

Gouvernance fiscale et performance de l'impôt sur le revenu locatif : analyse empirique à Kisangani (RDC), 1994–2023

Fiscal Governance and Rental Income Tax Performance: Empirical Analysis in
Kisangani (DRC), 1994–2023.

Auteur 1 : Frédéric Mulumba Ntambue Luboya,

Auteur 2 : Monique Kabongo Bafue,

Auteur 3 : Bethy Muleka Ndaye,

Frédéric Mulumba Ntambue Luboya, Professeur à l'Institut Supérieur de Commerce de Kisangani, RDC

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

Bethy Muleka Ndaye, Assistante à l'Institut Supérieur de Commerce de Kisangani, RDC

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

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

Pour citer cet article : Mulumba Ntambue Luboya, F., Kabongo Bafue, M., & Muleka Ndaye, B (2026) «
Gouvernance fiscale et performance de l'impôt sur le revenu locatif : analyse empirique à Kisangani
(RDC), 1994–2023», African Scientific Journal « Volume 03, Num 36 » pp: 0698 – 0726.



DOI : 10.5281/zenodo.20510734

Copyright © 2026 – ASJ



RÉSUMÉ

Cet article examine l'impact de la gouvernance fiscale sur les recettes de l'impôt sur le revenu locatif (IRL) dans la ville de Kisangani, en République Démocratique du Congo, sur la période 1994–2023. Sur la base de données annuelles tirées des rapports de la Direction Générale des Recettes de la Province de Tshopo (DGRPT), le modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag) est mobilisé pour estimer les relations de court et de long terme entre la gouvernance fiscale, l'instabilité macroéconomique, la situation sécuritaire, la pandémie de COVID-19 et la performance fiscale. Les résultats indiquent qu'à court terme, l'amélioration de la gouvernance exerce un effet positif et significatif sur les recettes de l'IRL, notamment lorsqu'elle est associée à des réformes administratives effectives. À long terme, cet effet tend à s'estomper, révélant les limites structurelles de l'administration fiscale locale. L'Indice des Prix à la Consommation (IPC) influence positivement les recettes à long terme, tandis que l'instabilité sécuritaire réduit significativement la conformité fiscale. Des analyses complémentaires — test de cointégration Bounds, test de causalité de Granger, et analyse de la distribution des résidus — corroborent la robustesse du modèle. Ces résultats plaident pour des réformes intégrées alliant numérisation, formation des agents, sensibilisation des contribuables et stabilisation de l'environnement macroéconomique.

Mots-clés : gouvernance fiscale, impôt sur le revenu locatif, performance fiscale.

ABSTRACT

This article investigates the impact of fiscal governance on rental income tax (RIT) revenues in Kisangani, Democratic Republic of Congo, over the period 1994–2023. Using annual data from the General Directorate of Revenue of Tshopo Province (DGRPT), an ARDL (Autoregressive Distributed Lag) model is employed to estimate short-run and long-run relationships between fiscal governance, macroeconomic instability, security conditions, the COVID-19 pandemic, and fiscal performance. Results indicate that, in the short run, improved governance has a positive and significant effect on RIT revenues, particularly when coupled with effective administrative reforms. In the long run, this effect diminishes, revealing the structural limitations of local tax administration. The Consumer Price Index (CPI) positively influences revenues in the long run, while security instability significantly reduces tax compliance. Complementary analyses—Bounds cointegration test, Granger causality test, and residual distribution analysis—corroborate the model's robustness. These findings call for integrated reforms combining digitization, agent training, taxpayer awareness campaigns, and macroeconomic stabilization.

Keywords: fiscal governance, rental income tax, tax performance.

I. INTRODUCTION

1.1. Contexte et justification

La gouvernance fiscale occupe une place centrale dans le débat sur le financement du développement dans les pays à faible revenu. En Afrique subsaharienne, où les recettes fiscales représentent en moyenne 15 à 18 % du PIB, la mobilisation optimale des ressources domestiques constitue un impératif stratégique (OCDE, 2020 ; FMI, 2019). La République Démocratique du Congo (RDC), malgré l'abondance de ses ressources naturelles, peine à dépasser le seuil de 10 % de pression fiscale rapportée au PIB (Ngoy, 2021). Cette sous-performance chronique résulte, en grande partie, des déficits de gouvernance qui caractérisent l'administration fiscale congolaise : corruption, opacité des procédures, faiblesse des capacités institutionnelles et manque d'éducation fiscale (Mbuyi, 2019 ; Tshibanda, 2020).

Dans ce contexte général, la ville de Kisangani — capitale économique et commerciale de la province de Tshopo — illustre de manière emblématique les tensions entre un marché locatif en expansion rapide et une administration fiscale dont les capacités de recouvrement restent structurellement limitées. La croissance démographique accélérée et l'urbanisation galopante ont stimulé la demande de logements locatifs, mais n'ont pas engendré une collecte proportionnelle de l'impôt sur le revenu locatif (IRL). Selon Tshibanda (2020), moins de 30 % des propriétaires immobiliers de Kisangani s'acquittent régulièrement de leurs obligations fiscales relatives aux revenus locatifs, privant la Direction Générale des Recettes de la Province de Tshopo (DGRPT) de ressources considérables.

L'impôt sur le revenu locatif constitue, théoriquement, une source stable et prévisible de recettes publiques : contrairement aux impôts sur les transactions, il repose sur des actifs durables dont la valeur est observable. Son potentiel est d'autant plus significatif dans des villes comme Kisangani où le parc immobilier locatif se développe rapidement. Cependant, son exploitation effective suppose une gouvernance fiscale solide, capable d'identifier les contribuables, de vérifier leurs déclarations et d'assurer le recouvrement des créances fiscales (Slemrod, 2004 ; Bird, 2015).

Les réformes institutionnelles engagées en RDC depuis le début des années 2010 — notamment la décentralisation administrative et la réorganisation des services fiscaux provinciaux — ont certes amélioré marginalement le cadre de gouvernance, mais leurs effets sur la performance fiscale locale demeurent peu documentés, en particulier pour des catégories d'impôts comme l'IRL. La présente étude entend combler cette lacune en analysant empiriquement, sur la période 1994–2023, l'impact de la gouvernance fiscale sur les recettes de l'IRL à Kisangani.

1.2. Problématique

La question centrale de cette recherche est la suivante : dans quelle mesure la qualité de la gouvernance fiscale détermine-t-elle la performance de la collecte de l'impôt sur le revenu locatif à Kisangani ? Cette question principale se décline en trois interrogations spécifiques : (i) Quel est l'impact des mécanismes de gouvernance fiscale sur les recettes de l'IRL à court et à long terme ? (ii) Quels sont les facteurs contextuels — instabilité macroéconomique, insécurité, pandémie — qui modèrent cette relation ? (iii) Dans quelle mesure les systèmes d'information statistique et économique renforcent-ils ou affaiblissent-ils la capacité de recouvrement ?

1.3. Hypothèses de recherche

Sur la base de la littérature et du contexte analysé, les hypothèses suivantes sont formulées :

- H1 (Hypothèse principale) : Une meilleure gouvernance fiscale a un impact positif et significatif sur les recettes de l'impôt sur le revenu locatif à Kisangani.
- H2 : La faible sensibilisation des contribuables et le manque de contrôle fiscal réduisent les recettes de l'IRL.
- H3 : L'instabilité macroéconomique, mesurée par l'IPC, exerce un effet ambigu sur la collecte de l'IRL.
- H4 : L'insécurité et les crises exogènes (COVID-19) ont un impact négatif sur la performance de la collecte.

Les hypothèses sont rattachées à des fondements théoriques et empiriques afin de préciser l'origine des relations testées entre gouvernance fiscale, variables contextuelles et recettes de l'IRL. Cette clarification renforce la cohérence entre la revue de littérature, les variables retenues et le modèle économétrique.

Tableau N°1 : Sources théoriques et empiriques des hypothèses de recherche

Hypothèse	Relation attendue	Sources mobilisées	Justification scientifique
H1	GOUV → RECETTE (+)	Tanzi & Zee (2000) ; Bahl & Bird (2008) ; Prichard (2010) ; Bird (2015) ; Hassan et al. (2021)	La qualité administrative, la transparence et le contrôle fiscal améliorent l'identification des contribuables et le recouvrement effectif.
H2	Sensibilisation/contrôle → RECETTE (+)	Allingham & Sandmo (1972) ; Feld & Frey (2002) ;	La conformité dépend simultanément de la

		Slemrod (2004) ; Ogembo (2022)	probabilité de contrôle, de la légitimité perçue du système fiscal et de l'éducation fiscale.
H3	IPC → RECETTE (+/-)	Hasseldine & Li (1999) ; Tanzi (2017) ; FMI (2019)	L'inflation peut accroître les recettes nominales mais réduire la conformité réelle et perturber la déclaration des loyers.
H4	SISE/COVID-19 → RECETTE (-)	Fjeldstad & Heggstad (2012) ; FMI (2020) ; Mebratu (2023)	Les chocs sécuritaires et sanitaires réduisent la capacité de contrôle, perturbent l'activité économique et accroissent l'informalité.

Source : Synthèse des auteurs à partir de la littérature théorique et empirique mobilisée.

1.4. Objectifs de l'étude

L'objectif général est d'évaluer l'incidence de la gouvernance fiscale sur les recettes de l'impôt sur le revenu locatif à Kisangani sur la période 1994–2023. Les objectifs spécifiques consistent à : (i) analyser les mécanismes de gouvernance fiscale en vigueur dans le recouvrement de l'IRL ; (ii) identifier les facteurs qui entravent la collecte optimale de cet impôt ; (iii) évaluer les effets à court et long terme des variables macroéconomiques et sécuritaires sur les recettes ; (iv) formuler des recommandations opérationnelles pour améliorer la performance fiscale locale.

1.5. Pertinence et contribution scientifique

Sur le plan théorique, cette étude enrichit le corpus de recherche sur la gouvernance fiscale dans les pays en développement (Tanzi & Zee, 2000 ; Prichard, 2010) en mobilisant un cadre économétrique adapté — le modèle ARDL — pour des données de séries temporelles courtes caractéristiques des administrations fiscales locales africaines. Sur le plan empirique, elle apporte la première analyse quantitative systématique de la relation gouvernance–IRL pour Kisangani, comblant un vide documentaire notable dans la littérature sur la fiscalité urbaine en RDC. Sur le plan pratique, les résultats offrent aux décideurs de la DGRPT et aux autorités provinciales des orientations concrètes pour améliorer la mobilisation des recettes fiscales.

II. REVUE DE LITTÉRATURE

2.1. Gouvernance fiscale : définition et dimensions

La gouvernance fiscale est un concept multidimensionnel qui englobe l'ensemble des mécanismes, institutions et pratiques par lesquels un État collecte et utilise les ressources publiques. Bird et Zolt (2005) en identifient trois piliers fondamentaux : la transparence (accessibilité de l'information fiscale), la responsabilité (obligation de rendre compte des décisions fiscales) et la participation citoyenne (implication des contribuables dans l'élaboration des politiques fiscales). Cette définition est opérationnelle dans la mesure où chaque pilier est potentiellement mesurable et associé à des politiques réformables.

Tanzi et Zee (2000) soulignent que les pays en développement font face à des défis spécifiques en matière de gouvernance fiscale, notamment la corruption endémique et le manque de capacités administratives. Ces facteurs structurels engendrent des coûts de conformité élevés pour les contribuables et des pertes de recettes significatives pour l'État. L'intégration des technologies de l'information constitue, selon l'OCDE (2017), un levier majeur pour améliorer l'efficacité de la collecte et réduire les opportunités de fraude fiscale.

Bird (2015) élargit la conception de la gouvernance fiscale en y incluant la qualité de l'utilisation des recettes : un État qui dépense efficacement les impôts collectés stimule la propension des contribuables à se conformer, créant ainsi une dynamique vertueuse entre gouvernance fiscale et mobilisation des ressources. Cette perspective rejoint les travaux de Prichard (2010), qui insiste sur le rôle de la confiance institutionnelle comme déterminant de la conformité fiscale.

2.2. Impôt sur le revenu locatif : enjeux et défis

L'impôt sur le revenu locatif (IRL) occupe une position particulière dans les systèmes fiscaux des pays en développement. Gordon et Slemrod (2000) montrent que cet impôt, assis sur des actifs immobiliers relativement peu mobiles, offre en théorie une base imposable stable et observable. Cependant, sa collecte effective se heurte à plusieurs obstacles structurels : identification incomplète des propriétaires bailleurs, sous-déclaration des loyers perçus, complexité des règles de déductibilité et insuffisance des moyens de vérification.

Slemrod (2004) souligne que l'absence de données cadastrales fiables constitue le principal frein à la collecte de l'IRL dans les pays à faible revenu. Sans registre foncier complet, l'administration fiscale est incapable d'identifier l'ensemble des contribuables assujettis, ce qui génère un important « manque à gagner fiscal ». Cette situation est particulièrement prononcée dans les villes africaines connaissant une urbanisation rapide et informelle, comme Kisangani.

Saez et Piketty (2012) documentent les diverses formes d'évitement fiscal liées aux revenus locatifs, depuis la sous-déclaration simple jusqu'aux montages complexes visant à dissimuler la nature des revenus perçus. Ces pratiques, répandues dans les contextes de faible contrôle fiscal, non seulement privent l'État de recettes substantielles mais créent des distorsions dans l'allocation des ressources immobilières. Dans ce contexte, Kleven (2014) montre que les administrations fiscales qui combinent simplification administrative et renforcement des contrôles peuvent obtenir des résultats significatifs sans alourdir la charge des contribuables les plus coopératifs.

2.3. Théories explicatives de la conformité fiscale

2.3.1. Théorie de la rationalité (Allingham & Sandmo, 1972)

La théorie pionnière d'Allingham et Sandmo (1972) modélise le comportement fiscal des contribuables comme un calcul rationnel coût-bénéfice : un individu fraude s'il estime que les bénéfices attendus de la non-déclaration dépassent les coûts attendus (probabilité de détection multipliée par la sanction). Cette approche implique que l'administration fiscale peut améliorer la conformité en augmentant soit la probabilité des contrôles, soit le niveau des pénalités. Slemrod et Yitzhaki (2002) complètent ce cadre en montrant que des audits ciblés sur les segments à haut risque génèrent un effet dissuasif plus efficient que des contrôles généralisés.

2.3.2. Théorie de la justice fiscale (Rawls, Feld & Frey)

La théorie de la justice fiscale introduit une dimension normative dans l'analyse de la conformité. Feld et Frey (2002) démontrent empiriquement que les contribuables qui perçoivent le système fiscal comme équitable — en termes de répartition de la charge fiscale et d'utilisation des fonds publics — affichent des taux de conformité significativement plus élevés, indépendamment du niveau de contrôle. Ce résultat suggère qu'une gouvernance fiscale transparente et équitable génère une « motivation intrinsèque » à payer les impôts, complémentaire aux incitations coercitives.

2.3.3. Théorie de la mobilisation des ressources

Tanzi et Zee (2000) et Bahl et Bird (2008) développent une théorie de la mobilisation des ressources fiscales centrée sur la qualité des institutions fiscales. Selon cette perspective, les réformes qui améliorent l'efficacité administrative, simplifient les procédures et renforcent la formation des agents fiscaux se traduisent directement par une augmentation des recettes. L'intégration des technologies numériques — recensement électronique des contribuables, systèmes de paiement dématérialisés, analyse de données massives — constitue dans ce cadre un levier de transformation systémique de l'administration fiscale.

2.4. Travaux empiriques sur la gouvernance et la fiscalité locale en Afrique

Les travaux empiriques sur la gouvernance fiscale en Afrique sub-saharienne révèlent des résultats contrastés. Fjeldstad et Heggstad (2012) montrent, dans leur analyse comparative des administrations fiscales locales anglophones, que la corruption au sein des services de recouvrement constitue le facteur le plus pénalisant pour les recettes, plus que les insuffisances législatives ou procédurales. Kouadio et al. (2018) confirment, dans le contexte ivoirien, que la perception de l'équité du système fiscal explique une part significative de la variance des taux de conformité, indépendamment du niveau de revenu des contribuables.

En RDC spécifiquement, Mbuyi (2019) documente l'impact délétère de la corruption perçue sur la propension à déclarer les revenus locatifs. Kiboko (2021) met en évidence le rôle des campagnes de sensibilisation dans l'amélioration du taux de déclaration spontanée. Ngoy (2021) analyse les dynamiques de mobilisation fiscale à Kisangani et conclut que les contraintes institutionnelles — notamment l'absence d'un cadastre fiable — constituent l'obstacle principal à une collecte efficace de l'IRL. Tshibanda (2020) complète ce tableau en montrant que l'insécurité foncière et l'informalité du marché immobilier créent des externalités négatives sur la conformité fiscale.

Sur le plan méthodologique, Prichard (2010) plaide pour une approche quantitative rigoureuse intégrant des variables institutionnelles dans les modèles de performance fiscale. Cette recommandation, qui oriente la démarche du présent article, est également partagée par Bahl et Martinez-Vazquez (2008), qui insistent sur la nécessité de contrôler les effets macroéconomiques et contextuels pour isoler l'impact propre de la gouvernance sur les recettes. Les travaux récents confirment que la mobilisation des recettes fiscales dépend non seulement des règles légales, mais aussi de la qualité de la gouvernance, de la numérisation, de la confiance institutionnelle et de la capacité de contrôle des administrations locales. Le tableau ci-dessous synthétise les contributions qui actualisent le cadre théorique de l'article.

Tableau N°2 : Synthèse des travaux empiriques récents sur la gouvernance fiscale et la mobilisation des recettes

Auteur(s)	Contexte	Méthode / objet	Résultat utile pour l'étude
Hassan et al. (2021)	Pakistan	ARDL, gouvernance et recettes fiscales	La stabilité institutionnelle, l'ordre public et la qualité de gouvernance renforcent la mobilisation fiscale.
Johnson & Omodero (2021)	Nigeria	Gouvernance et mobilisation des recettes	La corruption et l'instabilité politique limitent l'efficacité du système fiscal.
Ogembo (2022)	Kenya	Conformité fiscale des professionnels indépendants	La confiance et le pouvoir de contrôle doivent être combinés pour améliorer la conformité.
Jung (2023)	Nigeria	Réformes de mobilisation des recettes	La segmentation des contribuables, l'automatisation et le dialogue social soutiennent les gains de recettes.
Jemiluyi & Jeke (2023)	SADC	ICT et effort fiscal	Les technologies de l'information améliorent significativement la performance de mobilisation fiscale.
Scarpini et al. (2023)	Pays en développement	Technologies et administration fiscale	L'IT offre un potentiel important mais dépend de la qualité des données, de l'intégration institutionnelle et des capacités humaines.

Source : Synthèse des auteurs à partir des publications récentes sur la gouvernance fiscale et la mobilisation des recettes.

III. MÉTHODES

3.1. Zone d'étude et cadre institutionnel

La ville de Kisangani, capitale de la province de Tshopo, est le troisième centre urbain de la RDC avec une population estimée à plus de 1,5 million d'habitants en 2023 (INS, 2023). Son économie repose principalement sur le commerce, les services et, dans une moindre mesure, l'exploitation forestière. La Direction Générale des Recettes de la Province de Tshopo (DGRPT), institution fiscale provinciale compétente pour la collecte de l'IRL, est l'unité institutionnelle de référence de cette étude. Elle opère dans le cadre de la loi n°08/012 du 31 juillet 2008 portant principes fondamentaux relatifs à la libre administration des provinces, qui confère aux entités décentralisées la compétence de lever certains impôts locaux, dont l'IRL.

3.2. Données et sources

L'étude mobilise des données annuelles couvrant la période 1994–2023 (N = 30 observations), soit une série temporelle suffisamment longue pour appliquer les tests de stationnarité et d'intégration requis par l'approche ARDL. Les recettes de l'IRL et les indicateurs de gouvernance ont été extraits des Rapports annuels de la DGRPT. L'Indice des Prix à la Consommation (IPC) provient des bases de données de la Banque Centrale du Congo (BCC) et du FMI. Les variables sécuritaires et la variable dummy COVID-19 ont été construites à partir des rapports de situation de l'OCHA et des données officielles de l'OMS.

La variable de gouvernance fiscale (GOUV) est opérationnalisée par un indice composite construit à partir du ratio de recouvrement effectif sur les émissions fiscales, représentant ainsi l'efficacité administrative de la DGRPT. Bien qu'imparfait, cet indicateur constitue la meilleure approximation disponible dans le contexte de données limitées de Kisangani. La variable dépendante (RECETTE) correspond aux recettes annuelles nominales de l'IRL, exprimées en francs congolais courants.

Tableau N°3 : Opérationnalisation des variables

Variable	Sigle	Nature	Source	Signe attendu
Recettes IRL (var. dépendante)	RECETTE	Quantitative continue	DGRPT	—
Gouvernance fiscale	GOUV	Quantitative (indice)	DGRPT	+
Indice des Prix à la Consommation	IPC	Quantitative continue	BCC / FMI	+/-

Variable	Sigle	Nature	Source	Signe attendu
Situation sécuritaire	SISE	Variable binaire	OCHA / auteur	—
Impact COVID-19	COVID_19	Variable binaire	OMS / auteur	—

Source : Auteur, d'après les données de la DGRPT, BCC, FMI et OCHA.

3.3. Statistiques descriptives

Le Tableau 2 présente les statistiques descriptives des variables utilisées dans le modèle. La variable RECETTE affiche une moyenne de $2,52 \times 10^{10}$ FC avec une très forte variabilité (écart-type de $8,37 \times 10^{10}$ FC), reflétant les épisodes d'hyperinflation des années 1990–2000 et la réforme monétaire de 2003. La variable GOUV enregistre une moyenne de 0,1316, indiquant un niveau d'efficacité administrative globalement faible, avec un maximum de 0,1875 atteint en 1997. L'IPC présente une asymétrie extrêmement élevée (skewness = 5,19 ; kurtosis = 27,99) en raison des épisodes hyperinflationnistes du début de la période d'étude.

Tableau N°4 : Statistiques descriptives des variables

Statistique	COVID_19	GOUV	RECETTE	IPC	SISE
Moyenne	0,100	0,1316	2,52E+10	964,16	0,367
Médiane	0,000	0,1308	3,38E+08	16,95	0,000
Maximum	1,000	0,1875	3,99E+11	26 765,86	1,000
Minimum	0,000	0,1111	16,95	0,744	0,000
Écart-type	0,305	0,0233	8,37E+10	4 875,29	0,490
Asymétrie	2,667	0,950	3,582	5,192	0,553
Kurtosis	8,111	2,983	15,286	27,986	1,306
Jarque-Bera	68,210	4,509	252,837	915,153	5,117
Probabilité (JB)	0,000	0,105	0,000	0,000	0,077
Observations	30	30	30	30	30

Source : Analyses de l'auteur à partir des données DGRPT, BCC et FMI.

3.4. Spécification du modèle économétrique

La présente étude adopte le modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag) proposé par Pesaran, Shin et Smith (2001). Ce choix est motivé par deux considérations : (i) les séries temporelles utilisées présentent des ordres d'intégration mixtes $I(0)$ et $I(1)$, ce qui exclut l'application directe du modèle de cointégration de Johansen ; (ii) la taille réduite de l'échantillon ($N = 30$) plaide pour une approche qui reste performante en petits échantillons. Le modèle ARDL permet d'estimer simultanément les dynamiques de court terme (ECM) et les relations de long terme (équation des niveaux).

La forme générale du modèle est la suivante :

$$\Delta RECETTE_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta RECETTE_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j \Delta GOUV_{t-j} + \sum_{k=0}^r \delta_k \Delta IPC_{t-k} + \sum_{l=0}^s \phi_l \Delta SISE_{t-l} + \theta_1 RECETTE_{t-1} + \theta_2 GOUV_{t-1} + \theta_3 IPC_{t-1} + \theta_4 SISE_{t-1} + \lambda COVID19_t + \varepsilon_t$$

où Δ désigne l'opérateur de différences premières, θ_i sont les coefficients de la relation de long terme (équation des niveaux), α_i , γ_j , δ_k , ϕ_l sont les coefficients de court terme, et ε_t est le terme d'erreur. Le modèle sélectionné automatiquement selon le critère d'Akaike (AIC) est l'ARDL(2, 4, 4, 4, 3).

La procédure d'estimation se déroule en quatre étapes : (i) tests de stationnarité (ADF), (ii) test de cointégration Bounds (F-test), (iii) estimation du modèle ECM de court terme et de la relation de long terme, (iv) validation du modèle (normalité, hétéroscédasticité, autocorrélation, stabilité).

3.5. Analyses complémentaires

En complément du modèle ARDL, deux analyses supplémentaires sont conduites pour renforcer la robustesse des résultats : (i) un test de causalité de Granger (à 2 retards) afin d'examiner la direction de la causalité entre la gouvernance et les recettes fiscales ; (ii) une analyse de la multicolinéarité par le Facteur d'Inflation de la Variance (VIF) pour évaluer la qualité de la spécification. Ces analyses permettent d'identifier d'éventuels biais d'estimation et de valider les conclusions tirées du modèle principal.

Le positionnement épistémologique de l'étude est post-positiviste : les hypothèses sont construites à partir de la théorie, puis testées empiriquement au moyen de données secondaires et d'un modèle économétrique. Le raisonnement est principalement hypothético-déductif, car l'article part de relations attendues issues de la littérature pour vérifier leur validité dans le contexte de Kisangani ; il conserve toutefois une dimension interprétative lorsque les résultats sont discutés à la lumière des contraintes institutionnelles locales.

Tableau N°5 : Justification méthodologique et adéquation des tests économétriques

Étape	Technique retenue	Justification	Lien avec les hypothèses
Stationnarité	Test ADF	Identifier les ordres d'intégration et éviter les régressions fallacieuses.	Condition préalable au test des relations H1 à H4.
Cointégration	Bounds test ARDL	Approprié aux petits échantillons et aux séries mixtes I(0)/I(1).	Vérifie l'existence d'une relation de long terme.
Court terme	ECM-ARDL	Mesure les effets différés des variables de gouvernance et de contexte.	Teste l'effet immédiat de H1, H3 et H4.
Robustesse	Granger et VIF	Contrôler le sens de causalité et la multicollinéarité.	Renforce l'interprétation causale et la validité du modèle.
Diagnostics	Normalité, autocorrélation, hétéroscédasticité, stabilité	Vérifier la fiabilité statistique des estimations.	Sécurise la discussion des résultats.

Source : Élaboration des auteurs sur la base de Pesaran et al. (2001), Wooldridge (2010) et de la stratégie empirique retenue.

IV. RÉSULTATS

4.1. Tests de stationnarité

Les tests de racine unitaire Augmented Dickey-Fuller (ADF) ont été appliqués à chaque série. Les résultats, présentés dans le Tableau 3, montrent que RECETTE et SISE sont stationnaires en niveau I(0), tandis que GOUV, IPC et COVID_19 sont stationnaires en différences premières I(1). Ce profil d'intégration mixte valide le recours au modèle ARDL–Bounds, qui est la seule approche permettant de tester la cointégration en présence de séries d'ordres d'intégration différents.

Tableau N°6 : Résultats des tests de stationnarité (ADF)

Variable	t-ADF (en niveau)	t-ADF (en diff. 1 ^{re})	Niveau d'intégration	P-value
RECETTE	-3,150	—	I(0)	0,034
GOUV	-2,118	-4,302	I(1)	0,002
IPC	-1,854	-3,987	I(1)	0,044
SISE	-3,205	—	I(0)	0,030
COVID_19	-1,612	-7,143	I(1)	0,000

Source : Analyse de l'auteur. Valeurs critiques au seuil de 5 % : -2,968.

4.2. Test de cointégration Bounds

Le test de cointégration Bounds de Pesaran et al. (2001) est appliqué pour tester l'existence d'une relation de long terme entre les variables. La statistique F calculée est de 16,66, largement supérieure aux bornes critiques supérieures I(1) aux seuils de 10 %, 5 % et 1 % (respectivement 3,09 ; 3,49 ; 4,37 pour $n = 1000$, et 3,46 ; 4,09 ; 5,53 pour $n = 35$). Ce résultat rejette sans ambiguïté l'hypothèse nulle d'absence de relation de long terme, confirmant l'existence d'une cointégration entre la gouvernance fiscale, les variables macroéconomiques et les recettes de l'IRL.

Tableau N°7 : Test de cointégration Bounds (F-Bounds Test)

Statistique de test	Valeur	Seuil 10 %	Seuil 5 %	Seuil 1 %
F-statistique	16,661	I(0)=2,525 I(1)=3,560	I(0)=3,058 I(1)=4,223	I(0)=4,280 I(1)=5,840

Source : Analyse de l'auteur. Valeurs critiques pour échantillon fini $n = 30$ (Pesaran et al., 2001).

I. 4.3. Résultats du modèle de court terme

Le Tableau 5 présente les résultats de la régression ECM (Error Correction Model) de court terme. Les coefficients des retards de GOUV s'avèrent positifs et hautement significatifs (GOUV(-1) : $\beta = 0,1164$, $p = 0,007$; GOUV(-2) : $\beta = 0,0914$, $p = 0,008$; GOUV(-3) : $\beta = 0,0892$, $p = 0,014$), confirmant l'hypothèse H1 d'un impact positif de la gouvernance sur les recettes à court terme. Ces résultats indiquent qu'une amélioration de l'efficacité administrative

de la DGRPT se traduit, avec un décalage de un à trois ans, par une augmentation significative des recettes de l'IRL.

Le coefficient de $IPC(-1)$ est négatif et significatif ($\beta = -2,26 \times 10^{-5}$, $p = 0,009$), suggérant qu'un niveau élevé d'inflation passée réduit les recettes courantes — probablement par érosion du pouvoir d'achat des ménages locataires et réduction des loyers déclarés en termes réels. La variable $SISE(-1)$ présente un coefficient positif et significatif ($\beta = 0,003159$, $p = 0,013$), indiquant qu'une amélioration différée des systèmes d'information est associée à une hausse des recettes. La constante $C = 0,0145$ ($p = 0,016$) est positive et significative, indiquant une tendance haussière structurelle des recettes.

Tableau N°8 : Résultats du modèle de court terme (ECM-ARDL)

Variable	Coefficient	Erreur std.	t-Stat.	Prob.
C	0,014537	0,003627	4,0076	0,016
GOUV(-1)*	-0,112320	0,026279	-4,2742	0,013
IPC(-1)*	2,29E-05	4,32E-06	5,2979	0,006
SISE(-1)*	-0,006559	0,001477	-4,4418	0,011
D(GOUV(-1))*	0,116388	0,022732	5,1200	0,007
D(GOUV(-2))*	0,091411	0,018525	4,9346	0,008
D(GOUV(-3))*	0,089218	0,021365	4,1758	0,014
D(IPC(-1))*	-2,26E-05	4,82E-06	-4,6927	0,009
D(SISE(-1))*	0,003159	0,000742	4,2607	0,013
D(SISE(-2))*	0,002523	0,000745	3,3863	0,028

Source : Analyse de l'auteur. * : significatif au seuil de 5 %.

4.4. Résultats du modèle de long terme

La relation de long terme entre la gouvernance et les recettes fiscales révèle une dynamique plus complexe. Le coefficient de GOUV dans l'équation des niveaux est négatif ($\beta = -1,501$, $p = 0,448$) mais non significatif au seuil de 5 %. Ce résultat, apparemment paradoxal, peut s'expliquer par les limites structurelles de l'administration fiscale locale : en l'absence de réformes institutionnelles profondes et durables, les améliorations ponctuelles de gouvernance ne se maintiennent pas suffisamment longtemps pour générer un effet de long terme robuste.

L'IPC présente un coefficient positif ($\beta = 0,000306$, $p = 0,438$) mais non significatif, suggérant que l'indexation partielle des loyers sur l'inflation atténue l'effet érosif de la hausse des prix sur les recettes nominales.

Tableau N°9 : Résultats de la relation de long terme (équation des niveaux)

Variable	Coefficient LT	Erreur std.	t-Stat.	Prob.
GOUV	-1,501250	1,785018	-0,841	0,448
RECETTE	2,75E-12	2,57E-12	1,067	0,346
IPC	0,000306	0,000355	0,861	0,438
SISE	-0,087668	0,105458	-0,831	0,453
C	0,194297	0,234288	0,829	0,454

Source : Analyse de l'auteur. Équation de correction d'erreur : $EC = COVID_19 - (-1,5012 \cdot GOUV + 0,0000 \cdot RECETTE + 0,0003 \cdot IPC - 0,0877 \cdot SISE + 0,1943)$.

4.5. Analyses complémentaires

4.5.1. Analyse de la multicolinéarité (VIF)

L'analyse du Facteur d'Inflation de la Variance révèle des problèmes de multicolinéarité sévère pour les retards élevés des variables GOUV, COVID_19 et RECETTE (VIF centré > 100). Ces résultats, caractéristiques des modèles ARDL avec de nombreux retards sur des séries temporelles courtes, invitent à interpréter avec prudence les coefficients individuels tout en maintenant la validité des estimations globales du modèle. Les VIF des variables contemporaines restent dans des plages acceptables (RECETTE : VIF centré = 6,98 ; IPC(-3) : 25,6 ; SISE(-1) : 6,76), confirmant que la multicolinéarité est principalement portée par les termes de retard, non par les variables d'intérêt principal.

4.5.2. Test de causalité de Granger

Le test de causalité de Granger (à 2 retards) est conduit pour examiner la direction de la relation entre GOUV et RECETTE. Les résultats indiquent une causalité unidirectionnelle allant de GOUV vers RECETTE ($F = 4,82$, $p < 0,05$), mais non de RECETTE vers GOUV. Ce résultat valide la direction de causalité supposée dans le modèle et renforce l'interprétation selon laquelle l'amélioration de la gouvernance fiscale précède et détermine l'augmentation des recettes de l'IRL, et non l'inverse. Cette conclusion est cohérente avec les travaux de Prichard (2010) et Bird (2015) sur la dynamique gouvernance-mobilisation fiscale dans les pays en développement.

4.5.3. Analyse de la distribution des résidus

L'analyse de la distribution des résidus du modèle est conduite via le test de Jarque-Bera. La statistique JB obtenue est de 4,98, avec une p-value de 0,083, permettant de ne pas rejeter l'hypothèse nulle de normalité des résidus au seuil de 5 %. Ce résultat valide une condition fondamentale pour l'inférence statistique basée sur les tests de Student et de Fisher appliqués dans le modèle.

4.6. Validation du modèle

Le Tableau 7 récapitule les résultats des tests de validation du modèle. Le test de Breusch-Pagan-Godfrey rejette l'hétéroscédasticité ($p = 0,754$), validant l'homoscédasticité des erreurs. Le test de Breusch-Godfrey indique une autocorrélation marginale ($p = 0,090$ au test χ^2), légèrement supérieure au seuil de 5 %, suggérant que le modèle capture la majeure partie de la dynamique temporelle des données. Le test de stabilité (CUSUM et CUSUM² ou test de Chow) confirme la stabilité des paramètres sur la période d'estimation ($p = 0,240$).

Tableau N°10 : Tests de validation du modèle

Test diagnostique	Statistique	P-value	Conclusion
Normalité des résidus (Jarque-Bera)	4,980	0,083	Normalité non rejetée
Hétéroscédasticité (Breusch-Pagan)	16,283	0,754	Homoscédasticité validée
Autocorrélation (Breusch-Godfrey)	24,914	0,090	Autocorrélation marginale
Stabilité des paramètres (Chow)	7,766	0,240	Stabilité confirmée

Source : Analyse de l'auteur.

V. DISCUSSION

5.1. Impact de la gouvernance fiscale sur les recettes de l'IRL

Le résultat central de cette étude — un effet positif et significatif de la gouvernance fiscale sur les recettes de l'IRL à court terme, mais non significatif à long terme — appelle une lecture nuancée. À court terme, l'amélioration de l'efficacité administrative de la DGRPT se traduit par une hausse mesurable des recettes, ce qui confirme l'hypothèse H1 et s'inscrit dans le prolongement des travaux de Bahl et Bird (2008) et de Prichard (2010). Ce résultat suggère que des améliorations administratives — meilleure organisation des équipes de terrain, renforcement des contrôles, campagnes de sensibilisation ciblées — peuvent produire des effets immédiats sur la mobilisation des ressources.

Cependant, l'absence d'effet significatif à long terme révèle une limite fondamentale : les gains obtenus par des réformes administratives ponctuelles s'érodent progressivement en l'absence d'un cadre institutionnel robuste. Tanzi et Zee (2000) avaient anticipé ce phénomène en soulignant que les réformes fiscales superficielles, non ancrées dans une transformation des normes et des incitations institutionnelles, produisent des effets transitoires. Dans le cas de Kisangani, la faiblesse du cadastre immobilier, l'absence de mécanismes de sanction crédibles et la persistance de pratiques informelles dans le marché locatif perpétuent les conditions d'une sous-collecte chronique.

Le coefficient négatif de GOUV dans l'équation de long terme ($\beta = -1,501$), bien que non significatif, est intrigant. Il pourrait refléter un phénomène d'adaptation adverse : lorsque l'efficacité du contrôle augmente durablement, certains contribuables réagissent en réduisant leurs déclarations ou en informalisant leurs transactions locatives pour éviter la détection. Ce comportement est cohérent avec le modèle de Allingham et Sandmo (1972), qui prédit que l'élasticité de la conformité à la probabilité de détection dépend du niveau initial d'évasion et des opportunités d'évitement disponibles. Dans un marché immobilier dominé par l'informalité comme celui de Kisangani, ces opportunités restent considérables.

5.2. Rôle de l'inflation et de l'instabilité macroéconomique

L'effet de l'IPC sur les recettes de l'IRL est positif à long terme mais d'amplitude très faible, et négatif à court terme (un retard). Cette ambivalence reflète deux mécanismes antagonistes : d'une part, l'inflation augmente les loyers nominaux et donc la base imposable de l'IRL ; d'autre part, elle érode le pouvoir d'achat réel des ménages, réduisant leur capacité à payer des loyers élevés et, par extension, leur propension à déclarer des revenus locatifs substantiels. Ce résultat rejoint les conclusions de Hasseldine et Li (1999), qui documentent la non-linéarité de la relation inflation-conformité fiscale dans les pays en développement.

Dans le contexte spécifique de Kisangani, marqué par des épisodes d'hyperinflation ($IPC > 26\,000$ dans les années 1990), l'inflation a contribué à la dollarisation informelle du marché locatif : de nombreux propriétaires libellent leurs loyers en devises étrangères pour se prémunir contre l'érosion monétaire. Cette pratique, bien que répandue, crée des asymétries d'information supplémentaires pour l'administration fiscale, qui doit naviguer entre des revenus déclarés en francs congolais sous-évalués et des loyers effectifs en devises.

5.3. Impact de la COVID-19 et de l'insécurité

L'absence d'effet statistiquement significatif de la variable COVID_19 sur les recettes de l'IRL mérite attention. Contrairement aux attentes initiales (hypothèse H4), la pandémie n'a pas

engendré une baisse brutale et mesurable des recettes dans le modèle estimé. Plusieurs explications sont plausibles : (i) le marché locatif de Kisangani, fortement informel, a continué à fonctionner pendant la pandémie avec des ajustements informels des loyers plutôt qu'une interruption des paiements ; (ii) la base de recettes déclarées étant déjà très faible avant la pandémie, la marge de dégradation supplémentaire était limitée ; (iii) des mesures de report des obligations fiscales adoptées par les autorités provinciales ont pu lisser les effets de la crise sur les flux de recettes.

La variable SISE (situation sécuritaire) présente un effet négatif à court terme, cohérent avec l'hypothèse H4. Les périodes d'insécurité réduisent la mobilité des agents fiscaux, limitent la capacité de contrôle sur le terrain et découragent les investissements dans l'immobilier locatif. Ce résultat corrobore les travaux de Fjeldstad et Heggstad (2012), qui identifient l'insécurité comme l'un des principaux facteurs de volatilité des recettes fiscales locales en Afrique.

5.4. Contribution des analyses complémentaires

Le test de causalité de Granger apporte une contribution méthodologique importante : il établit que la gouvernance détermine causalement les recettes fiscales et non l'inverse. Ce résultat invalide une interprétation alternative selon laquelle les administrations fiscales bien dotées en ressources (parce qu'elles collectent davantage d'impôts) seraient perçues comme mieux gouvernées. La causalité va bien de la qualité de la gouvernance vers la performance fiscale, ce qui légitime les politiques qui ciblent l'amélioration institutionnelle comme levier de mobilisation des ressources.

L'analyse des VIF soulève une question méthodologique importante concernant la longueur optimale des retards dans le modèle ARDL. La multicollinéarité observée pour les retards élevés suggère qu'un modèle plus parcimonieux — avec moins de retards — pourrait améliorer l'efficacité des estimations sans sacrifier significativement la qualité de l'ajustement. Des analyses de sensibilité avec différentes spécifications de retards pourraient constituer une piste de recherche future.

5.5. Implications pour les politiques publiques

Les résultats de cette étude fondent plusieurs recommandations opérationnelles pour les décideurs de la DGRPT et des autorités provinciales de Tshopo :

- Renforcement de la gouvernance administrative : Prioriser la formation continue des agents de recouvrement, l'informatisation des procédures de déclaration et le développement d'un cadastre immobilier numérique. Ces mesures sont susceptibles de

générer des gains de recettes à court terme, conformément aux résultats du modèle ECM.

- **Stratégie de sensibilisation fiscale :** Développer des campagnes d'éducation fiscale ciblant les propriétaires immobiliers, en valorisant la connexion entre paiement de l'IRL et accès aux services publics. Feld et Frey (2002) ont démontré que la légitimité perçue du système fiscal est un déterminant majeur de la conformité volontaire.
- **Ancrage institutionnel des réformes :** Pour garantir des effets durables sur les recettes, les réformes de gouvernance doivent s'inscrire dans un cadre institutionnel stable, assorti de mécanismes de sanction crédibles contre la fraude et la corruption au sein de l'administration fiscale.
- **Adaptation aux chocs macroéconomiques :** Développer des mécanismes d'indexation des barèmes fiscaux sur l'inflation afin d'éviter l'érosion de la base imposable en termes réels. Des seuils d'exonération révisables périodiquement permettraient d'adapter la fiscalité locative aux réalités économiques des ménages.
- **Sécurisation de l'environnement fiscal :** Collaborer avec les autorités de sécurité pour garantir que les équipes de recouvrement peuvent opérer efficacement sur l'ensemble du territoire de Kisangani, y compris dans les zones périphériques à forte croissance immobilière.
- **Formalisation du marché locatif :** Engager un dialogue avec les associations de propriétaires et de locataires pour promouvoir la contractualisation formelle des relations locatives, qui constitue le préalable indispensable à une déclaration systématique des revenus locatifs.

Les recommandations ci-dessus peuvent être hiérarchisées selon leur urgence opérationnelle, leur horizon de mise en œuvre et leur contribution attendue à la mobilisation durable de l'IRL.

Tableau N°11 : Synthèse des implications opérationnelles pour la DGRPT

Axe d'action	Mesure prioritaire	Horizon	Effet attendu
Numérisation	Créer un fichier électronique des propriétaires bailleurs et des biens locatifs.	Court à moyen terme	Élargissement de l'assiette et réduction des omissions.
Contrôle fiscal	Mettre en place des contrôles ciblés sur les zones à forte croissance immobilière.	Court terme	Hausse rapide du recouvrement et effet dissuasif.

Sensibilisation	Organiser des campagnes auprès des propriétaires et associations de quartiers.	Court terme	Amélioration de la conformité volontaire.
Cadastre fiscal	Croiser données fiscales, foncières et communales.	Moyen terme	Identification fiable des contribuables et sécurisation des recettes.
Gouvernance interne	Renforcer la formation, la traçabilité des paiements et les sanctions anti-corruption.	Continu	Réduction des fuites de recettes et hausse de la confiance.

Source : Synthèse des auteurs à partir des résultats empiriques et des recommandations de politique fiscale.

VI. CONCLUSION

Cette étude a analysé empiriquement l'impact de la gouvernance fiscale sur les recettes de l'impôt sur le revenu locatif à Kisangani (RDC) sur la période 1994–2023. Mobilisant le modèle ARDL dans un contexte de séries temporelles courtes à ordres d'intégration mixtes, elle a mis en évidence trois résultats majeurs.

Premièrement, la gouvernance fiscale exerce un effet positif et statistiquement significatif sur les recettes de l'IRL à court terme : les améliorations de l'efficacité administrative de la DGRPT se traduisent, avec un décalage de un à trois ans, par des gains mesurables de recettes. Ce résultat valide l'hypothèse principale de la recherche et confirme les enseignements de la littérature sur la gouvernance et la mobilisation fiscale (Bahl & Bird, 2008 ; Prichard, 2010 ; Bird, 2015).

Deuxièmement, l'effet de la gouvernance s'estompe à long terme, révélant les contraintes structurelles de l'administration fiscale locale : absence de cadastre fiable, persistance de l'informalité dans le marché locatif, insuffisance des mécanismes de sanction. Ces résultats montrent qu'une gouvernance durable requiert un engagement institutionnel de long terme allant bien au-delà des réformes administratives ponctuelles.

Troisièmement, les facteurs contextuels — inflation, insécurité, pandémie — modèrent la relation gouvernance–recettes selon des mécanismes distincts. L'inflation produit des effets ambivalents, tandis que l'insécurité réduit directement la capacité de recouvrement de l'administration. Ces résultats plaident pour une approche intégrée des réformes fiscales, tenant compte des spécificités macroéconomiques et sécuritaires locales.

Le test de causalité de Granger confirme que la gouvernance détermine causalement les recettes fiscales — et non l'inverse — validant ainsi la pertinence des politiques d'amélioration institutionnelle comme levier prioritaire de mobilisation des ressources domestiques. Le test de cointégration Bounds atteste de l'existence d'une relation de long terme entre les variables, même si celle-ci ne se manifeste pas clairement dans les estimations du modèle des niveaux, en raison vraisemblablement des ruptures structurelles majeures qu'a connues l'économie congolaise au cours de la période étudiée.

Cette étude comporte plusieurs limites. La mesure de la gouvernance reste sommaire et unidimensionnelle, ne capturant pas l'ensemble des dimensions de la gouvernance fiscale (transparence, équité, participation citoyenne). Les données sont exclusivement secondaires, ce qui peut affecter la précision des estimations. La généralisation des résultats à d'autres villes ou provinces de la RDC doit se faire avec prudence.

Des recherches futures pourraient combler ces lacunes en mobilisant des données primaires (enquêtes auprès des contribuables et des agents fiscaux), en intégrant des indicateurs composites de gouvernance multidimensionnelle, et en étendant l'analyse à d'autres agglomérations congolaises pour identifier les facteurs de performance fiscale locale les plus généralisables. L'introduction de méthodes d'évaluation quasi-expérimentales — comme les méthodes de différence-en-différences appliquées aux réformes fiscales provinciales — constituerait également une piste méthodologique prometteuse.

En définitive, cette recherche apporte une contribution originale et empiriquement rigoureuse à la compréhension de la gouvernance fiscale locale en RDC. Elle offre aux décideurs publics un ensemble de recommandations fondées sur des données probantes pour améliorer la mobilisation des recettes de l'IRL à Kisangani, dans un contexte où l'élargissement de l'assiette fiscale locale constitue un enjeu majeur du développement décentralisé.

BIBLIOGRAPHIE

- Adeyemo, T., Popoola, O., & Adebisi, A. (2023). Financial inclusion, ICT and tax performance in Sub-Saharan Africa. *International Journal of Professional Business Review*, 8(12). <https://doi.org/10.26668/businessreview/2023.v8i12.2341>
- Allingham, M. G., & Sandmo, A. (1972). Income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of Public Economics*, 1(3–4), 323–338. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(72\)90010-2](https://doi.org/10.1016/0047-2727(72)90010-2)
- Bahl, R., & Bird, R. (2008). Subnational taxes in developing countries: The way forward. *Public Budgeting & Finance*, 28(4), 1–25.
- Bahl, R., & Martinez-Vazquez, J. (2008). The determinants of revenue performance. *International Studies Program Working Paper*. Georgia State University.
- Bernad, L., Nsengiyumva, Y., Byinshi, B., Hakizimana, N., & Santoro, F. (2023). Digital merchant payments as a medium of tax compliance. *ICTD Working Paper*. <https://doi.org/10.19088/ICTD.2023.011>
- Bird, R. M. (2015). Improving tax administration in developing countries. *Journal of Tax Administration*, 1(1), 23–45.
- Bird, R. M., & Zolt, E. M. (2005). Redistribution via taxation: The limited role of the personal income tax in developing countries. *UCLA Law Review*, 52(6), 1627–1695.
- Feld, L. P., & Frey, B. S. (2002). Trust breeds trust: How taxpayers are treated. *Economics of Governance*, 3(2), 87–99.
- Fjeldstad, O.-H., & Heggstad, K. (2012). Local government revenue mobilisation in Anglophone Africa. CMI Report. Chr. Michelsen Institute.
- FMI. (2019). *Perspectives économiques régionales : Afrique subsaharienne*. Washington, DC : Fonds Monétaire International.
- FMI. (2020). Policy responses to COVID-19 and their fiscal implications. IMF Policy Paper. Washington, DC : Fonds Monétaire International.
- Friedman, E., Johnson, S., Kaufmann, D., & Zoido-Lobaton, P. (2000). Dodging the grabbing hand: The determinants of unofficial activity in 69 countries. *Journal of Public Economics*, 76(3), 459–493. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(99\)00093-6](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(99)00093-6)
- Gordon, R., & Slemrod, J. (2000). Are ‘real’ responses to taxes simply income shifting between corporate and personal tax bases? In J. Slemrod (Ed.), *Does Atlas Shrug?* Harvard University Press.
- Hasseldine, J., & Li, Z. (1999). More tax evasion research required in new millennium. *Crime, Law and Social Change*, 31(2), 91–104.

- Hassan, M. S., Mahmood, H., Tahir, M., Alkhateeb, T. T. Y., & Wajid, A. (2021). Governance: A source to increase tax revenue in Pakistan. *Complexity*, 2021, 6663536. <https://doi.org/10.1155/2021/6663536>
- Jemiluyi, O., & Jeke, L. (2023). Tax revenue mobilization effort in SADC bloc: Does ICT matter? *Cogent Economics & Finance*. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2172810>
- Johnson, P., & Omodero, C. (2021). Governance quality and tax revenue mobilization in Nigeria. *Journal of Legal, Ethical and Regulatory Issues*. <https://doi.org/10.2478/jles-2021-0009>
- Jung, I. (2023). Nigeria's tax revenue mobilization: Lessons from successful revenue reform episodes. *IMF Selected Issues Paper*. <https://doi.org/10.5089/9798400234989.018>
- Khan, S. (2021). Revenue enhancements in Kampala, Uganda: Lessons for other African cities. *African Multidisciplinary Tax Journal*, 2(1). <https://doi.org/10.47348/AMTJ/v2/i1a11>
- Kiboko, C. (2021). Les contraintes institutionnelles dans la mobilisation des recettes urbaines : cas de Kisangani. *Revue Congolaise de Gestion Publique*, 8(2), 45–67.
- Kleven, H. J. (2014). How can Scandinavians tax so much? *Journal of Economic Perspectives*, 28(4), 77–98. <https://doi.org/10.1257/jep.28.4.77>
- Kouadio, H., et al. (2018). Perception et conformité fiscale en Afrique de l'Ouest. *Revue d'Économie Politique*, 128(3), 409–432.
- Mebratu, A. A. (2023). Tax revenue inefficiency and political risk factors: The hen or the egg? *Cogent Economics & Finance*. <https://doi.org/10.1080/23311975.2023.2167546>
- Mbuyi, J.-B. (2019). Fiscalité et gouvernance locale en RDC : problèmes et perspectives. *Revue Congolaise des Sciences Sociales*, 12(1), 23–45.
- Mpofu, F. Y. (2021). Informal sector taxation and enforcement in African countries: How plausible and achievable are the motives behind? A critical literature review. *Open Economics*, 4(1), 72–97. <https://doi.org/10.1515/openec-2020-0114>
- Mpofu, F. Y. (2022). Industry 4.0 in financial services: Mobile money taxes, revenue mobilisation, financial inclusion, and the realisation of SDGs in Africa. *Sustainability*, 14(14), 8667. <https://doi.org/10.3390/su14148667>
- Nelson, C. R., & Plosser, C. I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139–162.
- Ngoy, A. (2021). Mobilisation des ressources fiscales à l'échelle urbaine : cas de la ville de Kisangani. *Mémoire de master*, Université de Kisangani.

- Nzita, L. (2018). Instabilité économique et collecte de l'impôt foncier à Kisangani. *Revue Africaine de Fiscalité*, 4(1), 10–25.
- OCDE. (2020). *Cadre pour l'administration fiscale efficace dans les pays en développement*. Paris : OCDE.
- OECD. (2017). *Enhancing tax collection through digital solutions*. Paris : OECD Publishing.
- Ogembo, D. (2022). Trust or power: Improving tax compliance by self-employed professionals. *Intertax*, 50(2). <https://doi.org/10.54648/TAXI2022012>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Prichard, W. (2010). *Taxation and state building: Towards a governance-focused tax reform agenda*. IDS Working Paper, 341. Institute of Development Studies.
- Rawls, J. (1971). *A theory of justice*. Harvard University Press.
- Saez, E., & Piketty, T. (2012). *A theory of optimal capital taxation*. NBER Working Paper No. 17989.
- Scarpini, C., Okunogbe, O., & Santoro, F. (2023). The promise and limitations of information technology for tax mobilisation. *ICTD Working Paper*. <https://doi.org/10.19088/ICTD.2023.005>
- Sd, B., & Ja'afar, A. A. Z. (2022). Tax rate chargeable on landed properties in Tafa Local Government Area of Niger State, Nigeria. *African Journal of Law, Political Research and Administration*. <https://doi.org/10.52589/ajlpra-y61ukkd>
- Slemrod, J. (2004). The economics of corporate tax selfishness. *National Tax Journal*, 57(4), 877–899.
- Slemrod, J., & Yitzhaki, S. (2002). Tax avoidance, evasion and administration. In A. Auerbach & M. Feldstein (Eds.), *Handbook of Public Economics* (Vol. 3, pp. 1423–1470). Elsevier.
- Tanzi, V. (2017). *Termites of the state: Why complexity leads to inequality*. Cambridge University Press.
- Tanzi, V., & Zee, H. H. (2000). *Tax policy for emerging markets: Developing countries*. IMF Working Paper WP/00/35.
- Tchagnao, A.-F. (2023). Effect of productive capacities on tax revenue mobilization: Evidence from Sub-Saharan African countries. *Journal of Public Affairs*. <https://doi.org/10.1002/pa.2895>
- Thaler, R. H., & Sunstein, C. R. (2008). *Nudge: Improving decisions about health, wealth, and happiness*. Yale University Press.

Torgler, B. (2003). Tax morale, rule-governed behavior and trust. *Constitutional Political Economy*, 14(2), 119–140.

Tshibanda, G. (2020). Gouvernance locale et performance fiscale dans la province Orientale. *Cahiers Africains d'Économie et Développement*, 5(1), 12–34.

Tshiswaka, M. (2020). Problèmes de mobilisation des recettes fiscales en milieu urbain congolais. *Revue Congolaise d'Économie*, 5(2), 34–56.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2e éd.). MIT Press.

Zucman, G. (2013). The missing wealth of nations: Are Europe and the US net debtors or net creditors? *The Quarterly Journal of Economics*, 128(3), 1321–1364.
<https://doi.org/10.1093/qje/qjt012>

DONNÉES COMPLÉMENTAIRES INSÉRÉES DANS LE TEXTE

Données annuelles brutes utilisées dans l'estimation

Tableau N°12 : Données annuelles brutes utilisées dans l'estimation (1994–2023)

Année	GOUV	RECETTE (FC)	IPC	COVID_19	SISE
1994	0,1389	45 824 206	26 765,86	0	1
1995	0,1389	202 256 045	492,44	0	1
1996	0,1389	4 164 510	198,52	0	1
1997	0,1875	273 433	29,15	0	0
1998	0,1852	8 625 700	284,89	0	0
1999	0,1111	850 505 110	513,91	0	0
2000	0,1111	4 503 200	359,94	0	1
2001	0,1111	4 822 546	31,52	0	1
2002	0,1111	5 402 010	12,87	0	0
2003	0,1111	38 815 552	3,99	0	0
2004	0,1111	5 824 369	21,32	0	0
2005	0,1111	12 552 865	13,05	0	1
2006	0,1111	473 135 040	16,95	0	1
2007	0,1111	698 698 371	17,30	0	1

Année	GOUV	RECETTE (FC)	IPC	COVID_19	SISE
2008	0,1111	987 324 118	2,80	0	0
2009	0,1227	995 887 242	7,10	0	0
2010	0,1389	805 445 620	15,32	0	0
2011	0,1389	162 235 645	9,72	0	0
2012	0,1389	27 815 552	0,81	0	0
2013	0,1389	155 824 369	1,24	0	0
2014	0,1389	486 552 865	0,74	0	0
2015	0,1389	473 135 040	2,89	0	0
2016	0,1389	698 698 371	2,89	0	0
2017	0,1204	987 324 118	16,95	0	0
2018	0,1111	995 887 242	16,95	0	0
2019	0,1111	3,99E+11	17,30	1	1
2020	0,1111	2,13E+11	17,30	1	1
2021	0,1644	1,31E+11	17,30	1	1
2022	0,1667	16,95	16,95	0	0
2023	0,1667	4 213 000 000	16,95	0	0

Source : DGRPT, BCC, FMI, OCHA. Compilation de l'auteur.

Note complémentaire : résultats complets du modèle ARDL (2, 4, 4, 4, 3)

Le modèle sélectionné est l'ARDL(2, 4, 4, 4, 3) selon le critère d'Akaike (AIC). Variable dépendante : D(COVID_19). Période d'estimation : 1994–2023 (26 observations effectives après correction des retards). Cas 2 : Constante restreinte, sans tendance.

La statistique F du test Bounds s'établit à 16,661 (K = 4 variables explicatives), dépassant largement les bornes critiques supérieures I(1) à tous les seuils conventionnels. L'équation de correction d'erreur est : $EC = COVID_19 - (-1,5012 \cdot GOUV + 0,0000 \cdot RECETTE + 0,0003 \cdot IPC - 0,0877 \cdot SISE + 0,1943)$.

Note complémentaire : choix du modèle ARDL

Le modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag) a été préféré au modèle de Johansen (1988) pour deux raisons principales. Premièrement, les séries présentent des ordres d'intégration mixtes $I(0)$ et $I(1)$, ce qui exclut l'application du modèle de Johansen, qui requiert que toutes les variables soient $I(1)$. Deuxièmement, le test Bounds de Pesaran et al. (2001) est robuste aux petits échantillons ($N \geq 30$ observations), caractéristique essentielle pour les données annuelles disponibles à Kisangani. La sélection automatique des retards par le critère AIC a conduit à retenir la spécification $ARDL(2, 4, 4, 4, 3)$, qui optimise le compromis entre qualité d'ajustement et parcimonie.