accroître son niveau d'imposition ou réduire ses dépenses, voire provoquer, par émission monétaire, une inflation réduisant la valeur réelle de sa dette. (Jondeau, 2018)

Dans ce contexte, plusieurs interrogations pertinentes se posent, notamment celle de savoir si les finances publiques sont soutenables sur la période considérée, ainsi que celle de l'existence éventuelle d'une relation de long terme entre les recettes et les dépenses publiques.

Ainsi, cette étude voudrait faire l'analyse de la composition des dépenses publiques et la soutenabilité budgétaire en République Démocratique du Congo de 2002 à 2024 : Modèle dynamique ARDL et le test de cointégration aux bornes de Pesaran, et al., 2001 ; dans le but de d'évaluer la soutenabilité budgétaire de la RDC par une analyse empirique (via un modèle ARDL/ECM et le test de Bohn.) et analyser les interactions entre l'efficacité la composition des dépenses publiques et la soutenabilité budgétaire.

L'objectif principal de cette étude est ainsi d'identifier, de mesurer et de valider ces relations à partir d'observations statistiques, dans une logique de vérification d'hypothèses. Par ailleurs, hormis l'introduction et la conclusion, elle se structure par la revue de la littérature, les conditions de soutenabilité budgétaire, le cadre méthodologique et l'analyse des résultats et discussion.

² Jondeau Éric. La soutenabilité de la politique budgétaire. In: *Économie & prévision*, n°104, 1992-3, p1

1. Revue de la littérature

Dans leur article Nautet et ali³ relèvent que contrairement aux effets de court terme, les effets à long terme d'un assainissement budgétaire qui permet d'assurer la soutenabilité des finances publiques, sont indéniablement positifs".

Paul et Pivot (2006) ont montré que la maîtrise de la croissance des dépenses publiques était un facteur clé pour des finances publiques saines. Ils ont expliqué que les politiques budgétaires mises en œuvre dans les pays européens mettaient, de plus en plus, l'accent sur la maîtrise de la croissance des dépenses publiques.

Blanchard et coll. (2010) ont proposé une définition contemporaine de la soutenabilité budgétaire. Essentiellement, ils ont défini le concept comme étant de savoir si, en poursuivant la politique budgétaire actuelle à long terme, un gouvernement se dirige vers un endettement excessif. Ils ont démontré, en général, qu'une condition nécessaire pour la soutenabilité à long terme est que la valeur actualisée des excédents budgétaires primaires annuels (soldes de fonctionnement) soit suffisante pour rembourser l'encours actuel de la dette publique. Alors que la formalisation théorique des liens entre l'accumulation du capital dans les secteurs public et privé ne pose pas de problème, il est souvent très difficile d'en entreprendre des vérifications empiriques⁴. Ils ont défini un « taux d'imposition durable », mesuré comme étant le poids des recettes fiscales en proportion du PIB qui, s'il est constant, permettrait d'atteindre un ratio dette/PIB inchangé sur l'horizon de long terme, compte tenu de la structure fiscale, des tendances démographiques et d'autres variables.

Pour Agénor (2012), *les règles de recettes* imposent typiquement des plafonds ou des planchers sur les recettes de l'Etat et ont pour but, soit d'accroître les ressources fiscales, soit d'éviter une pression fiscale excessive. Elles ont souvent été introduites pour protéger certaines dépenses jugées prioritaires en réaffectant certains impôts à des secteurs spécifiques. Exprimées en termes absolus, ces règles peuvent se révéler difficiles à mettre en œuvre, du fait que les recettes fluctuent significativement avec le cycle des activités économiques. Dans une économie en

³ Nautet, M., Schoonackers, R. et Van Meensel, L., « Les dépenses publiques constituent-elles la clé d'un assainissement réussi ? », in *Revue Économique de la BNB*, juin 2004, pp. 31-47.

⁴ Voir à cet effet [1] Aschauer, D., « *Public investment and productivity growth in the Group of Seven* », *Economic Perspectives*, Vol. 13(5), 1989, pp. 17-25. ; [2] Aschauer, D., « *Is public expenditure productive ?* », *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, 1989, pp.177-200. ; [3] Aschauer, D. et Ulrich, L., « *Public Investment and Economic Growth in Mexico* », *Policy Research Working Paper*, N° 1964, The World Bank, août, 1998 ; [4] Munnell, A.H., « *Is there a shortfall in public capital investment? An overview* », *Conference Series*, Federal Reserve Bank, Boston, Vol. 34, 1990, pp. 3-22 ; [5] Gupta, S., Plant, N., Clements, B., Dorsey, T., Baldacci, E., Inchauste, G., Tareq, S. et Thacker, N., « *Is the PRGF Living Up to Expectations ?* », *IMF Occasional Paper* No. 216, International Monetary Fund, Washington, 2002.

développement, elles peuvent se révéler particulièrement utiles pour gérer les recettes exceptionnelles associées aux fluctuations des prix des matières premières, notamment lorsqu'elles imposent une allocation de ces recettes à un fonds de stabilisation.

Alhouseyni et Traoré (2021), La politique budgétaire est soutenable lorsqu'elle parvient à couvrir la dette actuelle par des surplus futurs sans changement majeur c'est à dire sans ajustement fiscal significativement plus important que ceux constatés par le passé. En plus, une politique budgétaire soutenable ne doit pas conduire à une accumulation excessive de la dette publique et exclut tout recours à un « jeu à la Ponzi » (Alhouseyni, 2021). La soutenabilité caractérise donc une politique budgétaire particulière du gouvernement, ainsi que ses répercussions futures.

Selon Jondeau (1992) cité par Alhouseyni et Traoré (2021), deux cas de figures peuvent interpréter la soutenabilité des dépenses publiques : (i) lorsque le taux d'intérêt nominal de la dette publique est supérieur au taux de croissance nominal, la condition de soutenabilité exige un taux de couverture complet des recettes aux dépenses. Autrement dit, la réalisation d'un solde budgétaire primaire non négatif. (ii) lorsque l'économie accomplit un taux de croissance supérieur au taux d'intérêt de la dette, le critère de soutenabilité peut accepter un certain niveau de déficit primaire à condition qu'il ne dépasse pas une valeur de seuil⁵ du ratio stable de la dette par rapport au PIB qui s'écrit : $dt = -[(r-n)/(1+n)] * b_t$.

MOTO KOSARADE et TANDU SAVA (2025) ont exploré la dynamique entre les recettes et les dépenses publiques en République Démocratique du Congo (RDC) durant la période 1992-2023, en se basant sur le modèle ARDL ainsi que le test de cointégration. Les résultats obtenus montrent qu'il existe une relation significative à long terme entre ces deux éléments, assortie d'un mécanisme d'ajustement à court terme. Les tests de stationnarité, y compris le test ADF, indiquent que les séries deviennent stationnaires après une différenciation de premier ordre. Par ailleurs, les résultats obtenus mettent en évidence une causalité bidirectionnelle entre les recettes et les dépenses, validant le concept de synchronisation fiscale et illustrant la dépendance des recettes vis-à-vis des fluctuations des prix des matières premières. Bien que des signes de soutenabilité budgétaire soient observés, la situation demeure fragile, s'appuyant davantage sur des ajustements réactifs que sur une planification proactive. Ces conclusions

⁵ Jondeau E. 1992. La soutenabilité de la politique budgétaire. In Economie et Prévision. n°104. P.2.

soulignent la nécessité de mettre en œuvre des réformes structurelles pour optimiser la gestion budgétaire en RDC et renforcer la résilience économique face aux chocs exogènes.

a. Faiblesse structurelle des recettes et contraintes sur la composition

Mati, P. (2015) - "Dépendance aux Ressources Naturelles et Instabilité Budgétaire en RDC" : Montre comment la volatilité des recettes minières (cuivre, cobalt) provoque une exécution budgétaire erratique, avec des coupes fréquentes sur les dépenses d'investissement pour préserver les dépenses courantes, notamment la masse salariale, nuisant à la soutenabilité à long terme.

Fonds Monétaire International (FMI) - Rapports Annuels Article IV (série 2010-2023) : Documente régulièrement le faible ratio recettes/PIB (souvent < 10%) comme premier frein à toute politique de dépense ambitieuse. Le FMI souligne que l'amélioration de la soutenabilité passe d'abord par une mobilisation des recettes pour financer des dépenses prioritaires sans dérive de la dette.

Mushi, F. (2017), La Masse Salariale du Secteur Public en RDC : Dynamique et Soutenabilité*** : Étude quantitative montrant que la masse salariale absorbe une part excessive (parfois > 40%) des dépenses primaires, grévant les capacités d'investissement. Il identifie le "ghost workers" et les promotions non contrôlées comme des facteurs clés de cette rigidité à la baisse.

b. Investissements publics : faible qualité et impact sur la croissance

Bureau d'Études Stratégiques (BEST-RDC, 2021), Analyse du Taux d'Exécution des Investissements Publics : Constate que le taux d'exécution physique et financier des projets d'investissement est structurellement faible (<50%), en raison de la faiblesse des études préalables, de la fragmentation des projets, et des procédures lourdes. Cela mine l'effet potentiellement positif des dépenses en capital sur la croissance. Généralement, l'idée suivant laquelle l'investissement public est positivement lié à la croissance économique réelle, est souvent acceptée à tort ou à raison⁶.

Mukoko, B. (2016) - "Infrastructures en RDC : le Gap de Financement et le Rôle des Partenariats Public-Privé : Soutient que la soutenabilité budgétaire ne pourra être atteinte sans une réorientation vers des projets d'infrastructure à haut rendement économique (énergie, transport) et un recours accru au PPP pour compléter des finances publiques limitées.

⁶ Aschauer, D. et Lächler, U, « *Public Investment and Economic Growth in Mexico* », Policy Research Working Paper N° 1964, The World Bank, August 1998.

c. Dette publique et soutenabilité : le risque de détournement

Mélara, J.D. & Mvuezolo, P. (2020), Dynamique de la Dette Publique en RDC dans le Cadre de l'Initiative PPTE : Retracer comment l'allègement de la dette obtenu via l'initiative PPTE a été rapidement suivi d'une reprise de l'endettement, parfois pour financer des dépenses courantes ou des projets peu rentables, remettant en cause les gains de soutenabilité.

Cellule d'Analyses des Indicateurs de Développement (CAID, 2023), Rapport sur la Soutenabilité de la Dette : Met en garde contre les risques liés aux prêts non concessionnels et aux garanties publiques octroyées à des projets d'infrastructure, qui alourdissent la charge future potentielle sans garantie de retour sur investissement.

Monga, C. (2017), L'Économie Politique du Budget en RDC : Adopte une approche politiste pour expliquer la composition des dépenses. Il argue que le budget sert souvent à consolider des alliances politiques (via des emplois publics, des marchés) plutôt qu'à maximiser le bien-être collectif, ce qui compromet fondamentalement la soutenabilité.

2. Conditions de soutenabilité budgétaire

a) Condition de transversalité

Trehan et Walsh (1988, 1991) ont établi qu'une condition suffisante à la soutenabilité est que le surplus budgétaire total soit intégré d'ordre zéro (0), $I(0)$. Le déficit budgétaire ne va pas croître sans limite, et que le déficit actualisé va converger asymptotiquement vers zéro (0). La convergence du déficit actualisé est équivalente à la satisfaction de la condition de transversalité. Ainsi, il s'agit de tester l'existence de racine unitaire sur les séries de recettes publiques et de dépenses publiques totales. Si ces dernières sont intégrées d'ordre zéro, alors le surplus budgétaire total est aussi intégré d'ordre zéro (0), la condition de transversalité est satisfaite, et la politique budgétaire est soutenable. Toutefois, en général, nous devons nous attendre à ce que les recettes et les dépenses publiques totales ne soient pas intégrées d'ordre zéro (0). De ce fait, la stationnarité du surplus budgétaire total doit être étudiée. Ainsi, selon Trehan et Walsh, si le surplus primaire est stationnaire, la politique budgétaire est soutenable⁷. La stationnarité du surplus budgétaire est une condition suffisante pour la soutenabilité. Hakkio et Rush (1991) ont suggéré qu'une condition nécessaire et suffisante pour la satisfaction des conditions de la soutenabilité budgétaire, est l'existence d'une relation de cointégration entre les recettes et les dépenses publiques totales avec le vecteur de cointégration $(1, -b)$, avec $0 < b \leq 1$. Si b est égal à 1, nous obtenons la condition de Trehan et Walsh selon laquelle le surplus

⁷ Achouche Mohamed & Kaci Said (2016), Soutenabilité à long terme des dépenses publiques en Algérie, pp 1-14

budgétaire est intégré d'ordre zéro (0), I(0). Si $b < 1$, le déficit budgétaire est intégré d'ordre 1, I(1). L'existence d'une relation de cointégration entre les dépenses et les recettes publiques avec le vecteur de cointégration (1, -1) devient donc une condition nécessaire à la soutenabilité de la politique budgétaire.

b) Carmela Quintos (1995) et condition de soutenabilité budgétaire

Quintos (1995) qualifie la conclusion de Trehan et Walsh (1991) comme décrivant une situation de soutenabilité forte, contrairement à une situation possible de soutenabilité faible. En effet, selon cet auteur, il n'est pas nécessaire que la dette publique soit stationnaire en différence première pour que la condition de transversalité soit satisfaite. Selon Quintos, si B_t est un processus intégré d'un ordre fini d , le facteur d'actualisation va décroître à un taux plus élevé que B_t permettant à la condition de transversalité, et de surcroît, à la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat d'être satisfaites. La limite dans la condition de transversalité va tendre vers (0) à une vitesse moins élevée que dans le cas où B_t est intégré d'ordre (0), I(0). Ainsi, selon Quintos, il s'agit là d'une situation de soutenabilité faible⁸. (Ahouche, 2016)

Dans ce contexte, Quintos démontre que la condition $b = 1$ n'est qu'une condition suffisante pour la soutenabilité. Cependant, elle n'est pas une condition nécessaire. De ce fait, une condition nécessaire et suffisante est que $0 < b < 1$, tandis que la cointégration est uniquement une condition suffisante. Il y a deux types de soutenabilité qui sont souvent évoqués dans la littérature et prouves par les études empiriques : la soutenabilité « forte » et la soutenabilité « faible ». Cette distinction est née à partir d'un examen de la relation de long terme entre les dépenses et les recettes publiques. Autrement dit, ces notions correspondent à différents cas de figure concernant la relation entre dépenses et recettes et la dynamique du déficit. D'ailleurs c'est l'économiste américaine Carmela Quintos qui a développé ces concepts en 1995 dans son article « *Sustainability of the Deficit Process with structural shifts* ». Son travail consiste plus précisément à étudier s'il existe ou non une combinaison de ces deux variables qui soit stationnaire à long terme, c'est-à-dire stable en moyenne. Cette relation de long terme se fonde sur cette expression : $T_t = \alpha + \beta * G_t + \varepsilon_t$

Avec T_t : recettes totales ; G_t : Dépenses budgétaires + charge de la dette ; ε_t : terme aléatoire ; α : constante

⁸ Idem

c) Principaux ratios de soutenabilité budgétaire

L'analyse de la soutenabilité de la dette des pays pauvres très endettés est devenue un exercice fréquent dans le cadre de l'Initiative PPTE. Il ressort de cette analyse qu'une bonne maîtrise de l'endettement passe par une maîtrise du déficit primaire. Si la relance par l'emprunt est nécessaire, alors il faut qu'elle induise des investissements productifs qui permettraient un éventuel remboursement⁹ (Ndao, 2012). Les études de soutenabilité sont souvent fondées sur une condition de constance d'un ratio de dette publique en proportion du PIB. On dit qu'une dette est soutenable lorsque le pays peut payer le service de la dette sans besoin de contracter de nouveaux crédits. Pour un pays endetté, la valeur actuelle de sa dette extérieure est égale à la valeur actuelle des excédents commerciaux futurs. Ce que signifie que le pays doit enregistrer dans l'avenir des excédents (donc des transferts au reste du monde) suffisants pour payer sa dette. Généralement on utilise des repères d'excès d'endettement comme : (a) $ratio\ dette / PIB < 50\%$, (b) $ratio\ dette / exports < 200\%$. Mais ces mesures ont un défaut puisqu'elles ne tiennent pas compte de l'évolution anticipée de la capacité à payer du pays, elles ne tiennent pas compte de la disposition à payer du pays et elles ne tiennent pas compte des anticipations des marchés financiers¹⁰. (Blanchard, 1993)

1. Déficit courant par rapport au PIB

$$Ratio = \frac{\text{Déficit}}{\text{PIB}} \times 100 \leq 3 \%$$

Le déficit courant rapporté au PIB doit roder au tour de 3 % mais ne peut le dépasser.

2. Dette publique par rapport au PIB

$$Ratio = \frac{\text{Dette}}{\text{PIB}} \times 100 \leq 35 \%$$

La dette publique rapportée au PIB ne doit pas être supérieure à 35 %.

3. Recette fiscale par rapport au PIB

$$Ratio = \frac{\text{Recettes fiscales}}{\text{PIB}} \times 100 \geq 20 \%$$

Quant aux recettes fiscales, le seul acceptable est 20 %, elles ne doivent pas se situer en dessous du seuil toléré.

⁹ Mathar Ndao 2012. Analyse critique de la méthode classique d'évaluation de la soutenabilité de la dette extérieure dans les pays pauvres : Cas du Sénégal, hal-01159002, <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01159002>

¹⁰ Olivier Blanchard (1993), « Suggestions for a new set of fiscal indicators », dans H. Vergonet F. Van Winden (éds), *The Political Economy of Government Debt*, chapitre 14, Elsevier Science Publishers.

Tableau N°1 : Différents ratios en fonction du PIB

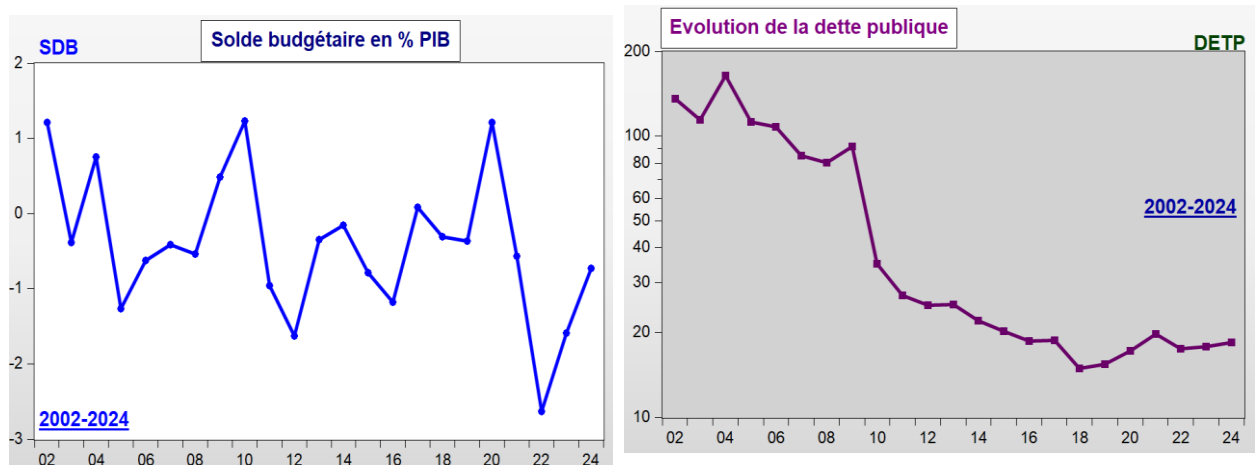
Années	Recettes courantes en % du PIB	Solde budgétaire en % du PIB	Dettes Publiques en % du PIB
2020	7,39	1,21	0,48
2021	10,93	-0,57	1,21
2022	13,96	-2,64	1,13
2023	10,43	-1,59	0,57
2024	12,34	-0,73	0,69

Source : données cour de compte et BCC

Au regard du tableau présenté ci-dessus, nous constatons que certaines règles budgétaires qui sont les préalables d’une soutenabilité budgétaire sont respectées. Comparativement aux conditions fixées sur quelques ratios par rapport aux règles budgétaires de précaution et de prudence, les données de cinq dernières années rapportées au PIB de 2020 à 2024 ont été contenues dans la limite du seuil.

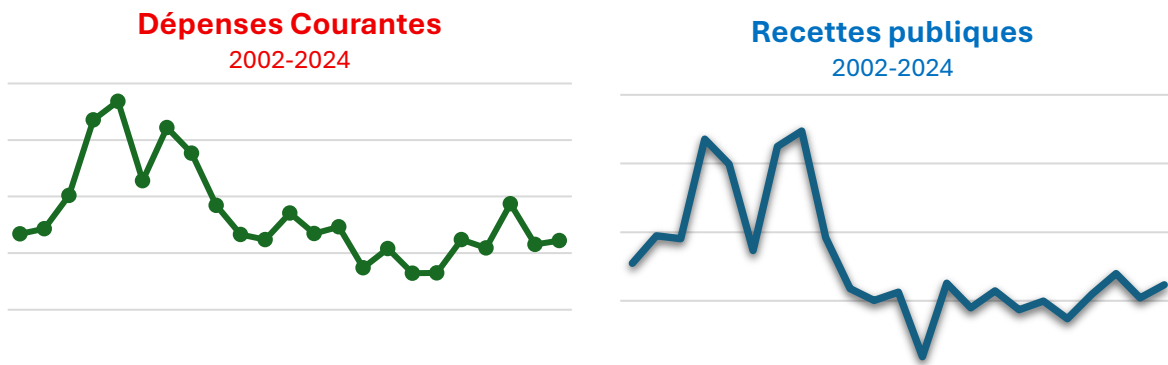
d) Présentation graphique des variables

Figure N°1 : L’évolution du solde budgétaire et de la dette publique (en % du PIB)



Le graphique du solde budgétaire en pourcentage du PIB met en évidence une prédominance des déficits budgétaires sur la période 2002–2024. Ces déficits traduisent l’incapacité récurrente des recettes publiques à couvrir l’ensemble des dépenses, en particulier les dépenses courantes. L’analyse du graphique de la dette publique rapportée au PIB révèle une dynamique globalement croissante, marquée par des phases d’accumulation rapide consécutives à des déficits budgétaires persistants. Cette trajectoire reflète le recours récurrent à l’endettement comme principal mécanisme de financement des déséquilibres budgétaires.

Figure N°2 : L'évolution des dépenses courantes et recettes publiques (en % du PIB)



Sources : Auteurs, analyse graphique des variables concernées

➤ **Évolution des dépenses courantes (en % du PIB)**

Sur la période 2002–2024, le graphique des dépenses courantes rapportées au PIB met en évidence une tendance globalement haussière, traduisant une augmentation progressive du poids des charges de fonctionnement de l'État dans l'économie. Cette évolution reflète principalement la croissance de la masse salariale publique, l'augmentation des dépenses administratives ainsi que l'extension des transferts et subventions.

Malgré certaines phases de stabilisation, les dépenses courantes apparaissent structurellement rigides à la baisse, ce qui limite les capacités d'ajustement budgétaire en période de ralentissement économique. Cette dynamique suggère une pression persistante sur les équilibres budgétaires et une réduction de l'espace fiscal disponible pour les dépenses d'investissement.

➤ **Évolution des recettes publiques (en % du PIB)**

Le graphique des recettes publiques en pourcentage du PIB montre une évolution irrégulière et volatile sur l'ensemble de la période étudiée. Bien que des phases d'amélioration puissent être observées, la mobilisation des recettes demeure insuffisante et fortement dépendante de la conjoncture économique, en particulier des fluctuations des prix des matières premières.

Cette instabilité relative des recettes contraste avec la progression soutenue des dépenses courantes, mettant en évidence un déséquilibre structurel entre les ressources et les charges publiques. Elle souligne également les limites du système fiscal en matière d'élargissement de l'assiette et de sécurisation des recettes à moyen et long terme.

3. Cadre méthodologique

Pour pouvoir parvenir au résultat de cette recherche sur la composition de la dépense publique et soutenabilité budgétaire en RDC de 2010 à 2024, il nous semble judicieux d'opter le plan suivant :

- Le premier point portera sur la théorie et les conditions de la soutenabilité budgétaire ;
- Le deuxième point qui se consacre sur des tests économétriques de stationnarité ;
- Le troisième point a pour objet de présenter un aperçu théorique du modèle selon les données (Approche ARDL) ;
- Le quatrième point portera sur le test de cointégration et de causalité appliqués aux séries : ratio d'endettement public, ratio de solde budgétaire, ratio des recettes publiques et celui des dépenses publiques.

3.1. Motivation du choix de l'approche méthodologique

Le choix de l'approche méthodologique dans cette étude se justifie par la nature des objectifs poursuivis, la disponibilité des données ainsi que par les spécificités du contexte économique de la République Démocratique du Congo. En effet, l'analyse de la soutenabilité budgétaire et des relations entre les principales variables des finances publiques nécessite une démarche rigoureuse permettant d'appréhender à la fois les dynamiques de court terme et de long terme. A cet effet, l'étude adopte une approche quantitative fondée sur l'économétrie des séries temporelles. Cette approche permet d'examiner de manière objective les interactions entre les recettes publiques, les dépenses publiques, le solde budgétaire et la dette publique, à partir de données chronologiques couvrant la période d'étude. Elle offre ainsi un cadre analytique approprié pour identifier les tendances structurelles et les mécanismes d'ajustement budgétaire. Le recours au modèle ARDL (AutoRegressive Distributed Lag) se justifie particulièrement par ses avantages méthodologiques. D'une part, ce modèle est adapté aux échantillons de taille relativement réduite, ce qui correspond à la disponibilité des données dans le contexte congolais. D'autre part, il permet d'analyser simultanément les relations de long terme et les ajustements de court terme entre les variables, même lorsque celles-ci sont intégrées d'ordres différents, $I(0)$ ou $I(1)$, à condition qu'aucune ne soit intégrée d'ordre deux.

Positionnement épistémologique de la recherche

La présente recherche s'inscrit dans un cadre épistémologique de type **positiviste**, fondé sur l'hypothèse selon laquelle les phénomènes économiques et budgétaires obéissent à des régularités observables, mesurables et analysables à l'aide d'outils scientifiques rigoureux. Dans cette perspective, la réalité économique est considérée comme objective et indépendante du chercheur, pouvant être appréhendée à travers des données empiriques fiables et des méthodes quantitatives.

Ce positionnement repose sur le postulat selon lequel les relations entre les variables des finances publiques, telles que les recettes, les dépenses, la dette et le solde budgétaire, peuvent

être modélisées et expliquées par des lois économiques susceptibles d'être testées empiriquement. L'objectif principal de la recherche est ainsi d'identifier, de mesurer et de valider ces relations à partir d'observations statistiques, dans une logique de vérification d'hypothèses.

3.2. Présentation du Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes

3.2.1. Spécification du modèle ARDL

Les modèles « AutoRegressive Distributed Lag/ARDL », ou « modèles autorégressifs à retards échelonnés ou distribués/ARRE » en français, sont des modèles dynamiques. Ces derniers ont la particularité de prendre en compte la dynamique temporelle (délai d'ajustement, anticipations, etc.) dans l'explication d'une variable (série chronologique), améliorant ainsi les prévisions et efficacité des politiques (décisions, actions, etc.), contrairement au modèle simple (non dynamique) dont l'explication instantanée (effet immédiat ou non étalé dans le temps) ne restitue qu'une partie de la variation de la variable à expliquer. Dans la famille des modèles dynamiques, l'on distingue trois types de modèles.

La modélisation ARDL « AutoRegressive Distributed Lag/ARDL », est une combinaison entre les modèles autorégressifs AR (les modèles où parmi les variables explicatives on trouve les valeurs passées de la variable à expliquer). et les modèles à retard échelonnés ou distributed lag DL (les modèles qui ont pour variables explicatives : X_t et ses valeurs passées).

Si l'on considère la variable dépendante Y_t et la variable indépendante X_t , l'on notera :

Les modèles autorégressifs (AR) : ce sont des modèles dynamiques où l'on trouve, parmi les variables explicatives (X_t), la variable dépendante décalée (ses valeurs passées). En général, ils se présentent comme suit (forme implicite) :

$$Y_t = f(X_t, Y_{t-p})$$

Le terme « autorégressif » traduit la régression d'une variable sur elle-même, soit sur ses propres valeurs décalées.

Les modèles à retards échelonnés ou distributed lag (DL) : c'est des modèles dynamiques qui ont pour variables explicatives : et ses valeurs passées ou décalées. En général, leur forme est :

$$Y_t = f(X_t, X_{t-q})$$

Le terme « retards échelonnés » montre que les effets à court terme de X_t sur Y_t sont différents de ceux à long terme. D'un point de temps à un autre, les échelles de réaction de Y_t au changement de X_t diffèrent.

Les modèles autorégressifs à retards échelonnés (ARDL) : ces modèles combinent les caractéristiques de deux précédents ; on y trouve, parmi les variables explicatives X_t , la variable dépendante décalée Y_{t-p} et les valeurs passées de la variable indépendante X_{t-q} .

Ils ont la forme générale suivante :

$$Y_t = f(X_t, Y_{t-p}, X_{t-q})$$

Ces modèles dynamiques souffrent généralement de problèmes d'autocorrélation d'erreurs, avec la présence de la variable endogène décalée comme explicative (modèles AR et ARDL), et de multi-colinéarité (modèles DL et ARDL), ce qui complique l'estimation des paramètres par les Moindres Carrés Ordinaires/MCO. Ici, il tient de recourir aux techniques d'estimation robuste (méthode SUR, etc.) pour pallier ces problèmes. Aussi, l'on retiendra que les variables considérées dans ces modèles se doivent d'être stationnaires pour éviter des régressions fallacieuses.

Sous sa forme (explicite) générale, un modèle ARDL s'écrit comme suit :

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + b_0 x_t + b_1 x_{t-1} + b_2 x_{t-2} + \dots + b_q x_{t-q} + e_t$$

$$Y_t = \phi + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q b_j X_{t-j} + e_t$$

Où y_t , x_t et e_t sont respectivement la variable endogène, la variable exogène et le terme d'erreur. Le paramètre b_0 traduit l'effet à court terme de la variable exogène X_t sur la variable endogène Y_t . Si l'on considère la relation de long terme ou d'équilibre suivante « $Y_t = k + \phi X_t + \mu_t$ », l'on peut calculer l'effet à long terme de X_t sur Y_t (soit « ϕ ») comme suit :

$$\phi = \frac{\sum b_j}{(1 - \sum a_i)}$$

Comme pour tout modèle dynamique, l'on se servira des critères d'information (AIC, SIC et HQ) pour déterminer le décalage optimal (p^* ou q^*) ; un décalage optimal est celui dont le modèle estimé offre la valeur minimale d'un des critères énoncés. Ces critères sont : celui d'Akaike (AIC), celui de Schwarz (SIC) et celui de Hannan et Quinn (HQ). Leurs valeurs sont calculées comme suit :

$$AIC(p) = \log|\hat{\Sigma}| + \frac{2}{T} n^2 p$$

$$SIC(p) = \log|\hat{\Sigma}| + \frac{\log T}{T} n^2 p$$

$$HQ(p) = \log|\hat{\Sigma}| + \frac{2 \log T}{T} n^2 p$$

Avec : $\hat{\Sigma}$ = matrice des variance-covariance des résidus estimés ; T = nombre d'observations ; p = décalage ou lag du modèle estimé ; et n = nombre de régresseurs.

3.2.2. Les quatre cas possibles

Cas 1 : Toutes les variables sont stationnaires à niveau (c'est-à-dire intégrées d'ordre zéro)

Dans ce cas, on applique la méthode des moindres carrés ordinaires pour l'estimation des paramètres du modèle.

Cas 2 : Les variables sont intégrées de même ordre, mais elles ne sont pas cointégrées

Dans ce cas, il faut différentier chaque variable avant d'estimer le modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

Cas 3 : Les variables sont intégrées de même ordre et cointégrées

Nous avons les deux possibilités suivantes :

1. Appliquer la MCO sur les variables à niveau : cette estimation fournit la relation d'équilibre à long terme entre les variables ;
2. Estimer le modèle à correction d'erreur par la MCO : ce modèle représente la dynamique à court terme de la relation entre les variables.

Cas 4 : Certaines variables sont intégrées d'ordre zéro alors que les autres sont intégrées d'ordre 1

Dans ce cas, il faut extraire à la fois la relation à long terme et la dynamique de court terme. Pour ce faire, il faut recourir au modèle ARDL. Ce modèle consiste à estimer les relations de court terme et de long terme lorsque les séries ne sont pas intégrées de même ordre.

Le modèle ARDL qui sera appliqué dans cette étude est le suivant :

$$SDB_t = \beta_0 + \beta_1 RCP_t + \beta_2 DCP_t + \beta_3 DCAP_t + \beta_4 DETP_t + \beta_5 SDB_{t-1} + \beta_6 RCP_{t-1} + \beta_7 DCP_{t-1} + \beta_8 DCAP_{t-1} + \beta_9 DETP_{t-1} + \varepsilon_t$$

Tableau N°2 : Descriptions des variables du modèle

Variables	Descriptions
SDB_t	Solde budgétaire en % du PIB au temps t
RCP_t	Recettes fiscales en % du PIB au temps t
DCP_t	Dépenses courantes en % du PIB au temps t
$DCAP_t$	Dépenses publiques en capital en % du PIB au temps t
$DETP_t$	Dette publique en % du PIB au temps t
SDB_{t-1}	Solde budgétaire en % du PIB au temps t décalé d'une période

RCP_{t-1}	Recettes fiscales en % du PIB au temps t décalé d'une période
DCP_{t-1}	Dépenses courantes en % du PIB au temps t décalé d'une période
$DCAP_{t-1}$	Dépenses publiques en capital en % du PIB au temps t décalé d'une période
$DETP_{t-1}$	Dette publique en % du PIB au temps t décalé d'une période

Source : Auteurs, liste des variables retenues dans le cadre de cette étude

4. Analyse des résultats et discussion

Tableau N°3 : Analyse descriptive des données

	DCAPPIB	DCPIB	DEPTPIB	RCPIB	SDPIB
Mean	6.054341	13.41948	52.37202	15.77606	-0.413951
Median	4.983397	11.71639	24.95755	12.34274	-0.416472
Maximum	15.37885	23.43129	164.0900	34.72553	1.227252
Minimum	1.330452	8.224703	14.93324	1.852473	-2.636402
Std. Dev.	3.613311	4.259568	46.99265	8.920753	0.958343
Skewness	1.003391	1.034245	0.991748	0.987932	-0.013216
Kurtosis	3.360317	3.113008	2.557384	2.990183	3.000901
Jarque-Bera	3.983795	4.112610	3.958072	3.741465	0.000670
Probability	0.136436	0.127926	0.138202	0.154011	0.999665
Sum	139.2498	308.6481	1204.556	362.8494	-9.520884
Sum Sq. Dev.	287.2324	399.1663	48582.81	1750.756	20.20529
Observations	23	23	23	23	23

Source : Auteurs, liste des variables retenues dans le cadre de cette étude

4.1. Test de stationnarité et l'ordre d'intégration des variables

A. Test de racine unitaire de Dickey Fuller Augmenté (Augmented Dickey Fuller – ADF)

Les tests de Dickey-Fuller (1981) permettent de mettre en évidence le caractère stationnaire ou non d'une série par la détermination d'une tendance déterministe ou stochastique. Au terme d'une procédure séquentielle, nous testons l'hypothèse nulle de racine unitaire (non-stationnarité) en comparant la t-statistique de φ aux valeurs tabulées par Dickey et Fuller. La règle de décision est la suivante : Si le t-statistique est inférieur à la valeur critique, on rejette l'hypothèse nulle. La série est donc stationnaire.

Si le t-statistique est supérieur à la valeur critique, on accepte l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire. La série est donc non stationnaire.

➤ **Hypothèse de base pour le test de ADF**

$H_0 : \phi > (\text{VCM})$ = la présence d'une racine unitaire (série non stationnaire)

$H_1 : \phi < (\text{VCM})$ = la stationnarité de la variable

Tableau N°4 : A niveau ou intégration d'ordre zéro ($I(0)$)

Variables	VCM 5%	ADF	P-Value	Trend	Déc
SDB	-3.012363	-3.621986	0.0143	Non significatif	Stationnaire
RCP	-3.004861	-2.027211	0.2739	Non significatif	Non stationnaire
DCP	-3.012363	-1.537632	0.4955	Non significatif	Non stationnaire
DCAP	-3.004861	-3.381053	0.0231	Non significatif	Stationnaire
DETP	-3.004861	-1.759202	0.3895	Non significatif	Non stationnaire

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

Le tableau ci-dessus reprend le test de stationnarité de Dickey-Fuller à niveau à l'issue duquel deux variables se sont montrées stationnaires et les trois autres non stationnaires.

Tableau N°5 : A la différence première ou intégration d'ordre 1 ($I(1)$)

Variables	VCM 5%	ADF	P-Value	Trend	Déc
RCP	-3.012363	-5.519585	0.0002	Non significatif	Stationnaire
DCP	-3.012363	-5.167500	0.0005	Non significatif	Stationnaire
DETP	-3.012363	-7.029107	0.0000	Non significatif	Stationnaire

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

Les trois variables non stationnaires à niveau le sont à la différence première c'est-à-dire après intégration d'ordre 1 « $I(1)$ ». La tendance est restée non significative.

B. Le test de Phillips-Perron (PP)

Le test de Phillips-Perron (1988) constitue une extension de la procédure de Dickey-Fuller, en intégrant la possibilité de ruptures dans la tendance des séries temporelles.

➤ **Hypothèse de base pour le test de PP**

$H_0 : t_\rho > (\text{VCM})$ = la présence d'une racine unitaire (série non stationnaire)

$H_1 : t_\rho < (\text{VCM})$ = la stationnarité de la variable

Tableau N°6 : Phillips-Perron test statistic (A niveau $I_{(0)}$)

Variables	VCM 5%	PP	P-Value	Décision
SDB	-3.004861	-4.420397	0.0023	Stationnaire
RCP	-3.769597	-1.920838	0.3172	Non stationnaire
DCP	-3.004861	-1.801800	0.3698	Non stationnaire
DCAP	-3.004861	-3.368302	0.0237	Stationnaire
DETP	-3.004861	-1.875960	0.3366	Non stationnaire

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

Tableau N°7 : Phillips-Perron test statistic (A la difference première $I_{(1)}$)

Variables	VCM 5%	PP	P-Value	Déc
RCP	-3.012363	-9.497933	0.0000	Stationnaire
DCP	-3.012363	-5.173705	0.0005	Stationnaire
DETP	-3.012363	-7.029107	0.0000	Stationnaire

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

C. Le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS)

Le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS, 1992) présente une spécificité notable par rapport aux tests de racine unitaire traditionnels, en ce qu'il repose sur la décomposition de la série temporelle en la somme d'une composante de tendance déterministe, d'un processus de marche aléatoire et d'un terme d'erreur ε_t supposé stationnaire.

➤ Hypothèse de base pour le test de KPSS

$H_0 : \eta < \text{valeurs critiques de Mackinnon (VCM)}$ = il y a la stationnarité de la variable

$H_1 : \eta > \text{valeurs critiques de Mackinnon (VCM)}$ = il n'y a pas de stationnarité de la variable

Tableau N°8 : Le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (A niveau $I_{(0)}$)

Variables	VCM 5%	η (KPSS)	Décision
SDB	0.463000	0.272080	Stationnaire
RCP	0.463000	0.497504	Non stationnaire
DCP	0.463000	0.451485	Non stationnaire
DCAP	0.463000	0.350325	Stationnaire
DETP	0.463000	0.714949	Non stationnaire

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

Tableau N°9 : Le test de KPSS (A la différence première (I₍₁₎))

Variabes	VCM 5%	η (KPSS)	Décision
RCP	0.463000	0.119109	Stationnaire
DCP	0.463000	0.125840	Stationnaire
DETP	0.463000	0.269959	Stationnaire

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

L'ensemble des trois tests de stationnarité réalisés converge vers des conclusions identiques. Parmi les cinq variables retenues dans le cadre de cette étude, deux se révèlent stationnaires en niveau, c'est-à-dire intégrées d'ordre zéro $I(0)$, à savoir le solde budgétaire (SDB) et les dépenses publiques d'investissement (DCAP). En revanche, les trois autres variables ne deviennent stationnaires qu'après différenciation première, donc intégrées d'ordre un $I(1)$, et ce de manière concordante selon les trois tests de stationnarité appliqués. S'agissant de la stationnarité en niveau solde budgétaire, elle répond à l'une des conditions nécessaires de la soutenabilité budgétaire qui stipule le rejet de l'hypothèse de la présence de la racine unitaire dans série solde budgétaire.

4.2. Détermination de la relation de long terme

4.2.1. Test de cointégration entre les recettes et les dépenses

Les tests de cointégration entre les recettes et les dépenses publiques sont fréquemment mobilisés en complément des tests de stationnarité. Pour tester la cointégration des séries de dépenses et de recettes publiques, les économètres mettent en œuvre la méthode en deux étapes de Engle-Granger. La condition essentielle à la mise en œuvre de ces tests réside dans la non-stationnarité préalable des deux variables considérées individuellement. En effet, l'objectif est d'identifier l'existence éventuelle d'une tendance stochastique commune entre des variables affectées par une racine unitaire. Lorsqu'une telle propriété est vérifiée, il est alors possible de conclure à l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre les variables concernées. Autrement dit, bien que les séries prises séparément soient non stationnaires, leur combinaison linéaire peut s'avérer stationnaire.

La mise en œuvre des tests de cointégration repose sur deux principales stratégies. La première consiste en des tests fondés sur les résidus de la régression des recettes totales sur les dépenses totales. Dans ce cadre, trois tests sont généralement utilisés : les tests d'Augmented Dickey-Fuller (ADF) et de Phillips-Perron (PP), dont l'hypothèse nulle est l'absence de cointégration, ainsi que le test KPSS, qui retient au contraire comme hypothèse nulle l'existence d'une relation

de cointégration. La seconde stratégie repose sur les tests de cointégration de Johansen (1991), lesquels s'appuient sur l'estimation de la relation de long terme par la méthode du maximum de vraisemblance. Cette approche permet d'identifier le vecteur de cointégration $((1, -\beta))$, une fois la présence de la cointégration établie à l'aide de la première stratégie.

Soient G_t et T_t les séries de dépenses et de recettes publiques, toutes deux non stationnaires. On estime le modèle suivant par MCO :

$$T_t = \beta G_t + \varepsilon_t$$

Si les séries de dépenses et de recettes publiques sont cointégrées, alors il existe un vecteur de cointégration défini par le paramètre β tel que :

$$T_t - \beta G_t = \varepsilon_t \sim I(0)$$

Il suffit alors de mener un test ADF sur les résidus obtenus à la première régression ; pour ce faire on estime un processus (par exemple) AR(1), sur ces résidus :

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \mu_t$$

Et on effectue un test (spécifique à la méthode de Dickey-Fuller) sur la valeur du paramètre ρ pour déterminer s'il est significativement inférieur à 1.

Une fois ces tests de cointégration effectués, si les séries dépenses-recettes ne sont pas cointégrées, alors la dette publique est non soutenable. Dans le cas de séries dépenses-recettes cointégrées, on s'intéresse alors à la valeur du paramètre de cointégration β :

si $\beta = 1$ la dette publique est fortement soutenable avec un ratio stationnaire ;

si $\beta \in]0; 1[$ alors la dette publique est faiblement soutenable avec un ratio non stationnaire, qui appelle une inflexion du niveau des dépenses ou un relèvement du taux de prélèvements obligatoires à moyen terme.

La simplicité et l'efficacité de ces techniques ont été les clés de leur succès ; ces techniques de tests de contraintes budgétaires intertemporelles ont été massivement utilisées pour des sujets similaires tel que la soutenabilité des déficits courants. C'est à partir de ces techniques qu'Afonso (2005) conclut que la plupart des dettes publiques européennes sont faiblement soutenables. Cependant, on remarquera que la procédure qu'il met en œuvre l'amène à ne pas tester la cointégration des séries dépenses-recettes dans le cas où la dette publique n'est pas $I(1)$ mais $I(2)$, ce qui est contestable. D'autre part, une critique que nous faisons de cette méthodologie est celle de la pertinence de tels tests sur des séries temporelles couvrant des durées inférieures à 20 ans ; certes, certains macroéconomètres considèrent que le seuil minimal pour effectuer un test de cointégration est de 10 années d'observations, mais pour reprendre une expression de Hakkio and Rush (1991) : how short is the long-run ?

4.2.2. Estimation du modèle structurel

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

Tableau N°10 : Descriptions des variables de la stabilité structurelle

Variabes	Descriptions
RCP_t	Recettes fiscales en % du PIB au temps t
DCP_t	Dépenses courantes en % du PIB au temps t
ε_t	Terme d'erreur

Sources : Auteurs, les variables du modèle

L'estimation de la relation de long terme par les MCO donne les résultats qui se présentent de la manière suivante :

$$RCP_t = \beta_0 + \beta_1 DCP_t + \varepsilon_t$$

Tableau N°11 : Dependent Variable : DCP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.133448	2.973583	3.071530	0.0058
RCP	0.856220	0.211624	8.771306	0.0000
$R^2 : 0.785574$			$\bar{R}^2 : 0.775363$	

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

$$0 < \hat{\beta}_1 < 1$$

$0 < 0,86 < 1$, à l'issu de cette régression, les résultats de l'estimation indiquent que les recettes publiques influent positivement et significativement sur les dépenses courantes de l'Etat. Les dépenses augmentent moins que proportionnellement aux recettes. C'est à dire que l'État respecte sa contrainte budgétaire intertemporelle. Avec la significativité de coefficient, il y a une soutenabilité budgétaire forte.

4.3. Test de cointégration.

L'une des conditions de la soutenabilité budgétaire est aussi de vérifier l'existence d'une relation de long terme entre les recettes et les dépenses (les dépenses courantes) de l'Etat. Pour ce faire, il faudra recourir au test de cointégration qui n'est rien d'autre que la stationnarité des résidus de long terme ; et il est présenté dans le tableau ci-dessous.

4.3.1. Test de stationnarité de résidus.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t$$

Tableau N°12 : DCP Résultat du test de stationnarité de résidus

Augmented Dickey-Fuller test statistic	ADF	Test critical values:	t-Statistic	Prob.*
	5% level	-3.004861		-3.260074
Phillips-Perron test statistic	PP	Test critical values:	Adj. t-Stat	Prob.*
	5% level	-3.004861	-3.270189	0.0292
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	KPSS	Asymptotic critical values*:	LM-Stat.	
	5% level	0.463000	0.127090	

Source : estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

En effet, les test ADF, PP et KPSS approuvent une absence de racine unitaire dans la série des résidus. Etant donné que $\mu_t \approx d(0)$, nous pouvons conclure que les recettes publiques et les dépenses courantes de l'Etat en RDC indiquent l'existence d'une relation de long terme entre ces deux variables c'est-à-dire elles ont tendance commune et sont véritablement cointégrées¹¹.

4.3.2. Test de cointégration de Johansen

Pour se rassurer des résultats de test de stationnarité de résidus de long terme, le test de cointégration de Johansen est également utilisé comme c'est indiqué dans le tableau ci-dessus :

Tableau N°13 : Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.578259	24.69025	15.49471	0.0016
At most 1 *	0.310060	7.422999	3.841466	0.0064

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

¹¹ Hakkio et Rush (1991) ont suggéré qu'une condition nécessaire et suffisante pour la satisfaction des conditions de la soutenabilité budgétaire, est l'existence d'une relation de cointégration entre les recettes et les dépenses publiques totales avec le vecteur de cointégration (1, -b), avec "0 < b ≤ 1".

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.578259	17.26726	14.26460	0.0163
At most 1 *	0.310060	7.422999	3.841466	0.0064

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

Le test de cointégration de Johansen confirme également l'existence d'une relation de cointégration entre les recettes publiques et les dépenses courantes de l'Etat. Donc, en considération distinctement et partiellement les résultats de ce test, nous affirmer que le budget de l'Etat congolais reste soutenable durant la période sous étude.

4.4. Estimation du modèle ARDL

Tableau N°14 : Estimation du modèle ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
SDB(-1)	0.335631	0.228464	1.469073	0.2381
RCP	-0.086826	0.088373	-0.982493	0.3983
RCP(-1)	0.199800	0.066152	3.020336	0.0567
RCP(-2)	0.146289	0.066628	2.195598	0.1156
DCP	-0.526580	0.239587	-2.197860	0.1154
DCP(-1)	-0.128318	0.172764	-0.742740	0.5115
DCP(-2)	0.292525	0.152755	1.914995	0.1514
DCP(-3)	-0.191171	0.162281	-1.178021	0.3237
DCAP	-0.084163	0.118724	-0.708896	0.5295
DCAP(-1)	0.077105	0.107796	0.715290	0.5261
DCAP(-2)	-0.111017	0.121101	-0.916733	0.4269
DCAP(-3)	0.493000	0.187457	2.629929	0.0783
DETP	0.162661	0.049060	3.315531	0.0452
DETP(-1)	0.054571	0.023918	2.281588	0.1068
DETP(-2)	-0.066292	0.022582	-2.935565	0.0607
DETP(-3)	-0.095437	0.027086	-3.523437	0.0388
C	0.500048	1.737397	0.287814	0.7922

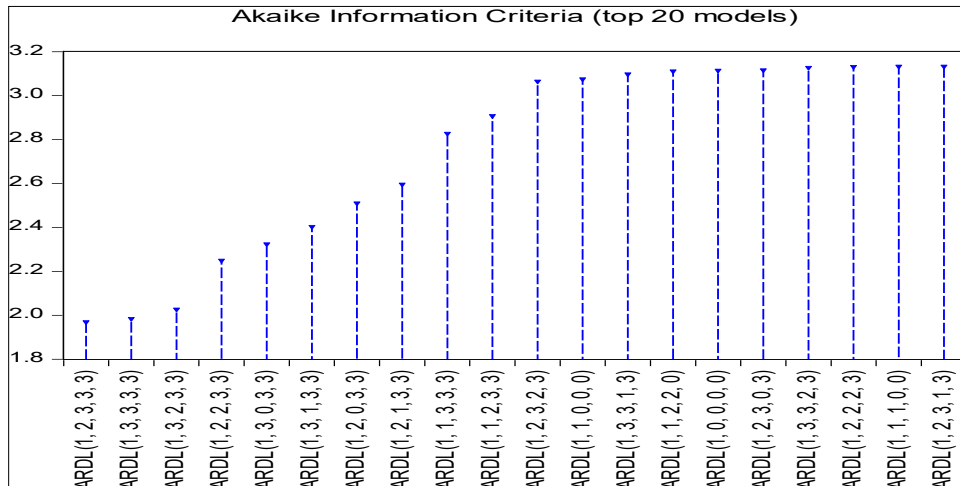
R-squared : 0.903209; Adjusted R-squared: 0.896993; F-statistic : 76.93581; Prob(F-statistic) : 0.000000; AIC : 5.804309

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

4.4.1. Modèle ARDL optimal et l'estimation du modèle choisi

Pour choisir le modèle ARDL optimal (celui qui donne des résultats statistiquement significatifs avec les moins des paramètres), on va utiliser le critère d'information d'Akaike (AIC), le graphique ci-dessous fait ressortir le modèle le plus optimal choisi :

Figure N°3 : Modèle ARDL optimal



Source : Auteur (nos graphiques sur Eviews 10)

D'après le graphique ci-dessus et selon le critère AIC le modèle ARDL (1, 2, 3, 3, 3) est le plus optimal parmi les 20 autres modèles retenus, car il donne la plus petite valeur de l'AIC. Alors c'est le modèle qui donne des résultats statistiquement significatifs.

4.4.2. Tests de robustesse du modèle ARDL estimé

Figure N°3 : Test de bruit blanc des résidus

Date: 11/10/25 Time: 16:15						
Sample: 2002 2024						
Included observations: 20						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.091	-0.091	0.1910	0.662
		2	-0.054	-0.063	0.2624	0.877
		3	-0.162	-0.175	0.9449	0.815
		4	-0.054	-0.095	1.0238	0.906
		5	-0.107	-0.154	1.3589	0.929
		6	-0.069	-0.154	1.5089	0.959
		7	0.267	0.204	3.9277	0.788
		8	-0.043	-0.061	3.9954	0.858
		9	-0.084	-0.127	4.2803	0.892
		10	-0.050	-0.028	4.3905	0.928
		11	0.083	0.058	4.7272	0.944
		12	-0.021	-0.004	4.7513	0.966

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Source : Auteurs (nos graphiques sur Eviews)

4.4.3. Test d'autocorrélation des erreurs

Il est important que les erreurs de ce modèle soient indépendantes car d'après l'estimation ci-dessus, des valeurs retardées de la variable dépendante apparaissent comme des variables explicatives dans le modèle ; sinon les estimations des paramètres ne seront pas cohérentes. Pour s'assurer de l'absence d'autocorrélation des erreurs on peut faire appel au test de Breusch et Godfrey, les résultats de ce test sont donnés par :

Tableau N°15 : test d'autocorrélation des erreurs

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.156372	Prob. F(2,9)	0.8575
Obs*R-squared	0.705230	Prob. Chi-Square(2)	0.7028

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

4.4.4. Test d'hétéroscédasticité

Cette hypothèse est l'une des hypothèses essentielles des modèles linéaires. Les résidus sont dits hétéroscédastiques s'ils n'ont pas la même variance (homoscédasticité des erreurs), pour vérifier si les résidus sont hétéroscédastiques ou homoscédastiques on peut utiliser le test de White :

Tableau N°16 : Test d'hétéroscédasticité

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.399993	Prob. F(2,20)	0.6756
Obs*R-squared	0.884600	Prob. Chi-Square(2)	0.6426
Scaled explained SS	1.016256	Prob. Chi-Square(2)	0.6016

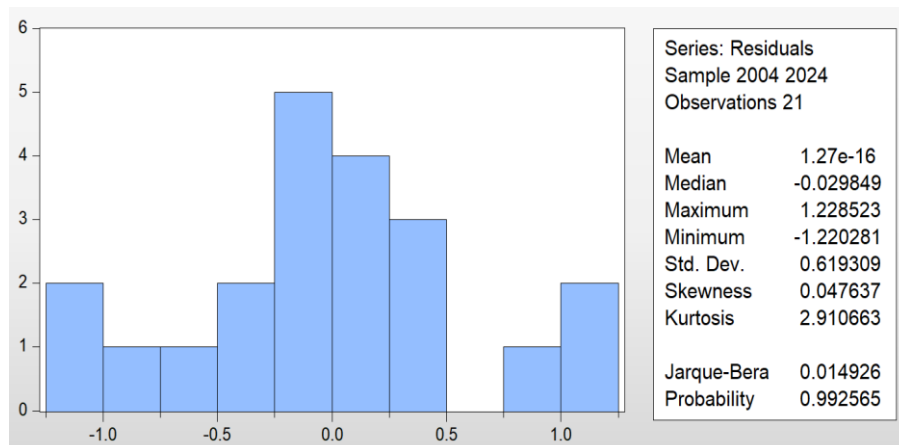
Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

On peut ressortir d'après le tableau ci-dessus que les résidus ne sont pas hétéroscédastiques, car la probabilité de la F-statistic est supérieure à 5%. Alors la variance des résidus de notre modèle est constante.

4.4.5. Test de normalité des résidus

« Pour calculer des intervalles de confiance prévisionnels et aussi pour effectuer les tests de Student sur les paramètres, il convient de vérifier la normalité des erreurs. Le test de « Jarque-Bera » (1984), fondé sur la notion de Skewness (asymétrie) et de Kurtosis (aplatissement), permet de vérifier la normalité d'une distribution statistique » (Bourbonnais, 2015).

Figure N°4 : Test de normalité des résidus



Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

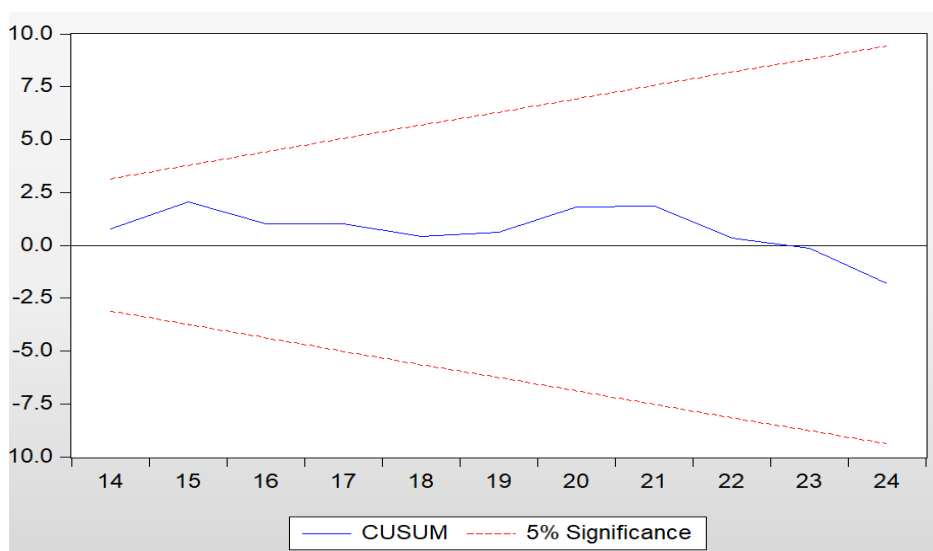
Les résultats ci-dessus nous confirment que les résidus sont des bruits blancs gaussiens (suivent une loi normale) car la probabilité de Jarque-Bera est supérieure à 5%.

4.4.6. Test de stabilité du modèle

4.4.6.1. Test de stabilité de CUSUM of Squares

Afin de tester la stabilité du modèle, le test de CUSUM of Squares qui est basé sur la somme cumulée du carré des résidus récurrents est le plus pertinent avec une hypothèse nulle de stabilité de la relation, entre deux droites représentant les bornes de l'intervalle. En appliquant ce test sur Eviews, ce dernier nous a donné la sortie suivante :

Figure N°5 : Test de stabilité de CUSUM of Squares



Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

En se basant sur le graphique ci-dessus les résultats de test de CUSUM of Squares nous pouvons dire que le modèle estimé est stable (car la courbe ne sort pas du corridor en pointillé). Alors les coefficients sont stables au cours du temps.

En somme, les résultats des différents tests de diagnostic ont conduit vers la validation de notre modèle ARDL (1, 2, 3, 3, 3) sur le plan statistique.

Tableau N°17 : Test de la qualité de spécification du modèle de Ramsey

Ramsey RESET Test			
Equation: UNTITLED			
Specification: SDB SDB(-1) DCAP DCAP(-1) DCAP(-2) DCAP(-3) DCP DCP(-1) DCP(-2) DCP(-3) DETP DETP(-1) DETP(-2) DETP(-3) RCP RCP(-1) RCP(-2) C			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
	Value	df	Probability
t-statistic	0.736105	20	0.4702
F-statistic	0.541851	(1, 20)	0.4702
Likelihood ratio	0.614837	1	0.4330

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

Le test de la qualité de spécification du modèle indique que le modèle est bien spécifié et que les variables explicatives sont suffisantes. La probabilité associée à F-statistic ($p = 0.4702$) est supérieure à 5%. Ce qui nous pousse à ne pas rejeter l'hypothèse nulle.

4.5. Test de cointégration aux bornes de Pesaran, et al., 2001

Maintenant, nous sommes arrivés à l'étape la plus importante, c'est la vérification de la cointégration entre les recettes publiques, les dépenses publiques et la dette publique pour déterminer s'il existe une soutenabilité budgétaire en République démocratique du Congo ou non. Pour cela on fait appel au test de cointégration aux bornes de Pesaran. Selon ce test, la valeur de la statistique du test calculée, sera comparée aux valeurs critiques (qui forment des bornes), trois cas peuvent être existé :

Si la valeur du Fisher est supérieure à la borne supérieure, il y'a une cointégration entre les variables. Si la valeur du Fisher est inférieure à la borne inférieure, il n'y a pas de cointégration. Si la valeur de Fisher est comprise entre les deux bornes, on ne peut pas conclure. Après avoir appliqué ce test de cointégration sur Eviews, les résultats furent les suivants :

Tableau N°18 : Test de cointégration aux bornes de Pesaran, et al., 2001

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	44.67561	10%	2.2	3.09
k	4	5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87
		1%	3.29	4.37
			Finite Sample: n=30	
Actual Sample Size	20	10%	2.525	3.56
		5%	3.058	4.223
		1%	4.28	5.84

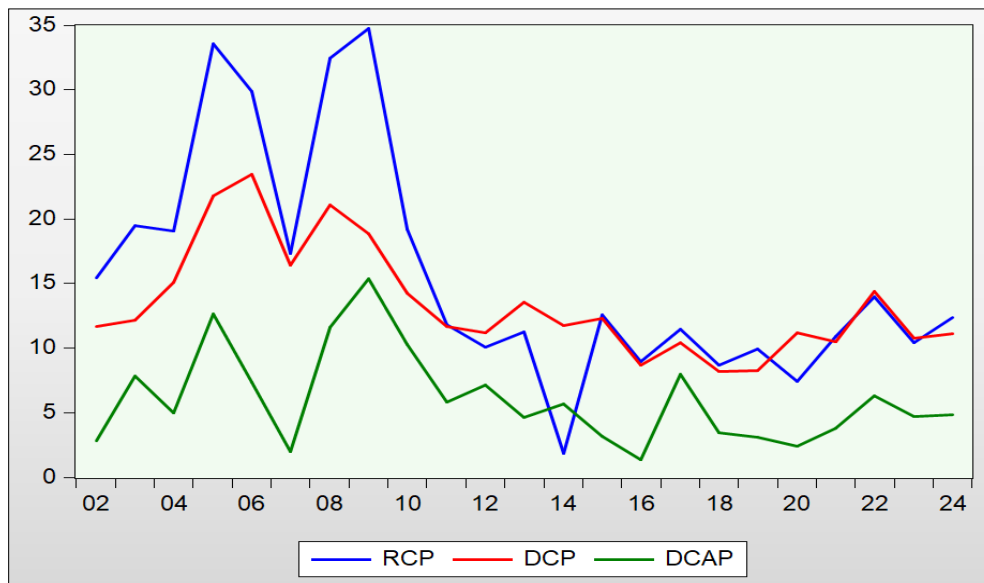
Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

En analysant le tableau ci-dessus, les résultats du test de cointégration aux bornes confirment l'existence d'une relation de cointégration entre les recettes et les dépenses publiques, car la valeur de F-statistic = 44.67561 est supérieur à celle de la borne supérieure quel que soit le seuil critique (10%, 5%, 2.5% ou 1%). Donc il y a la présence d'une relation de long terme entre les variables. L'existence d'une relation de cointégration nous donne la possibilité d'estimer les effets de long terme entre les variables, mais n'implique pas la soutenabilité budgétaire en RDC, il faut encore vérifier si les données sont compatibles avec un vecteur de long terme (1 ; -1).

4.5.1. Analyse graphique de la cointégration

Le graphique ci-haut présente une tendance commune entre les variables de la politique budgétaire. Les trois variables évoluent dans le même sens, ce qui justifie la présence d'une relation de long terme entre ces variables.

Figure N°4 : Analyse graphique de la cointégration



Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

Le graphique ci-haut présente une tendance commune entre les variables de la politique budgétaire. Les trois variables évoluent dans le même sens, ce qui justifie la présence d'une relation de long terme entre ces variables.

4.6. La dynamique de Court terme, le coefficient d'ajustement et les relations (coefficients) de Long terme

4.6.1. La dynamique de court terme

Le précédent modèle ARDL ainsi estimé ne laisse pas lire les effets immédiats (dynamique de court terme), ni ceux à long terme ; il sera question d'identifier la dynamique de court terme et les effets de long terme.

Le tableau de la dynamique de court terme ci-dessous montre que le coefficient d'ajustement ou force de rappel est statistiquement significatif car il est négatif, compris entre zéro et un en valeur absolue et au niveau de 5%, ce qui confirme l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur.

Le modèle à correction d'erreur est donc validé. Ainsi on arrive à ajuster 66% du déséquilibre entre le niveau souhaité et réel du solde budgétaire en RDC, ce qui suggère une bonne vitesse d'ajustement dans le processus de relation suite à un choc l'année dernière.

Tableau N°19 : Résultat de la dynamique de court terme

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: D(SDB)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DCAP)	-0.084163	0.044075	-1.909540	0.1522
D(DCAP(-1))	-0.381983	0.068664	-5.563061	0.0115
D(DCAP(-2))	0.493000	0.067791	7.272388	0.0054
D(DCP)	-0.526580	0.088537	-5.947547	0.0095
D(DCP(-1))	-0.101354	0.048333	2.096985	0.1269
D(DCP(-2))	0.191171	0.041551	4.600903	0.0193
D(DETP)	-0.162661	0.020154	-8.070955	0.0040
D(DETP(-1))	-0.161729	0.018376	-8.801234	0.0031
D(DETP(-2))	0.095437	0.013595	7.019881	0.0059
D(RCP)	0.086826	0.026485	3.278287	0.0465
D(RCP(-1))	0.146289	0.034513	4.238692	0.0240
CointEq(-1)*	-0.664369	0.076812	-8.649268	0.0033
R-squared	0.943295	Durbin-Watson stat	1.841597	
Adjusted R-squared	0.865327			

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

Les statistiques de la dynamique de court terme indiquent que la plupart des variables retardées sont significatives au seuil de 5% ; à l'exception des investissements publics et de dépenses courantes retardées qui se sont montrés non significatifs.

Le coefficient de cointégration est statistiquement significatif à 99,6% de confiance. Son signe attendu est tout de même respecté. Le coefficient du terme de rappel λ est significativement négatif compris entre -1 et 0. Le modèle à correction d'erreur est alors applicable pour les variables retenues du modèle. Le R-carré 94% et le R-carré ajusté 87% sont bons.

4.6.2. La vitesse et le délai d'ajustement

Le coefficient λ (force de rappel vers l'équilibre) est le coefficient de correction d'erreur. Il doit être négatif et compris entre (0 et 1)

➤ La vitesse et le délai d'ajustement à l'équilibre

CADORET et les autres ont présenté le délai moyen de retour à l'équilibre pour le MCE. Ce délai, noté D, équivaut à l'inverse du coefficient du terme de rappel pris en valeur absolue :

$$\frac{1}{\lambda} = \frac{1}{0.664369} = 1,505187$$

Nous constatons que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (-0.664369) et significativement différent de zéro au seuil statistique de 5% (son t-statistic est supérieur à 2 en valeur absolue). Il existe donc bien de mécanisme à correction d'erreur : à long terme, les déséquilibres entre le solde budgétaire, les dépenses publiques, la dette publique et les recettes publiques se compensent de sorte que les séries ont des évolutions communes.

$\lambda = -0.664369$, représente la vitesse à laquelle tout déséquilibre entre les désirés et effectif du solde budgétaire en PIB est résorbé dans les années qui suivent. On arrive à ajuster 66,4% du déséquilibre entre le niveau désiré et effectif du solde budgétaire. Ainsi, les chocs budgétaires en RDC vont se corriger 66,4% par l'effet de « Feed back ».¹² En d'autres termes, un choc constaté au cours d'une année est entièrement résorbé au bout des 1 an, 6 mois et 1 jour ($1/0,664369 = 1,505187$).

4.6.3. Effet de court terme

- (1) Il y a une évolution en sens direct entre des recettes publiques le solde budgétaire à court terme au seuil de signification de 5 %. Toute chose restante égale par ailleurs, une augmentation de 1% des recettes publiques rapportées au PIB entraîne une augmentation du solde budgétaire exprimé en 0,08 % du PIB. C'est-à-dire une augmentation des recettes publiques en pourcentage du PIB améliore la capacité de l'État à couvrir ses dépenses sans recourir à l'endettement. Il en résulte une amélioration du solde budgétaire, une réduction du déficit, ou une augmentation de l'excédent budgétaire.
- (2) Les dépenses publiques courantes, quant à elles, ont un impact inverse sur le solde budgétaire. Une hausse de ces dépenses (sans hausse des recettes) réduit le solde budgétaire, tendant vers le déficit. Le résultat dans le tableau ci-haut indique qu'une hausse des dépenses courantes rapportées au PIB de 1% réduit le solde budgétaire exprimé au PIB de 0,9%, c'est-à-dire le déficit se creuse. Tandis qu'une baisse de ces dépenses rapportées au PIB l'améliore.
- (3) Par ailleurs, les dépenses publiques en capital produit un effet inverse sur le solde budgétaire. Toute hausse des dépenses publiques en capital de 1% entraîne un creusement du solde budgétaire de 0,08 % ; donc la détérioration du solde budgétaire (déficit accru) si les recettes ne suivent pas. Si cette augmentation des dépenses n'est

¹² Régulation effectuée par un mécanisme permettant à un automate de modifier certains aspects de son fonctionnement selon les respects obtenus par ce fonctionnement visant au maintien d'équilibre (Rétroaction)

pas compensée par une hausse des recettes (fiscales ou autres), le solde budgétaire se dégrade, menant à un déficit. A court terme, une augmentation des dépenses en capital, comme la construction d'infrastructures, augmente immédiatement les dépenses de l'État et entraîne la détérioration du solde budgétaire.

- (4) La dette publique influe négativement sur le déficit budgétaire ; une variation de la dette publique rapportée au PIB (stock) de 1% fait varier négativement le solde budgétaire exprimé en PIB de 0,16%. Le solde budgétaire et la dette publique sont significativement et intimement liés comme le montre le tableau de résultats ci-dessus, un déficit budgétaire annuel ($G > T$) force l'État à emprunter, ce qui augmente la dette publique, qui est l'accumulation de tous les emprunts passés. Donc une hausse de la dette accroît le déficit en générant des intérêts, qui constituent une charge supplémentaire pour le budget¹³.

Tableau N°20 : Les relations (coefficients) de long terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RCP	0.990240	0.253620	2.538681	0.0015
DCP	-1.856220	0.211624	-8.771306	0.0000
DCAP	0.564333	0.501805	2.124605	0.0034
DETP	0.083543	0.052029	1.605698	0.2067
C	6.752666	2.973583	3.071530	0.0058

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

Le tableau ci-dessus nous fournit les coefficients ou élasticités de long terme estimés. On remarque qu'à long terme :

- (1) Le coefficient des recettes publiques en % du PIB est positif et significatif au seuil de 5% ce qui signifie qu'à long terme les recettes publiques exercent une influence positive et peu significative sur le solde budgétaire. À long terme, l'investissement public

¹³ Ainsi, le déficit est un flux (quantité annuelle) et la dette est un stock (montant cumulé à un moment donné). Financement pour couvrir ce déficit, l'État doit recourir à l'emprunt, ce qui augmente la dette publique. La dette publique est la somme accumulée des déficits budgétaires passés, plus les intérêts qui ont été ajoutés. La dette publique augmente les dépenses de l'État en raison des intérêts à payer sur l'encours de la dette. Ces intérêts constituent une charge budgétaire qui aggrave le solde budgétaire, le rendant plus déficitaire. Cet effet de boule de neige se produit lorsque le coût des intérêts sur la dette contribue à créer de nouveaux déficits, qui à leur tour augmentent la dette.

stimule la croissance économique, potentiellement augmentant les recettes fiscales futures et améliorant ainsi la situation budgétaire.

- (2) Le coefficient dépenses publiques courantes en % du PIB est négatif et significatif au seuil de 5% ce qui signifie qu'à long terme les dépenses courantes exercent influence faible et positive sur le solde budgétaire ;
- (3) Le coefficient des dépenses publiques d'investissement en % du PIB est positif et significatif ce qui signifie que les investissements publics exercent une influence positive significative sur le solde budgétaire. A long terme, l'investissement public peut stimuler la croissance économique, potentiellement augmentant les recettes fiscales futures et améliorant ainsi la situation budgétaire. Inversement, un solde budgétaire déficitaire peut forcer des emprunts, qui génèrent des charges d'intérêt, lesquelles augmentent le déficit.
- (4) La variable dette publique affiche un coefficient positif et non significatif ce qui signifie que la dette publique influe négativement sur le solde budgétaire à long terme.

Tableau N°20 : Test de causalité de Toda-Yamamoto stationnarité des variables

k	d_{max}	Variable dépendante (VD)	Variables explicatives ou causales/VC (probabilité)				
			SDPIB	RCPIB	DCPIB	DCAP	DETP
4	1	SDB		0.638974 (0.7265)	2.471220 (0.0101)	0.423803 (0.8090)	4.388703 (0.0034)
		RCP	2.597783 (0.2728)		2.616822 (0.0346)	0.560570 (0.7556)	0.053089 (0.9738)
		DCP	3.736034 (0.0044)	2.824559 (0.2436)		1.888461 (0.0413)	0.319002 (0.8526)
		DCAP	0.831857 (0.6597)	5.439635 (0.0659)	2.091259 (0.3515)		2.288424 (0.3185)
		DETP	3.412580 (0.0136)	7.627672 (0.0221)	10.02248 (0.0067)	2.531129 (0.2821)	

Sources : Auteurs, estimation à l'aide du logiciel Eviews 10

Le test de causalité de Toda-Yamamoto met en évidence l'existence d'une relation de causalité entre la dette publique et les dépenses en capital. Il révèle également une causalité significative entre les dépenses courantes et la dette publique. Par ailleurs, une relation causale est établie entre les recettes publiques et les dépenses en capital. Enfin, une relation de cause à effet est observée entre les dépenses en capital et le déficit budgétaire, ainsi qu'entre la dette publique et les dépenses courantes.

Conclusion

Cette étude met en lumière la relation complexe existant entre le solde budgétaire, les recettes publiques et les dépenses publiques en République Démocratique du Congo (RDC) sur la période allant de 2002 à 2024, à partir de l'estimation d'un modèle ARDL assorti d'un mécanisme de correction d'erreur. Les résultats obtenus suggèrent que les efforts engagés par la RDC en matière de soutenabilité budgétaire s'inscrivent globalement dans une dynamique favorable, traduisant une trajectoire tendant vers la réussite.

Les tests de cointégration réalisés entre les recettes publiques et les dépenses publiques révèlent l'existence d'une relation de long terme entre ces deux agrégats, attestée par la stationnarité des résidus. Cette relation de long terme confirme que la soutenabilité budgétaire a été globalement assurée sur la période considérée.

Par ailleurs, les estimations indiquent une relation de long terme statistiquement significative entre les variables du modèle, accompagnée d'un mécanisme d'ajustement relativement rapide, évalué à environ 66 % par an. Cette vitesse d'ajustement suggère qu'en présence d'un choc économique, l'économie congolaise dispose d'une capacité notable à rétablir son équilibre budgétaire, ce qui rejoint les conclusions de Pesaran et al. (2001) quant à l'importance des mécanismes d'ajustement dans l'analyse de la dynamique budgétaire.

Néanmoins, malgré l'existence de signaux positifs en matière de soutenabilité budgétaire, celle-ci demeure fragile et fortement dépendante de facteurs exogènes, en particulier des fluctuations des prix des matières premières, comme le soulignent Moto Kosarade et Sava (Moto Kosarade, 2025). Cette vulnérabilité aux chocs externes, conjuguée aux pressions inflationnistes, indique que l'équilibre budgétaire observé résulte davantage de mécanismes d'ajustement réactifs que d'une planification budgétaire anticipative et structurée. En outre, les résultats empiriques mettent en évidence une causalité bidirectionnelle entre les recettes et les dépenses publiques, ainsi qu'entre la dette publique et le solde budgétaire, soulignant ainsi la nécessité d'une gestion stratégique et cohérente des ressources publiques.

Toutefois, certaines défaillances persistent dans l'exécution budgétaire.

- D'une part, l'allocation des dépenses publiques demeure inefficace, caractérisée par une prédominance des dépenses de fonctionnement au détriment des dépenses d'investissement, pourtant essentielles à la croissance et à la stabilité à long terme.
- D'autre part, le système fiscal congolais reste structurellement faible et peu performant. Il est marqué par des insuffisances récurrentes, notamment sa complexité, son caractère inéquitable et le déséquilibre persistant entre la fiscalité directe et indirecte. En conséquence, il contribue insuffisamment au financement durable des dépenses publiques.

BIBLIOGRAPHIE

Achouche, K. S. (2016). Soutenabilité à long terme des dépenses publiques. *Laboratoire Économie et Développement*, 1-14.

Alhouseyni, D. (2021, Décembre). Analyse de la soutenabilité budgétaire du Mali. *Revue Malienne de Science et de Technologie*, Vol. 02 (No 26).

BENYACOUB B., & E. (2021). Modélisation ARDL, test de cointégration aux bornes la soutenabilité de la dette publique au Maroc. *Revue Internationale du Chercheur «Volume 2 : Numéro 4»*, 1-24.

Blanchard, O. (1993). Suggestions for a new set of fiscal indicators”, dans , Elsevier Science Publishers. *The Political Economy of Government Debt*, chapitre 14 H. Vergonet F. Van Winden (éds), 1-26.

Bourbonnais, R. (2015). *Econométrie : cours et exercices corrigés*. Paris: DUNOD.

Jondeau, E. (2018). La soutenabilité de la politique budgétaire. *Persée (Economie et Prévision)*, 1-19.

KIBALA, K. J. (2018). Modélisation ARDL, Test de Cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto : éléments de théorie et pratique sur les logiciels. *HAL Open Science*, 1-55.

Manasse, M. K. (2025). Soutenabilité budgétaire et vitesse d’ajustement en République Démocratique du Congo : une analyse empirique utilisant le modèle Autoregressive Distributed Lags sur la période 1992-2023. *Revue Française d’Economie et de Gestion*, 1-21.

Moto Kosarade, T. S. (2025). Budgetary sustainability and adjustment speed in the Democratic Republic of the Congo: an empirical analysis using the Autoregressive Distributed Lags model over the period 1992-2023. *Revue Française d’Economie et de Gestion*, 1-21.

Ndao, M. (2012). 2012. Analyse critique de la méthode classique d’évaluation de la soutenabilité de la dette extérieure dans les pays pauvres : Cas du Sénégal. *hal-01159002*, <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01159002>, 1-36.

Achouche Mohamed & Kaci Said, (2016), La soutenabilité à long terme des dépenses publiques en Algérie, A long-run sustainability of public expenditures in Algeria, El-Bahith Review 16/2016, Laboratoire Économie et Développement, Université A. Mira, Bejaia ; Algérie, p.145-158. Agénor, Pierre-Richard, (2012), Public Capital, Growth, and Welfare, Princeton University Press.

Agénor Pierre-Richard (2015), Règles budgétaires et soutenabilité des finances Publiques Policy Paper, OCP Policy Center, Policy Paper,

Berthomieu Claude, (2004), dépenses publiques, croissance et soutenabilité des déficits et de la dette extérieure : Etude de cas pour six pays riverains de la Méditerranée : Tunisie, Maroc, Turquie, Liban, Israël, Egypte, *rapport de recherche, Rapport final du projet de recherche FEM2-02-21-39, 45 pages.*

FMI (2002), «Assessing sustainability», Policy Development and Review Department Report, mai.

Hageman et N. Sartor (1990). « La soutenabilité de la politique budgétaire : réponses nouvelles à une question ancienne », Revue Economique de l'OCDE, n15, pp[8-38]

Hakkio C S et Rush M, (1991), Is the budget deficit too large?, *Economic Inquiry, vol.29, P.P.429-445.*

Jeanne PAVOT & Laurent PAUL, (2006), La maîtrise de la croissance des dépenses : un facteur clé pour des finances publiques saines, Direction des Analyses macroéconomiques et de la Prévision Service d'Études des politiques de finances publiques, *Bulletin de la Banque de France • N° 154 • Octobre 2006, pp.37-56*

Jondeau E. 1992. La soutenabilité de la politique budgétaire. In Economie et Prévision. n°104. P.2.

Kwiatowski et al (1992), Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?, *Journal of Econometrics, Volume 54, Issues 1–3, October–December 1992, Pages 159-178,*

Maïga A. A. (2020), Politique budgétaire et réduction de la pauvreté à travers les dépenses sociales au Mali, *Thèse de doctorat en Sciences Économiques, Institut de Pédagogie Universitaire (IPU), juillet, 269 pages.*

OCDE, (2002), IV. Soutenabilité budgétaire : le rôle des règles, *Éditions de l'OCDE | « Perspectives économiques de l'OCDE » 2002/2 no 72 | pages 147 à 167 ISSN 0304-3274 ISBN 92-64-29162-3, Article disponible en ligne à l'adresse : <https://www.cairn.info/revue-perspectives-economiques-de-locde-2002-2-page-147.htm>*

Olivier Blanchard (1993), « Suggestions for a new set of fiscal indicators”, dans H. Vergonet

Trehan B. et Walsh C.E. (1991), "Testing Inter-temporal Budget Constraint: Theory and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficit", *Journal of Money, Credit, and Banking, vol.23, n°2, mai, pp. 206-223.*

Quintos C E, (1995) Sustainability of the deficit process with structural shifts, *Journal of Business and Economy Statistics, vol. 13, 1995, P.P.409-417.*