

**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**

**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.**

MOTO KOSARADE Joseph

Docteur en Economie et Développement
Professeur d'Université

Membre de l'Observatoire de la Francophonie Economique de l'Université de Montréal et de
l'Association Marocaine du Contrôle, de Comptabilité et d'Audit
josephmoto10@gmail.com

TANDU SAVA Manasse

Assistant à l'Institut Supérieur de Développement Rural de MBEO
Chercheur en Economie et Gestion chez Business Economic Development
Maitrise en Audit et Contrôle de Gestion
manasstandu@gmail.com

Date de soumission : 23/08/2025

Date d'acceptation : 15/10/2025

Pour citer cet article :

MOTO KOSARADE. J. & TANDU SAVA. M. (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 « Volume 6 : Numéro 10 » pp : 879- 899.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cet article explore 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 (Autoregressive Distributed Lags) 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. L'analyse du modèle de correction d'erreur (ECM) révèle une vitesse d'ajustement d'environ 73 % par an. Par ailleurs, les résultats 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 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.

Mots-clés : Soutenabilité budgétaire ; Vitesse d'ajustement ; Modèle ARDL ; Causalité bidirectionnelle et Synchronisation fiscale.

Abstract

This article explores the dynamics between public revenues and expenditures in the Democratic Republic of the Congo (DRC) during the period from 1992 to 2023, based on the ARDL (Autoregressive Distributed Lags) model and the cointegration test. The results indicate that there is a significant long-term relationship between these two elements, accompanied by a short-term adjustment mechanism. The stationarity tests, including the ADF test, show that the series become stationary after first differencing. The analysis of the error correction model (ECM) reveals an adjustment speed of approximately 73% per year. Furthermore, the results highlight a bidirectional causality between revenues and expenditures, validating the concept of fiscal synchronization and illustrating the dependence of revenues on fluctuations in raw material prices. Although signs of budgetary sustainability are observed, the situation remains fragile, relying more on reactive adjustments than on proactive planning. These findings underscore the need for structural reforms to optimize budget management in the DRC and enhance economic resilience in the face of external shocks.

Keywords: Budgetary sustainability; Adjustment speed; ARDL model; Bidirectional causality; Fiscal synchronization.

Introduction

La question de la soutenabilité budgétaire représente un défi crucial pour de nombreux pays, en particulier ceux en développement tels que la République Démocratique du Congo (RDC). Dans un contexte marqué par des déficits budgétaires chroniques et une forte vulnérabilité aux variations des prix des matières premières, il est essentiel d'explorer les mécanismes régissant les interactions entre les recettes et les dépenses publiques. Les théories économiques, en particulier celles de l'approche keynésienne, mettent en avant que le recours à des politiques de déficit peut favoriser la croissance économique ; néanmoins, les implications à long terme de cette stratégie suscitent des interrogations.

La situation budgétaire en RDC est caractérisée par des déficits persistants et une mobilisation des recettes insuffisante. 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.

Dans ce cadre, la question centrale que nous nous posons est la suivante : quelle est la vitesse d'ajustement des finances publiques en RDC suite à un choc sur les recettes ou les dépenses ? Appréhender cette dynamique est essentiel pour évaluer la réactivité de la politique budgétaire dans le pays.

Nous formulons les hypothèses suivantes :

1. Une relation significative à long terme existe entre les recettes et les dépenses publiques en RDC.
2. L'économie congolaise dispose d'un mécanisme d'ajustement rapide pour corriger les déséquilibres budgétaires.
3. La dépendance des recettes aux fluctuations des matières premières a un impact négatif sur la soutenabilité budgétaire.

L'objectif de cette recherche est d'évaluer non seulement la soutenabilité budgétaire, mais également la rapidité d'ajustement des finances publiques en RDC, en s'appuyant sur des données empiriques couvrant la période 1992-2023. Nous chercherons à mesurer la relation entre recettes et dépenses publiques, tout en analysant les dynamiques d'ajustement à court et à long terme.

Pour ce faire, nous adopterons le modèle Autoregressive Distributed Lags (ARDL) associé à un mécanisme de correction d'erreur (ECM). Cette méthodologie nous permettra de tester la

stationnarité des variables, d'analyser la cointégration et d'évaluer la vitesse d'ajustement à la suite de chocs budgétaires.

La structure de cet article se déclinera en trois sections principales :

1. La première section proposera une revue de littérature relative à la soutenabilité budgétaire et aux dynamiques fiscales.
2. La deuxième section décrira la méthodologie adoptée et les données mobilisées pour l'analyse.
3. Enfin, la dernière section exposera les résultats obtenus et discutera des implications pour la politique budgétaire en RDC.

Ainsi, cette étude ambitionne de fournir un nouvel éclairage sur la question de la soutenabilité budgétaire en RDC, en mettant l'accent sur la rapidité d'ajustement des finances publiques, ce qui pourrait offrir des perspectives utiles pour les décideurs politiques.

1. Revue de littérature

La revue de littérature qui suit propose une analyse articulée des fondements théoriques et empiriques relatifs aux hypothèses de causalité entre recettes et dépenses publiques et à la soutenabilité budgétaire, en mobilisant les principales contributions économiques pour éclairer le cadre conceptuel et méthodologique de notre étude.

1.1. Revue théorique

La dynamique de causalité entre les recettes et les dépenses publiques représente un enjeu central dans le domaine de l'économie publique. Quatre théories distinctes peuvent éclairer le comportement observé entre ces deux éléments. Voici un aperçu de chacune d'elles :

Milton Friedman est le fondateur de l'école dite "tax-and-spend", qui soutient que toute hausse de impôts entraîne automatiquement une augmentation des dépenses publiques. Selon Friedman (1982) [cité par Narayan, 2005 : 1205], « Il est impossible de réduire le déficit simplement par une augmentation des impôts. En effet, accroître la fiscalité ne fait qu'entraîner une hausse des dépenses, maintenant le déficit à un niveau que l'opinion publique est prête à accepter. La règle politique essentielle est que l'État dépense ce qu'il perçoit, en plus de tout ce qu'il peut se permettre d'ajouter. » Ainsi, Friedman (1982) préconise, de manière quelque peu paradoxale, une diminution des impôts pour résoudre les problèmes de déficit budgétaire, arguant que la fiscalité a un impact causal positif sur les dépenses publiques. Une réduction des impôts pourrait temporairement creuser le déficit, poussant ainsi le gouvernement à restreindre ses dépenses (Moalusi, 2004). Buchanan et Wagner (1977, 1978) avancent une perspective alternative à l'hypothèse "tax-and-spend". Contrairement à Friedman (1978), ils soutiennent qu'une

augmentation de la fiscalité entraînerait une diminution des dépenses. Leur argumentation repose sur le concept d'illusion fiscale : une baisse d'impôts, aux yeux des citoyens, réduit le coût des biens et services fournis par l'État, ce qui accroît la demande pour ces derniers. Cependant, les coûts réels pour les contribuables peuvent être plus élevés, soit à travers une « taxation indirecte » provoquée par l'inflation due à une création monétaire excessive, soit par une hausse des taux d'intérêt liée au financement de la dette publique, qui limite l'investissement privé. Pour diminuer les dépenses, Buchanan et Wagner plaident donc pour une restriction de la capacité de l'État à financer ses activités par le biais de déficits. Dans cette optique, la relation entre impôts et dépenses demeure causale, mais dans un sens négatif.

La seconde école, qualifiée de "spend-and-tax", est associée à Peacock et Wiseman (1961, 1979). Selon cette théorie, ce sont les dépenses qui conditionnent les recettes : le gouvernement détermine d'abord son niveau de dépenses, puis ajuste sa politique fiscale pour les financer. Roberts (1978), ainsi que Peacock et Wiseman (1979), soulignent que des crises telles que des guerres, des catastrophes naturelles ou des récessions profondes peuvent justifier des augmentations temporaires des dépenses et des impôts. Toutefois, ces hausses fiscales tendent à se pérenniser, car elles élèvent le seuil de tolérance des citoyens vis-à-vis des prélèvements et de l'ampleur de l'État, facilitant ainsi une augmentation durable des dépenses publiques.

Une autre interprétation de cette hypothèse est celle proposée par Barro (1974, 1979, 1986) avec sa théorie du lissage de l'impôt. Dans ce cadre, les dépenses publiques sont considérées comme exogènes, tandis que les impôts s'ajustent en conséquence. La contrainte budgétaire intertemporelle stipule que toute augmentation des dépenses actuelles doit être compensée par des impôts futurs. À la différence de Buchanan et Wagner, Barro rejette le concept d'illusion fiscale et, dans le cadre de l'équivalence ricardienne, postule que les contribuables agissent de manière rationnelle, anticipant les impôts futurs qui découleront des déficits présents. Comme le soulignent von Furstenberg et al. (1992), les dépenses peuvent précéder les impôts lorsque, par exemple, une majorité politique augmente les dépenses avant une élection, celles-ci étant ensuite financées par des hausses fiscales post-électorales, ou lorsque les impôts sont réduits pour compenser des efforts antérieurs de rigueur budgétaire. Dans ce contexte, la réduction du déficit dépend principalement d'une diminution des dépenses.

La troisième école, désignée comme la synchronisation fiscale, avance que les gouvernements ajustent simultanément les impôts et les dépenses (Meltzer & Richard, 1981 ; Musgrave, 1966). Cela implique une causalité bidirectionnelle entre les dépenses et les recettes. Les citoyens déterminent le niveau des impôts et des dépenses en évaluant les avantages fournis par l'État

par rapport au coût marginal qu'ils supportent (Narayan, 2005). Le modèle de Barro (1979) sur le lissage de l'impôt renforce cette hypothèse en soutenant que les déficits présents entraînent mécaniquement des impôts futurs plus élevés. Ainsi, la relation causale entre recettes et dépenses se révèle être double.

Enfin, la quatrième école, qualifiée de neutralité budgétaire, proposée par Baghestani et McNown (1994), soutient que les hypothèses précédentes ne rendent pas compte de manière adéquate de la relation entre les recettes et les dépenses publiques. Selon cette perspective, ces deux éléments sont uniquement influencés par la croissance économique à long terme, et leur détermination est institutionnellement dissociée. Wildavsky (1988), un ardent défenseur de cette approche, précise que des institutions distinctes, telles que le pouvoir exécutif et le législatif aux États-Unis, sont responsables respectivement de la fixation des niveaux d'imposition et des dépenses. Ainsi, le processus budgétaire est caractérisé par une approche incrémentale, fondée sur des ajustements marginaux, à condition que ces institutions parviennent à un accord. Dans ce contexte, il n'existe pas de relation de causalité entre les dépenses et les recettes, celles-ci étant considérées comme indépendantes l'une de l'autre.

1.2. Revue empirique

La majorité des études empiriques ont parlé de la soutenabilité des politiques budgétaires dans plusieurs pays du monde. À titre d'exemple, Nwakwe (2008) a analysé les finances publiques italiennes afin de déterminer si la politique budgétaire respectait la contrainte budgétaire intertemporelle (CBI) après Maastricht. Dans sa démarche, l'auteur a appliqué des tests de stationnarité, de cointégration et de ruptures structurelles aux séries chronologiques annuelles du ratio dette publique sur produit intérieur brut (PIB) ainsi qu'aux séries chronologiques trimestrielles des recettes et des dépenses publiques sur la période allant de 1962 à 2004. Les résultats de l'étude ont révélé une confirmation de la soutenabilité globale des finances italiennes, bien que l'analyse des recettes et des dépenses publiques ait mis en évidence une soutenabilité limitée.

Lusiyana et Thornton (2009) quant à eux, ont étudié la soutenabilité budgétaire à long terme en Afrique du Sud, en appliquant des tests contemporains de racine unitaire et de cointégration aux données empiriques relatives aux recettes et aux dépenses sur la période allant de 1895 à 2005. Suite à l'intégration des ruptures structurelles, leurs résultats ont mis en évidence une cointégration des recettes et des dépenses, ce qui suggère une soutenabilité budgétaire à long terme limitée, mais non nulle.

Saad (2011) a analysé la soutenabilité de la dette publique libanaise sur la période s'étendant de 1965 à 2008, en mettant en œuvre le modèle de contrainte budgétaire intertemporelle. et de cointégration au ratio recettes/dépenses rapporté au PIB a permis de conclure à une soutenabilité limitée de la dette publique.

Dans la même perspective, Doh-Nani (2011) a examiné la soutenabilité du déficit budgétaire ghanéen sur la période allant de 1960 à 2007, en recourant à l'approche de la contrainte budgétaire intertemporelle. L'application de tests de stationnarité et de cointégration aux dépenses et aux recettes publiques a permis de montrer que ces variables présentaient une caractéristique de stationnarité et que le déficit budgétaire ghanéen se révélait soutenable sur l'ensemble de la période considérée.

Kuncoro (2011) a examiné la soutenabilité budgétaire de l'Indonésie en appliquant des méthodes économétriques fondées sur des tests de racine unitaire, de cointégration et un modèle VAR (Vector Auto Regression). Les résultats obtenus confirment la viabilité de la politique budgétaire indonésienne.

Moto Kosarade et Sumata (2022) ont analysé l'impact des finances publiques de la République Démocratique du Congo (RDC) sur la période allant de 1960 à 2020, mettant en évidence la persistance de déficits budgétaires, des problèmes de gouvernance et une vulnérabilité aux fluctuations des prix des matières premières, ces éléments constituant des obstacles à l'efficacité de la politique budgétaire. Les auteurs soulignent également que les dépenses publiques persistent à privilégier le fonctionnement courant au détriment des investissements structurants, et que les recettes fiscales ne parviennent pas à atteindre leur niveau potentiel. Compte tenu de ces réalités, une importance particulière est accordée à la mise en œuvre de réformes structurelles, au renforcement de la gouvernance et à la promotion de la diversification économique, ces éléments étant considérés comme des facteurs déterminants pour optimiser la gestion budgétaire et stimuler une croissance économique pérenne.

Enfin, André Bona Kabamba et Jean-Pierre Khonde Mabilia (2023) ont analysé la soutenabilité des finances publiques de la République Démocratique du Congo sur la période allant de 1980 à 2020. En s'appuyant sur le modèle de Hakkio et Rush (1991) et en utilisant les tests économétriques de stationnarité et de cointégration, il est démontré que la soutenabilité des finances publiques de la République Démocratique du Congo (RDC) est faible, conformément à la définition de Quintos (1995). Cette vulnérabilité résulte de l'insuffisance des recettes publiques, en particulier celles issues du secteur minier. L'étude souligne l'impératif d'une réforme du système financier public et d'une de la gouvernance en vue d'assurer la soutenabilité.

Ces résultats s'intègrent dans un cadre empirique étendu mobilisant des outils économétriques afin d'évaluer la robustesse des finances publiques, en soulignant l'importance de la qualité des institutions, de la composition des recettes fiscales et des mécanismes d'ajustement budgétaire.

Des enquêtes supplémentaires ont été menées concernant l'évaluation de la soutenabilité des politiques budgétaires, à l'exemple des travaux de Oyeleke et Ajilore (2014) pour le Nigeria, de Collingnon (2012) pour l'Europe, d'Adams et al. (2010) pour l'Asie en développement, de Jibao et al. (2012) pour l'Afrique du Sud et de Quintos (1995) pour les États-Unis.

Cet article se distingue des travaux antérieurs en ce qu'il mesure pour la première fois la vitesse d'ajustement budgétaire en RDC

2. Cadre méthodologique

Cette section examine les fondements épistémologiques ainsi que la méthodologie de recherche utilisée dans cette analyse. En intégrant les concepts de réalisme critique et de positivisme, l'étude se concentre sur les facteurs d'optimisation des recettes douanières. Elle adopte une approche hybride, alliant méthodes quantitatives et qualitatives pour une compréhension approfondie des dynamiques en jeu.

2.1. Cointégration et modèle à correction d'erreur (ECM)

La présente section a pour objectif de présenter les fondements théoriques du modèle ARDL/ECM. Il s'agit de l'ensemble des hypothèses et outils techniques développés par Pesaran, Shin et leurs collaborateurs.

2.1.1. Les hypothèses et avantages du modèle ARDL

Un modèle ARDL est caractérisé par les propriétés suivantes :

- Contrairement aux tests de cointégration traditionnels (Engle-Granger et Johansen) qui nécessitent que toutes les variables soient intégrées d'ordre $I(1)$, le modèle ARDL peut être appliqué lorsque le degré d'intégration des variables est $I(0)$ ou $I(1)$. Cependant, le modèle ARDL n'est pas applicable lorsque l'ordre d'intégration est égal à 2 ou plus [$I(2)$].
- Il est particulièrement efficace dans les séries chronologiques où la taille de l'échantillon est limitée.
- Le modèle ARDL fournit des estimations non biaisées et efficaces pour les relations de court terme et de long terme.
- Contrairement au modèle VAR qui suppose l'endogénéité de toutes les variables, le modèle ARDL distingue explicitement la variable dépendante des variables explicatives, permettant ainsi de mieux traiter les problèmes d'endogénéité.

- Le modèle ARDL détermine automatiquement le retard optimal pour chaque variable à l'aide de critères d'information (AIC, SIC, HQC), évitant ainsi le choix arbitraire des retards dans les modèles VAR.

2.1.2. Spécification du modèle ARDL

Les modèles autorégressifs à retards échelonnés (ARDL) sont des modèles dynamiques qui capturent à la fois la dynamique propre de la variable dépendante et les effets distribués dans le temps des variables explicatives.

La forme générale d'un modèle ARDL(p, q) avec une variable explicative s'écrit :

$$Y_t = \varphi + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \alpha_j X_{t-j} + V_t \quad \text{Où :}$$

- Y_t : Variable dépendante
- Y_{t-i} : Retards de la variable dépendante (composante autorégressive)
- X_{t-j} : Retards de la variable indépendante (composante à retards échelonnés)
- p : Ordre des retards de la variable dépendante
- q : Ordre des retards de la variable explicative
- φ : Terme constant
- V_t : Terme d'erreur

2.1.3. Le passage au modèle à correction d'erreur (ECM)

La transformation du modèle ARDL en sa forme à correction d'erreur révèle simultanément la relation de long terme et la dynamique d'ajustement de court terme.

Pour un modèle ARDL(1,1) :

$$Y_t = \varphi + \beta_1 Y_{t-1} + \alpha_0 X_t + \alpha_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

En exprimant cette équation en différences premières et en réarrangeant les termes, on obtient la forme ECM :

$$\Delta Y_{t-1} = \alpha_0 \Delta X_{t-1} + (\beta_1 - 1)[Y_{t-1} - \lambda X_{t-1} - \mu] + \varepsilon_t$$

Où $\beta = (\alpha_0 + \alpha_1) / (1 - \beta_1)$ représente le multiplicateur de long terme et $\alpha = \varphi / (1 - \beta_1)$ est la constante de long terme.

La forme générale du modèle à correction d'erreur non restrictif (UECM) pour un modèle ARDL(p, q₁, q₂, ..., q_k) s'écrit :

$$\Delta Y_t = c + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i} \Delta X_{1t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i} \Delta X_{2t-i} + \dots + \sum_{i=0}^{q_k} \beta_{ki} \Delta X_{kt-i} + \theta ECT_{t-1} + \varepsilon_t$$

Où $ECT_{t-1} = Y_{t-1} - \lambda_1 X_{1t-1} - \lambda_2 X_{2t-1} - \dots - \lambda_k X_{kt-1}$ est le terme de correction d'erreur, et θ mesure la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme.

2.1.4. Test de cointégration par la méthode des bornes

Les limites des tests traditionnels de cointégration (test de Engel et Granger (1987), celui de Stock et Watson (1988), ceux de Johansen (1988, 1991, 1996b) et Johansen et Juselius (1990)) à s'appliquer sur des séries intégrées à des ordres différents va obliger Pesaran et al. (1996), Pesaran et Shin (1995) et Pesaran et al. (2001) à proposer une procédure de test de cointégration adaptée à ce cas, appelé « test de cointégration aux bornes » ou « bounds test to cointegration » ou encore « test de cointégration par les retards échelonnés ». Ce test de cointégration aux bornes est appliqué sur fond d'un modèle qui lui sert de base, c'est la spécification ARDL cointégrée qui prend la forme d'un modèle à correction d'erreur.

Le test de Pesaran, Shin et Smith (2001) permet de vérifier l'existence d'une relation de cointégration sans exiger que toutes les variables soient intégrées du même ordre. La procédure comporte deux étapes :

1. Détermination du nombre optimal de retards à l'aide des critères d'information
2. Test des hypothèses suivantes à l'aide de la statistique de Fisher :

$H_0 : \theta = 0$ (Absence de relation de cointégration)

$H_1 : \theta \neq 0$ (Existence d'une relation de cointégration)

La procédure du test est telle que l'on devra comparer les valeurs de Fisher obtenues aux valeurs critiques (bornes) simulées pour plusieurs cas et différents seuils par Pesaran et al. L'on notera des valeurs critiques que la borne supérieure (2^e ensemble) reprend les valeurs pour lesquelles les variables sont intégrées d'ordre 1 $I(1)$ et la borne inférieure (1^{er} ensemble) concernent les variables $I(0)$. Ainsi :

- Si la statistique $F >$ borne supérieure : Rejet de H_0 (cointégration)
- Si la statistique $F <$ borne inférieure : Non-rejet de H_0
- Si la borne inférieure $<$ la statistique $F <$ borne supérieure : Conclusion indéterminée

2.1.5. Étapes de la modélisation ARDL/ECM

La modélisation ARDL et sa transformation en modèle à correction d'erreur (ECM) suivent une démarche progressive. Chaque étape est essentielle pour assurer la robustesse des résultats, à court et long terme.

1. **Test de stationnarité** : Vérifier que toutes les variables sont $I(0)$ ou $I(1)$ à l'aide du test ADF.
2. **Test de cointégration** : Appliquer le test des bornes de Pesaran et al.
3. **Détermination des retards optimaux** : Sélectionner l'ordre optimal des retards à l'aide des critères d'information

4. **Estimation du modèle** : Si la cointégration est établie, estimer les paramètres de court et long terme

5. **Validation du modèle** : Vérifier l'absence d'autocorrélation (test de LM), d'hétéroscédasticité (test de White) et la normalité des résidus (test de Jarque-Bera)

6. **Test de stabilité** : S'assurer de la stabilité des paramètres à l'aide des tests CUSUM et CUSUMSQ

Cette approche permet une modélisation robuste des relations économiques tant à court terme qu'à long terme, tout en offrant une flexibilité importante quant aux propriétés stochastiques des séries utilisées.

2.2. Objectifs et sources des données et traitement

L'objectif général est d'évaluer le mécanisme de correction des déséquilibres budgétaires en examinant la relation entre les recettes et les dépenses publiques. Spécifiquement, cette recherche vise à :

1. Mesurer la relation de long terme entre les recettes et les dépenses publiques
2. Analyser la dynamique de court terme à travers le modèle à correction d'erreur
3. Tester la soutenabilité budgétaire à long terme

L'étude utilise des données de séries chronologiques annuelles couvrant la période 1992-2023. Les données proviennent des rapports annuels de la Banque centrale du Congo (2000-2023), complétées par des sources statistiques nationales pour assurer la continuité de la série historique.

Les variables retenues sont :

- Recettes publiques en pourcentage de PIB
- Dépenses publiques en pourcentage de PIB
- Prix du cuivre
- L'inflation
- Produit Intérieur Brut

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

$$\Delta RP = \alpha_0 + \alpha_1 RP_{t-i} + \alpha_2 DP_{t-i} + \alpha_3 PC_{t-i} + \alpha_4 INF_{t-i} + \alpha_5 PIB_{t-i} + \alpha_6 \Delta RP_{t-i} + \alpha_7 \Delta DP_{t-i} + \alpha_8 \Delta PC_{t-i} + \alpha_9 INF_{t-i} + \alpha_{10} \Delta PIB_{t-i} + \varepsilon_t$$

Toutes les données seront exprimées en logarithme naturel pour dégager les élasticités ; de plus, nous serons intéressés à établir le sens de la causalité entre les dépenses et les recettes publiques.

3. Analyse des données et discussion des Résultats

Les résultats de notre modèle ARDL estimé pour la discussion sont présentés dans les tableaux 1 à 6. Après l'étude de la stationnarité à l'aide du test de racine unitaire (Dickey-Fuller), nous avons testé la présence de relations à long terme en utilisant le « Bounds test ». Ensuite nous avons procédé à l'estimation du modèle ARDL le plus parcimonieux correspond au nombre de retard qui minimise le critère d'Akaike ; enfin nous avons estimé la forme du modèle à long terme à l'aide du test de cointégration en dégagant les coefficients de long terme.

3.1. Analyse de stationnarité et ordre d'intégration

Le tableau 1 présente les résultats du test de racine unitaire Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour chacune des variables

Tableau 1. Résultats des tests de stationnarité ADF

	Au niveau					Première différence				
	Valeur critique	1%	5%	10%	Conclusion	Valeur critique	1%	5%	10%	Conclusion
LogRP	- 1.304873 (0.6146)	- 3.661	- 2.960	- 2.619	Non stationnaire	- 5.342244 (0.0001)	- 3.670	- 2.963	- 2.621	Stationnaire
LogDP	- 1.531224 (0.5048)	- 3.661	- 2.960	- 2.619	Non stationnaire	- 4.814992 (0.0005)	- 3.670	- 2.963	- 2.621	Stationnaire
LogPC	- 0.843363 (0.7924)	- 3.661	- 2.960	- 2.619	Non stationnaire	- 4.636099 (0.0009)	- 3.670	- 2.963	- 2.621	Stationnaire
LogINF	-5.57181 (0.0003)	- 3.670	- 2.963	- 2.621	Stationnaire					
LogPIB	- 3.387226 (0.0195)	- 3.670	- 2.963	- 2.621	Stationnaire					

Source : Nous-même à partir du logiciel Eviews

D'après ce résultat, nous constatons qu'il existe des variables qui sont stationnaires en niveau, il s'agit du taux d'inflation (LOGINF) et du taux de croissance économique (LogPIB). Par ailleurs, les tests ADF nous montrent que les autres variables ne sont pas stationnaires en niveau mais stationnaires en première différence. D'où notre intérêt pour la modélisation ARDL.

3.2. Estimation du modèle ARDL et test de cointégration

Pour tester l'existence d'une relation de long terme, le test de cointégration aux bornes (Bounds test) de Pesaran, Shin et Smith (2001) a été appliqué. Les résultats figurent dans ce tableau-dessous :

Tableau 2. Résultats du test de cointégration aux bornes

Statistique de test	Valeur	Signification	Valeur critique I(0)	Valeur critique I(1)
F-statistic	10.651	10%	2.2	3.09
		5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87
		1%	3.29	4.37

Source : Nous-même à partir du logiciel Eviews

La statistique F calculée (10.651) est supérieur à toutes les valeurs critiques de la borne supérieur de I(1) correspondant au niveau d'erreur 1%. Par conséquent, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle de l'absence de relation à long terme, et nous pouvons conclure qu'il existe bel et bien de relation de cointégration à long terme pour le modèle estimé.

Avant de modéliser notre fonction par le modèle ARDL, il faut au préalable déterminer le nombre de retard optimal pour chaque variable. Le graphique ci-dessous nous présente la sélection des valeurs de AIC (critère d'information d'Akaike) des vingt meilleurs modèles, le modèle qui offre des résultats d'estimations avec des retard optimaux est ARDL(3, 0, 0, 1, 0).

Tableau 3. Le modèle ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.*
LogRP(-1)	0.430345	0.147775	2.912156	0.0086
LogRP(-2)	-0.393437	0.131728	-2.986747	0.0073
LogRP(-3)	0.227931	0.078719	2.895522	0.0089
LogDP	0.240631	0.122014	1.972163	0.0626
LOGINF	-0.000637	0.000163	-3.911302	0.0009
LOGINF(-1)	8.03E-06	5.11E-06	1.570311	0.1320
logPC	0.243943	0.074977	3.253549	0.0040
LogPIB	0.024402	0.007929	3.077474	0.0059
C	-3.338452	0.809338	-4.124916	0.0005
R ² = 0.824309; R ² adjusted = 0.803226 ; F-Statistic = 125.4869 ; AIC = -1.554				

Source : Nous-même à partir du logiciel Eviews

Figure 1. Les critères d'information Sélections du modèle optimal

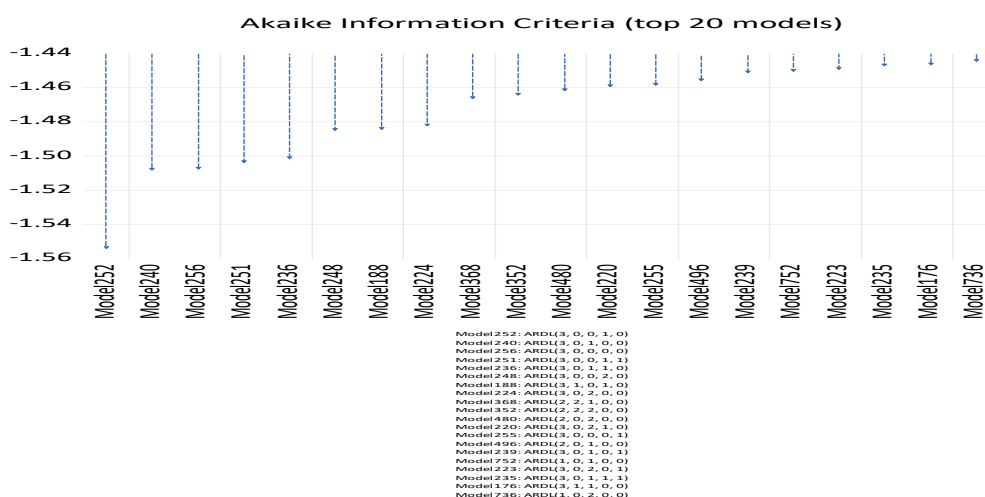


Tableau 4. Estimation des coefficients dynamiques de court terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LogRP) (-1)	0.165505	0.080481	2.056465	0.0530
D(LogRP) (-2)	-0.227931	0.079004	-2.885066	0.0092
D(LOGINF)	-0.000637	6.84E-05	-9.218805	0.0000
CointEq(-1)	-0.735161	0.082253	-8.937783	0.0000
Cointeq = LogRP – (0.327317LogDP + 0.331823LogPC – 0.000856LOGINF + 0.033192 LogPIB – 4.541119)				

Source : Nous-même à partir du logiciel Eviews

Le tableau ci-dessus nous montre que le coefficient de correcteur d'erreur (CointEq) est négatif et significatif, ce qui nous prouve qu'il existe un mécanisme d'ajustement à long terme. Les résultats nous confirment que les recettes publiques en RDC a un mécanisme automatique qui rappelle à l'équilibre lorsqu'il y a chocs économiques. La valeur estimée de (-0.735) pour les coefficients de ECM suggère qu'une stratégie d'ajustement rapide est d'environ 73%. Cela signifie qu'environ 73% de l'écart de l'année précédente, provoquée des chocs, est ajustée vers l'équilibre à long terme pour l'année en cours.

Tableau 5. Estimation des coefficients de long terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LogDP	0.327317	0.156894	2.086229	0.0500
LogPC	0.331823	0.094196	3.522674	0.0021
LOGINF	-0.000856	0.000307	-2.789892	0.0113
LogPIB	0.033192	0.014529	2.284585	0.0334
C	-4.541119	1.034273	-4.390637	0.0003

Source : Nous-même à partir du logiciel Eviews

Nous constatons que dans le tableau ci-dessus, toutes les variables ont des coefficients signification à long terme, à l'exception de l'inflation. En effet, les coefficients estimés de la relation à long terme nous montrent les dépenses publiques ont un impact sur les recettes publiques. Une augmentation de 1% entraine une hausse des recettes publiques d'environ 0.327%, toutes choses étant égale par ailleurs. D'autre part, le prix du cuivre, ont aussi un impact positif et significatif sur les recettes publiques, l'augmentation du prix de cuivre entraine une augmentation de 0.33% de recettes publiques, qui est explicatif étant donné que la RDC est un pays qui dépend de ses ressources naturelles. Les résultats nous montrent que l'inflation a un impact négatif et non significatif sur les recettes à long et à court. En effet, une augmentation de 1% de l'inflation entraine une baisse des recettes publiques de 0.00086% à long terme et 0.00064 à court terme. La croissance économique quant à elle, a un impact positif sur les recettes publiques. Une augmentation de 1% de la croissance économique entraine une augmentation de 0.033% de recettes publiques.

Tableau 6. Test de causalité de Toda-Yamamoto

LogRP			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LogDP	9.245440	2	0.0098*
LogPC	4.968229	2	0.0834
LogINF	7.576062	2	0.0226*
LogPIB	0.580328	2	0.7481
All	29.85320	8	0.0002

LogDP			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LogRP	7.377850	2	0.0250*
LogPC	1.290560	2	0.5245
LOGINF	3.193652	2	0.2025
LogPIB	1.792254	2	0.4081
All	37.78427	8	0.0000

LogPC			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LogRP	7.183651	2	0.0275*
LogDP	1.063701	2	0.5875
LOGINF	3.521510	2	0.1719
LogPIB	1.704653	2	0.4264
All	18.45342	8	0.0181

LOGINF			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LogRP	30.66151	2	0.0000*
LogDP	66.61045	2	0.0000*
LogPC	2.638639	2	0.2673
LogPIB	8.652623	2	0.0132*
All	166.5301	8	0.0000

LogPIB			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LogRP	16.44364	2	0.0003*
LogDP	8.360097	2	0.0153*
LogPC	8.574136	2	0.0137*
LOGINF	1.764250	2	0.4139
All	27.20848	8	0.0007

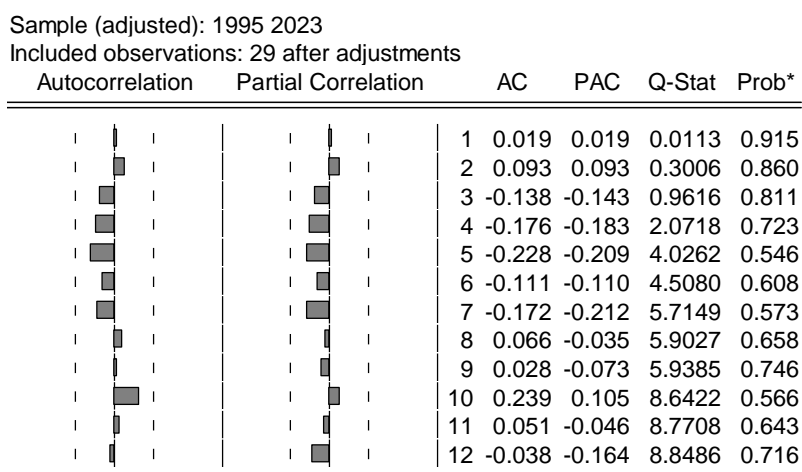
Source : Nous-même à partir du logiciel Eviews

Les résultats de ce tableau confirment une relation bidirectionnelle entre recettes et dépenses, ce qui est conforme à la logique de finances publiques : d'une part, plus de recettes permettent plus de dépenses ; d'autre part, plus de dépenses peuvent stimuler l'activité et donc accroître

les recettes. Le prix cuivre quant à lui apparaît comme un déterminant direct des recettes publiques congolaises. Cela démontre les finances publiques présentent une dépendance structurelle des aux matières premières. Par ailleurs, il existe une relation bidirectionnelle entre inflation et recettes publiques, et une relation unidirectionnelle entre les dépenses publiques et la croissance économique. En effet, une inflation forte gonfle mécaniquement les recettes, à travers la TVA, droits de douane, etc., mais elle alourdit aussi les dépenses comme salaires, subventions, etc. L'inflation joue donc à la fois un rôle de moteur et de déséquilibre. Enfin, nous pouvons constater que la croissance économique agit comme une cause structurelle qui alimente recettes et dépenses publiques, tout en influençant indirectement le prix du cuivre.

3.3. Validation du modèle

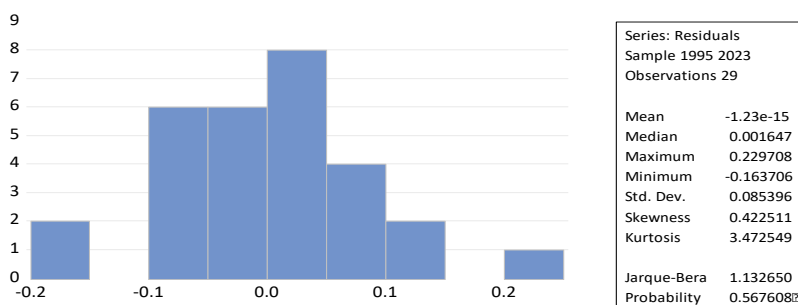
Figure 2. Test d'autocorrelation des erreurs



*Probabilities may not be valid for this equation specification.

La figure nous présente des probabilités critiques supérieures à 5% pour tous les retards allant de 1 à 12. Nous pouvons affirmer qu'il n'existe pas d'autocorrélation entre les résidus.

Figure 3. Test normalité des erreurs Jarque Bera



Source

La statistique de Jarque-Bera ($JB = 1.13$) indique une probabilité critique de 0.56 qui est supérieur au seuil de signification de 5%, ce qui nous permet d'accepter l'hypothèse de normalité des résidus, et d'affirmer que les résidus suivent une loi normale.

Tableau 7. d'hétéroscédasticité des erreurs ARCH

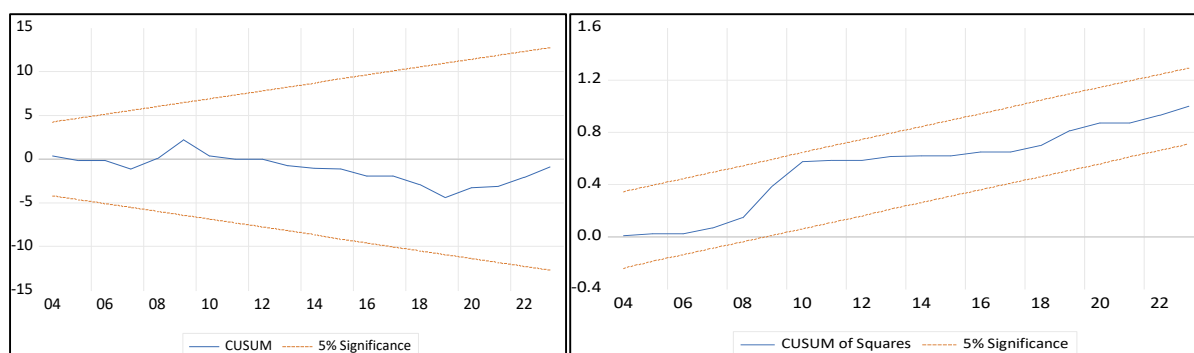
Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.009647	Prob. F(1,26)	0.9225
Obs*R-squared	0.010385	Prob. Chi-Square(1)	0.9188

Source : Nous-même à partir du logiciel Eviews

Nous remarquons dans ce tableau que les probabilités critiques associées au F-statistic (0.92) et χ^2 (0.91) sont très élevées, bien supérieur au seuil de signification de 5%. D'où, l'hypothèse nulle d'hétéroscédasticité est réjetée, ce qui signifie que les résidus du modèle semblent constant.

3.4. Test de stabilité des paramètres

Figure 4. Test de stabilité des paramètre



Cette figure nous confirme la stabilité de la relation de long terme au cours des années observées. D'où, l'hypothèse de stabilité de la relation de long terme est acceptée au seuil de 5%. La figure à droite (CUSUM of Squares) a éclairci une stabilité entre les recettes publiques et l'ensemble des variables explicatives.

3.5. Discussion des résultats

Les résultats tirés de cette recherche offrent une perspective éclairante sur la soutenabilité budgétaire et la vitesse d'ajustement des finances publiques en République Démocratique du Congo (RDC), en lien avec nos hypothèses initiales.

Hypothèse 1 : Relation à long terme entre recettes et dépenses publiques

L'analyse de cointégration a démontré l'existence d'une relation significative à long terme entre les recettes et les dépenses publiques, validant ainsi notre première hypothèse. En effet, la statistique F du test de cointégration aux bornes a dépassé les seuils critiques, permettant de rejeter l'hypothèse nulle qui suggérait l'absence d'une telle relation. Ce constat rejoint les travaux de Bohn (1998), qui mettent en avant l'importance d'une relation stable entre ces deux éléments pour assurer une soutenabilité budgétaire.

Hypothèse 2 : Ajustement rapide

En ce qui concerne notre deuxième hypothèse, les résultats indiquent un mécanisme d'ajustement rapide estimé à environ 73 % par an. Cela suggère que l'économie congolaise peut rapidement rectifier les déséquilibres budgétaires après un choc. Cette constatation est en accord avec les recherches de Pesaran et al. (2001), qui soulignent que des ajustements efficaces sont cruciaux pour maintenir l'équilibre budgétaire, surtout en périodes de turbulences économiques.

Hypothèse 3 : Dépendance aux fluctuations des matières premières

Notre troisième hypothèse, qui stipule que la dépendance des recettes aux fluctuations des matières premières a un impact négatif sur la soutenabilité budgétaire, a également été confirmée. Les résultats montrent que cette dépendance, en particulier vis-à-vis du cuivre, expose les finances publiques à des risques importants, renforçant la précarité budgétaire en RDC. Comme l'indiquent Moto Kosarade et Sumata (2022), les variations des prix du cuivre influencent directement les recettes publiques, illustrant ainsi une vulnérabilité structurelle aux ressources naturelles.

Analyse des dynamiques d'ajustement

Les tests de causalité de Toda-Yamamoto ont révélé une relation bidirectionnelle entre les recettes et les dépenses, corroborant la logique des finances publiques. Dans le contexte congolais, cela signifie que les dépenses publiques peuvent stimuler l'activité économique et, en retour, influencer les recettes. Cette interconnexion souligne l'importance d'une gestion budgétaire stratégique, à l'instar de ce que suggèrent Meltzer et Richard (1981), qui plaident pour une approche intégrée dans la gestion des finances publiques.

Validation du modèle

Enfin, les tests de validation du modèle, incluant les évaluations d'autocorrélation, de normalité et d'hétéroscédasticité, ont affirmé la robustesse de notre modèle ARDL. L'absence d'autocorrélation et la normalité des résidus indiquent que les résultats sont fiables, ce qui ouvre la voie à des recommandations éclairées pour la politique budgétaire en RDC.

En résumé, cette étude valide nos hypothèses concernant la relation à long terme entre les recettes et les dépenses publiques, la rapidité d'ajustement de l'économie congolaise, ainsi que l'impact négatif de la dépendance aux fluctuations des matières premières. Ces résultats soulignent la nécessité de mettre en œuvre des réformes structurelles afin de renforcer la résilience économique et de garantir une soutenabilité budgétaire à long terme.

4. Conclusion

Cette recherche a mis en évidence la relation complexe entre les recettes et les dépenses publiques en République Démocratique du Congo (RDC) pour la période de 1992 à 2023, en utilisant le modèle ARDL et un mécanisme de correction d'erreur. Les résultats indiquent une relation à long terme significative entre les deux variables, avec un mécanisme d'ajustement rapide estimé à 73 % par an. Cette capacité d'ajustement suggère que, suite à un choc économique, l'économie congolaise peut retrouver son équilibre budgétaire de manière efficace, ce qui corroborerait les travaux de Pesaran et al. (2001) sur l'importance des ajustements dans le cadre budgétaire.

Cependant, bien que des signes de soutenabilité budgétaire soient présents, celle-ci reste fragile et fortement influencée par les fluctuations des prix des matières premières, comme l'indiquent Moto Kosarade et Sumata (2022). Cette dépendance aux chocs externes, combinée à des pressions inflationnistes, montre que l'équilibre budgétaire est plus souvent le résultat d'ajustements réactifs que d'une planification anticipée. De plus, les résultats indiquent une causalité bidirectionnelle entre les recettes et les dépenses, soulignant la nécessité d'une gestion stratégique des ressources.

Au regard de ces observations, plusieurs recommandations s'imposent :

1. **Diversification des sources de revenus** : Il est essentiel d'élargir la base des recettes fiscales, d'explorer de nouveaux secteurs économiques et de réduire la dépendance aux matières premières, notamment le cuivre. Cela pourrait passer par des investissements dans des secteurs durables et des services.
2. **Renforcement des institutions budgétaires** : Instaurer des structures de gouvernance solides et transparentes est crucial pour optimiser la gestion des finances publiques. Cela inclut des efforts pour lutter contre la corruption et orienter les dépenses vers des investissements productifs.
3. **Planification budgétaire proactive** : Les décideurs doivent adopter une approche anticipative en matière de planification budgétaire pour mieux gérer les chocs économiques. Cela pourrait inclure la mise en place de réserves budgétaires pour faire face aux imprévus.
4. **Suivi et évaluation des politiques** : Il est important d'établir des systèmes de suivi et d'évaluation des politiques budgétaires pour mesurer leur efficacité et apporter des ajustements en temps utile. Cela peut comprendre des audits réguliers et des analyses d'impact des réformes appliquées.

En somme, bien que des avancées aient été réalisées en matière de soutenabilité budgétaire en RDC, il est crucial de mettre en œuvre des réformes structurelles. Celles-ci renforceront la résilience économique du pays face aux défis futurs, tout en améliorant la gestion des finances publiques et en favorisant une croissance économique durable et inclusive.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Adebisi, D. G., & Oyeleke, O. J. (2020). *Fiscal Deficit Episode in Nigeria: What Is the Percentage of Error Correction between Public Revenue and Expenditure?* *Modern Economy*, 11, 533-540. <https://doi.org/10.4236/me.2020.112039>
- Alan T. Peacock & Jack Wiseman, (1961). "The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom," *NBER Books*, National Bureau of Economic Research, Inc, number peac61-1, October.
- Aslan, M. and Taşdemir M., 2009, 'Is Fiscal Synchronization Hypothesis Relevant for Turkey? Evidence from Cointegration and Causality Tests with Endogenous Structural.
- Baghestani, H., & McNown, R. (1994). *Another look at the relation between government revenues and expenditures: cointegration and size of government. Public Finances.*
- Bohn, H. (1998). The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 949–963. <http://www.jstor.org/stable/2586878>
- Bona Kabamba, A., & Khonde Mabilia, J.-P. (2023). *Soutenabilité de long terme des finances publiques en RD Congo : une analyse par l'approche économétrique. Revue Internationale des Dynamiques Sociales*, 130(2), 69-76.
- Bouthevillain, C., Dufrenot, G., Frouté, P., Paul, L., *Les politiques budgétaires dans la crise : Comprendre les enjeux actuels et les défis futurs.* Bruxelles : De Boeck.
- Buchanan, J.-M., & Wagner, R. E. (1977). *Democracy in Deficit: The Political Legacy of Lord Keynes.* Academic Press, New York.
- Ezeabasili, V. N., & Mojekwu, J. N. (2011). *Analysis of Fiscal and Deficits and Interest rates in Nigeria.* *Journal of Economics and International Finance*, 3, 236-245.
- Friedman, M. (1978). *The Limitations of Tax Limitations. Policy Reviws*, 5, 7-14.
- Hakkio, G. S., & Rush, M. (1991). Is the budget deficit "too large ?", *Economic Inquiry*, 29, 429-445.
- Hoover, K. D., & Sheffrin, S. M. (1992). *Causation, Spending, and Taxes: Sand in the Sandbox or Tax Collector for the Welfare State?. The American Economic Review*, 82(1), 225-248.

Karakas, M., & Turan, T. (2019). *The Government Spending-Revenue Nexus in CEE Countries: Some Evidence for Asymmetric Effects*. *Prague Economic Papers*, 28(6), 633-647. doi: 10.18267/j.pep.697

Koren, S., & Stiassny, A. (1995). *Tax and Spend or spend and tax ? An empirical investigation for Austria*, *Empirica*. 22, 127-149. <https://doi.org/10.1007/BF01384650>

Lukunda Ntemo N., Siriki Ngwese Ndulu A., Mazamba Nguala R., Lengwa Kima P. (2022). *Soutenabilité à long terme des finances publiques : Fondement théorique et évaluation pour le cas de la République Démocratique du Congo*, *International Journal of Novel Research and Development*, 7(5), 1547-1561.

Luwansangu Muheta, P. (2022). *Défis de la politique budgétaire de la République Démocratique du Congo en matière de stabilité conjoncturelle*. *Revue Repères et Perspectives Économiques*, 6(2), 71-92.

Meltzer, A. H., & Richard, S. F. (1981). *A Rational Theory of the Size of Government*. *Journal of Political Economy*, 89(5), 914–927. <http://www.jstor.org/stable/1830813>

Moto Kosarade, J., & Sumata, C. (2022). *Impact des politiques Budgétaire et Monétaire sur la croissance Economique en RDC de 1960 A 2020*, *Revue Française d'Économie et de Gestion*. Volume 3 : Numéro 6, pp : 711–734.

Moto Kosarade, J., & Sumata, C. (2022). *Evaluation de la politique budgétaire en République Démocratique du Congo*. *Revue Française d'Économie et de Gestion*. Volume 3: Numéro 7 » pp : 382-407.

Mutascu, M. (2016). *A bootstrap panel Granger causality analysis of energy consumption and economic growth in the G7 countries*. *Renewable and Sustainable Energy*, 63, 166-171.

Peacock, A. T., & Wiseman, J. (1979). *Approaches to the analysis of government expenditure growth*. *Public Finance Quarterly*, 7(1), 3-23.

Tsiaswak-Kashalala, G. (2006). *Is fiscal polity sustainable in South Africa? An application of the Econometric Approach*. University of Pretoria Working Paper, 2006-14.