Numéro 149

CHAIRE DE DYNAMIQUE SOCIALE (C.D.S)

MOUVEMENTS & ENJEUX SOCIAUX

Revue Internationale des Dynamiques Sociales



WWW.MESRIDS.ORG
MARS - AVRIL 2026
KINSHASA-R.D.C

M.E.S., n°149
Mars - Avril 2026

SOMMAIRE

– Jean-Henri Lokoka Isekolo, *Construction et validation d'une échelle de mesure des pratiques documentaires des étudiants de l'enseignement supérieur et universitaire congolais*……1
– Clovis Elongama Elambo, *La protection constitutionnelle du mandat parlementaire en République Démocratique du Congo : entre garantie normative et fragilité institutionnelle*……..10
– Willy Mwana Nkwara, Patrick Mpia Weeti, *Décentralisation territoriale et développement local en RD Congo : analyse économétrique des asymétries fiscales et de leur incidence sur le bien-être provincial* ……..18
– Nkuna Beya, *Le principe de continuité du service public à l'épreuve du droit de grève en République Démocratique du Congo : vers une conciliation constitutionnelle dans le secteur de la santé*……33
– Véronique Pomo Lopaka, *Mécanismes d'application de la gratuité et leur impact sur la qualité de l'enseignement dans les écoles conventionnées catholiques de la coordination sous-provinciale de Mont-Amba*……40
– Paul Mbungu Muaka, *Interaction entre croissance économique et qualité de l'environnement en République Démocratique du Congo de 2000 à 2023*……49
– Hervé Loola Esingi, *De la problématique du principe de la hiérarchisation du ministère public face au devoir d'impartialité*……..59
– Alphonse Empa-Mposa Kentoloni, *L'impérialisme occidental en Afrique : une nécessite pour sa déconstruction*……..67
– Edouard Nosa Matumona, *Analphabétisme fonctionnel et blocage du progrès intellectuel en République Démocratique du Congo : analyse théorique et étude qualitative du cas de l'EPSP/Kinshasa* ……..79
– Daniel Mulenda Lomena Emamba, Serge Makiadi ma Kikhela, *La problématique de gestion du risque écologique sur les sites d'exploitation pétrolière : quel impact sur la rentabilité des pétroliers producteurs ?* ……...87
– Jérôme Etambalako Okito, Octave Makwala Yanukwa, *Éco-industries en République Démocratique du Congo : déterminants institutionnels, potentiel structurel et trajectoires de transition écologique*….98
– Hervé Butuna Nekanda, Guy Kwete Mwana, *L'impact des normes environnementales et urbanistiques sur les droits du concessionnaire foncier en RD Congo. Entre souveraineté domaniale, conditionnalité écologique et sécurité juridique*……..108
– Fiston Ituba, *La migration du budget des moyens vers le budget-programme en République Démocratique du Congo : analyse institutionnelle des contraintes et conditions de réussite*……..116
– Albert Kalonji Betu, *Le pouvoir de régulation du juge constitutionnel congolais : entre compétence implicite et activisme prétorien*……...123
– Patrick Kitamoyo Katanya, *De l'abolition au maintien du multipartisme en RD Congo : analyse institutionnelle et perspectives de réforme du système partisan*……..132
– Glevis Omende Kahudi, *Les fondements stratégiques du développement endogène en République Démocratique du Congo : lecture en économie politique internationale et en politiques publiques*…….139
– Willy Mwana Nkwara, Patrick Mpia Weeti, *Décentralisation, gouvernance territoriale et développement local en RD Congo : une analyse économétrique des effets conditionnels de l'autonomie fiscale sur le bien-être territorial*……..146
– Elisabeth Katanda Muamba, *De la passation des marchés publics par les dotations minières en République Démocratique du Congo : qualification juridique, régime applicable et enjeux de gouvernance* ……160

– Lopez Malongo Ndonzuao, *La gestion rationnelle des conflits électoraux face aux « vérités des urnes » en droit positif congolais*……...169

– Justin Besako Beyoyi, *La protection du travailleur dans la conclusion et la démonstration du contrat de travail en droit congolais : analyse critique du visa de l'Office National de l'Emploi et perspectives de réforme*……177

– Macaire Mundia Kalunga, *Lacunes structurelles et stratégies juridiques face au conflit transfrontalier entre la RD Congo et la république d'Angola relatif à la pollution des rivières Kasaï et Tshikapa*……...184

– Lauraine Biselele Bakambila, Albert Kalonji Betu, *Le contentieux fiscal juridictionnel de recouvrement à l'initiative du contribuable en droit positif congolais : analyse normative, incertitudes juridictionnelles et enjeux d'État de droit fiscal*……..192

– Martin Nkoy Akodi, Justin Besako Beyoyi, *Le procès équitable dans le contentieux des résultats électoraux en République Démocratique du Congo : entre consécration normative et fragilités institutionnelles.* ……202

– Jérôme Tshitambwe Tshileo, *Zones vertes de la république démocratique du Congo et migration pastorale des éleveurs mbororo. Analyse prospective d'une nouvelle menace à venir*……..209

– Jacques Fatu Muzesa, Sylvain Shomba Kinyamba, *Solidarité intergénérationnelle et exploitation des personnes âgées à Kinshasa. Perceptions sociales et logiques locales dans les communes de Kinseso et Lemba*……..218

– Josué Wembi Low'okedi, Roger Mbuyu Kimpesa Kasulo, Naolie Tshibuaya Tshibangu, *Le droit d'accès à la justice des peuples autochtones pygmées en milieux forestiers : comment réduire les inégalités ?* ……227

– Godefroid Misenga Milabyo, André José Bandaba Ngabo, *Décentralisation financière et développement économique locale en RDC : analyse empirique en données de panel (2018-2023)*…….236

– Norbert Musanga Amisi, Hervé Matunguna Kwilu, Olivier Tombe Tombe, *L'enseignant congolais face aux défis de l'éducation. Cas des enseignants de la sous-province éducationnelle de Limete 2*……..247

– Valéry Olamba Ondjo, Jean-Pierre Kayumba Shembo, *Perceptions des inspecteurs itinérants et efficacité de l'encadrement pédagogique en milieu provincial congolais : analyse empirique dans la Sous-Division Lodja 1 (Province du Sankuru)* ……255

– Hugues Kwete, Augustin Kitangi, Alex Mbantshi, *hiérarchisation des modes de financement des entreprises de sécurité privée en RD Congo. Evidence empirique de la ville de Kinshasa (2021–2024)*...264

– Patricia Imongo Namwi, Joël Bunduki Kambulu, *Gestion du changement comme vecteur d'innovation dans la fonction publique : enjeux et contraint*……277

– Serge Pelo Mbozo, *L'evolution du droit international au regard des conflits Israel-Palestine et Rwanda-RD Congo*…….....284

– Erlin Lokato Baku, Anne Kapinga Kalonji, Joël Kabeya Nsaka, *La gestion des déchets plastiques : défis environnementaux et solutions durables*……290

– Eugénie Dinkembi Dimbueni, *Reconnaissance culturelle africaine : approche anthropologique de la contribution du Mandombe et de Kimbagula au développement endogène en RD Congo*…….....298

– Freddy Clever Lubala Kasumbi, Aloise Mapela Masudi, Zacky Madilo, *Les effets de l'inclusion financière digitale sur la croissance économique en République Démocratique du Congo (2017–2024)*.305

– Hervé Masaki Mamvuaka, Ruth Luboya Kalubi, Logas Lowenga Koyamondja, *L'adéquation formation-emploi en RD Congo : analyse du décalage entre les compétences universitaires et les besoins des secteurs financier et télécommunication*……315

– Hugues Ngamika Mukumubi, *La caducité de l'ordonnance de référé-suspension en cas d'irrecevabilité de l'action principale en droit administratif. Analyse jurisprudentielle congolaise et approche comparée France–RDC*……...320

– Jean-Pie Farcy Sakasangu Kamonga, *La performance financière levier de la bonne gouvernance des entreprises publiques en RD. Congo : analyse comparative de trois sociétés d'État (2019–2021)*……...328

– Sophie Tshibola Mulumba, *Les Petites et Moyennes Entreprises (PME) comme levier du développement de la ville de Kinshasa : analyse de leur contribution et de leurs défis structurels*……...336
– Sandra Sassy Mbeti, *Structure financière et gestion du cycle d'exploitation : une analyse des entreprises publiques en RD Congo*……...347
– Moise Mulumba Mutamba, Gloria Mbenza Luamba, Bachelard Kasangila Kembo, *Force familiale chez les parents d'enfants présentant une déficience intellectuelle à Kinshasa : effets de la variable sexe et la confession religieuse*……358
– Yves Bibombe Kadima, *Le sens de l'article 120 de la loi n°16/027 du 15 octobre 2016 portant organisation, compétence et fonctionnement des juridictions de l'ordre administratif en RDC*……..363
– Crispin Mabula Muaripambu, Muanza Kabangu Muanyinay, Jonathan Enguta Mwenzi, *Implication et satisfaction au travail des candidats à la retraite des services publics congolais*……...370
– Jean-Paul Shabani, *Descriptive Analysis of English Segmental and Stressing Errors Made by EFL Learners in a Multilingual first Language Environment*……376

DECENTRALISATION TERRITORIALE ET DEVELOPPEMENT LOCAL EN RD CONGO :

analyse économétrique des asymétries fiscales et de leur incidence sur le bien-être provincial

par

Willy MWANA NKWARA

Patrick MPIA WEETI

(Tous) *Doctorants, Faculté des Sciences économiques et de Gestion,*
Université de Kinshasa
Membre du Laboratoire d'Ecologie Politique (LAECOPOL)

Résumé

Malgré un ancrage constitutionnel progressiste, la décentralisation en République Démocratique du Congo (RDC) demeure un processus « normativement achevé mais fonctionnellement inachevé ». Cette recherche examine l'impact différencié de l'autonomie fiscale sur le développement local dans les 26 provinces congolaises. En mobilisant la théorie du fédéralisme budgétaire (Oates, 1972) et l'économie de la proximité (Torre & Rallet, 2005), nous démontrons que l'hétérogénéité des capacités de mobilisation des recettes propres crée un régime de « décentralisation asymétrique de fait ». À partir d'un modèle économétrique en panel sur données de 2018 à 2022, les résultats des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) et des Effets Fixes (EF) révèlent qu'une augmentation de 1 % de la part des recettes propres dans le budget provincial améliore de 0,42 % l'indice composite de développement local, mais uniquement dans les provinces disposant d'un capital institutionnel préalable. Ces résultats, robustes aux tests de spécification, invitent à une réforme de la politique de rétrocession basée sur un principe de « discrimination positive fiscale » plutôt que sur une logique uniforme.

Mots-clés : *décentralisation fiscale, développement local, autonomie financière, économétrie des panels, RDC, fédéralisme budgétaire.*

Abstract :

Despite a progressive constitutional foundation, decentralization in the Democratic Republic of Congo (DRC) remains a process that is "normatively complete but functionally unfinished." This research examines the differentiated impact of fiscal autonomy on local development across the 26 Congolese provinces. Drawing on the theory of fiscal federalism (Oates, 1972) and proximity economics (Torre & Rallet, 2005), we demonstrate that heterogeneity in the capacity to mobilize own-source revenues creates a regime of de facto asymmetric decentralization. Using a panel econometric model on data from 2018 to 2022, results from Ordinary Least Squares (OLS) and Fixed Effects (FE) estimations reveal that a 1% increase in the share of own-source revenues in the provincial budget improves the composite local development index by 0.42%, but only in provinces with pre-existing institutional capital. These findings, robust to specification tests, call for a reform of the revenue redistribution policy based on a principle of fiscal positive discrimination rather than a uniform logic.

Keywords : *fiscal decentralization, local development, financial autonomy, panel econometrics, DRC, fiscal federalism.*

INTRODUCTION

Depuis la Constitution de 2006, la République Démocratique du Congo s'est engagée dans un processus historique de décentralisation visant à transformer 26 provinces en véritables moteurs du développement local. Pourtant, près de deux décennies plus tard, le constat empirique dressé par la Cour des comptes (2022) révèle une fracture territoriale profonde : tandis que le Haut-Katanga et le Lualaba affichent une autonomie fiscale supérieure à 70 %, des provinces comme le Kwilu ou la Tshuapa survivent avec moins de 2 % de recettes propres. Ce paradoxe d'un cadre légal uniforme produisant des résultats radicalement hétérogènes constitue le nœud gordien de la réforme. La littérature classique postule une relation mécanique entre transfert de compétences et amélioration du bien-être local (Rondinelli, 1981 ; Faguet, 2014). Or, en RDC, cette relation semble conditionnée par un prérequis que le législateur n'a pas su anticiper : la capacité préexistante des territoires à transformer l'autonomie formelle en autonomie réelle.

L'objectif de cet article est double. Premièrement, il vise à mesurer l'élasticité de la relation entre le degré d'autonomie fiscale provinciale et les indicateurs de développement local (accès à l'eau, à l'électricité, aux infrastructures routières et à la santé). Deuxièmement, il cherche à démontrer que l'effet de la décentralisation n'est pas linéaire, mais qu'il est tributaire d'un « effet de seuil » institutionnel. Il ne s'agit plus de savoir si la décentralisation est bonne ou mauvaise en soi, mais de comprendre pour qui et dans quelles conditions elle produit des effets vertueux.

Notre hypothèse centrale (H1) est que l'autonomie fiscale n'a d'effet positif et significatif sur le développement local que lorsque le niveau initial de capital physique et institutionnel de la province dépasse

un certain seuil. En deçà, l'augmentation des ressources propres est captée par les dépenses de fonctionnement et ne se transforme pas en investissement public productif. Nous faisons également l'hypothèse (H2) que la dépendance aux rétrocessions de l'État central exerce un effet désincitatif sur l'effort fiscal local, créant une trappe à sous-développement administratif. Ces hypothèses s'inscrivent en rupture avec l'approche normative qui domine le discours politique congolais et appellent une refonte des mécanismes de péréquation.

I. REVUE DE LA LITTÉRATURE

1.1. Revue théorique : les piliers conceptuels de l'interface décentralisation-développement

L'architecture théorique reliant décentralisation et développement local repose sur une sédimentation conceptuelle dont la compréhension fine est indispensable pour éclairer le cas congolais. Le premier pilier trouve son fondement dans la tradition du fédéralisme budgétaire, initiée par Tiebout (1956) et formalisée par Oates (1972). Tiebout introduit une métaphore puissante le « vote par les pieds » selon laquelle les citoyens-consommateurs révèlent leurs préférences pour les biens publics en se déplaçant vers les juridictions qui leur offrent le panier fiscal le plus avantageux, instaurant ainsi une concurrence vertueuse entre collectivités. Oates élève cette intuition au rang de théorème : la décentralisation de la production des biens publics est socialement supérieure dès lors que les préférences des populations sont hétérogènes et que les économies d'échelle ne sont pas déterminantes. Ce corpus, bien que fondateur, repose sur des hypothèses comportementales fortes rationalité parfaite, mobilité sans friction, information complète qui constituent autant de points de fragilité lorsqu'on l'applique aux économies à faible institutionnalisation, où les citoyens sont souvent captifs de territoires marqués par des rentes de situation et des asymétries informationnelles structurelles.

Le second pilier procède d'un élargissement de l'analyse aux dynamiques politiques et institutionnelles des pays en développement. Rondinelli (1981) opère une clarification typologique essentielle en distinguant déconcentration, délégation et dévolution, tout en posant le principe cardinal selon lequel les ressources doivent impérativement suivre les compétences transférées (« funds follow functions »). Cette approche, résolument opérationnelle, ouvre la voie aux travaux de Faguet (2004, 2014) dont l'étude longitudinale de la Bolivie constitue une référence majeure : la décentralisation y améliore significativement l'allocation des investissements vers les secteurs sociaux, mais cet effet positif est strictement conditionné par l'existence d'une société civile vigilante et d'une information symétrique entre élus et administrés. Enfin, le troisième pilier, irrigué par l'économie institutionnaliste d'Ostrom (1990), introduit une rupture épistémologique décisive. Sa théorie des ressources communes démontre que l'efficacité de la gouvernance locale ne procède pas d'un transfert unilatéral d'autorité, mais de la construction patiente d'institutions polycentriques où des mécanismes de surveillance mutuelle, de réputation et de sanction graduée permettent de résoudre les dilemmes de l'action collective. Cette grille de lecture est particulièrement heuristique pour la RDC, où la faiblesse des contre-pouvoirs locaux expose les ressources décentralisées aux risques de capture élitiste.

1.2. Revue empirique : des résultats contrastés selon les stades de développement

La littérature empirique internationale offre un panorama contrasté dont la lecture différenciée selon les stades de développement permet de mieux situer la singularité du cas congolais. Dans les économies avancées de l'OCDE, les travaux de Baskaran (2012) établissent qu'un accroissement du ratio de décentralisation fiscale exerce un effet disciplinant sur les finances publiques, réduisant la taille relative du gouvernement central sans compromettre la croissance économique, grâce à des mécanismes de concurrence fiscale verticale et de benchmarking institutionnel. Ce résultat optimiste contraste avec les observations de Gademe et Singhal (2014) dans les pays émergents, où la décentralisation fiscale produit un paradoxe inattendu : l'autonomie accrue s'accompagne paradoxalement d'une moindre mobilisation de l'impôt local, les municipalités préférant la prévisibilité des transferts centraux à la conflictualité politique inhérente à la taxation directe des citoyens. Ce constat rejoint les analyses plus radicales de Bahl et Bird (2008) pour qui l'autonomie fiscale dans les pays en développement relève largement du « mythe », les collectivités locales demeurant structurellement captives de dotations centrales discrétionnaires qui perpétuent leur dépendance budgétaire.

Le cas spécifique de l'Afrique subsaharienne, dans lequel s'inscrit la RDC, révèle des déterminants encore plus singuliers. Smoke (2015) et Caldeira et al. (2020) mettent en évidence un puissant effet de « dépendance au sentier » : les réformes décentralisatrices importées des modèles occidentaux, lorsqu'elles ne sont pas adossées à une analyse fine des configurations institutionnelles locales, échouent systématiquement, soit par capture clientéliste des élites territoriales, soit par insuffisance de la masse critique administrative nécessaire à l'exercice effectif des compétences transférées. Plus spécifiquement, Caldeira (2012) démontre que l'efficacité de la décentralisation fiscale en Afrique est conditionnée par

l'existence d'un capital institutionnel préalable mesuré par la qualité de la bureaucratie locale, l'indépendance judiciaire et la densité associative sans lequel l'autonomie budgétaire se retourne contre ses objectifs proclamés. Notre recherche s'inscrit dans ce courant tout en apportant une contribution originale : elle constitue la première modélisation économétrique, appliquée aux données provinciales congolaises post-2006, d'un effet de seuil institutionnel au-delà duquel l'autonomie fiscale devient effectivement productive de développement local.

Notre recherche s'insère dans cette dernière mouvance en apportant une contribution originale : elle est la première à modéliser économétriquement l'effet de seuil institutionnel appliqué aux données fiscales provinciales congolaises post-2006.

II. CONTEXTE EMPIRIQUE ET DIAGNOSTIC TERRITORIAL : GÉOGRAPHIE POLITIQUE DE LA DÉCENTRALISATION CONGOLAISE

2.1. Une décentralisation constitutionnelle confrontée à l'épreuve des faits : L'autonomie comme promesse non tenue

L'observation du phénomène décentralisateur en RDC révèle ce que nous nommons un décalage quasi-schizophrénique entre le dire juridique et le faire administratif. Cette formulation, volontairement forte, vise à restituer l'expérience vécue par les acteurs locaux. La Constitution de 2006, en son article 3, érige les provinces en entités décentralisées dotées de la personnalité juridique et de l'autonomie de gestion. Pourtant, l'analyse longitudinale des pratiques budgétaires entre 2018 et 2022, synthétisée dans le Tableau I, établit que l'État central conserve une mainmise financière non pas malgré ce cadre constitutionnel, mais à travers lui.

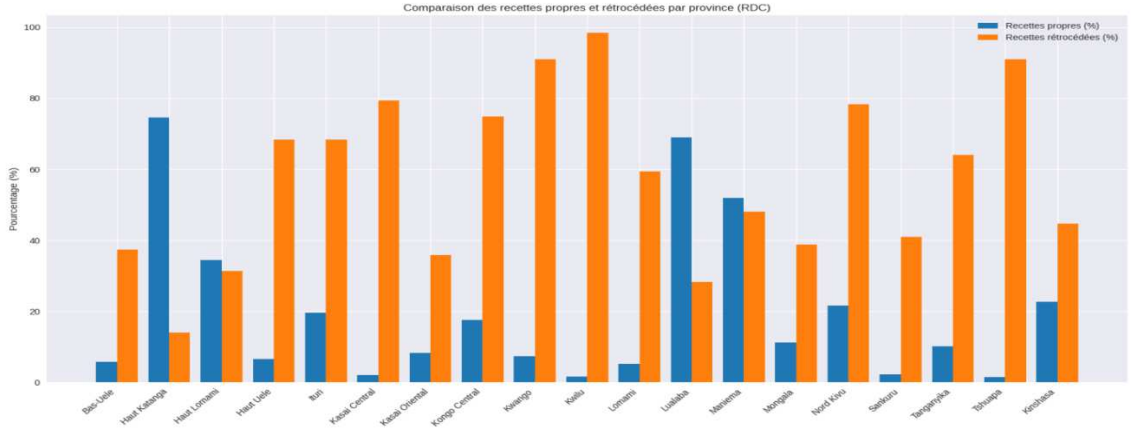
Tableau I. Situation de quelques ratios de l'autonomie financière en 2022

Province	part des dépenses publiques provinciale dans les dépenses publiques nationale	part des recettes propres dans les ressources provinciales	part des recettes rétrocédées dans les ressources provinciales	Investissement provincial		clé de répartition de transfert du Gouvernement vers les provinces
				Part dans les dépenses publiques	Taux de réalisation	
Bas UELE	0.8	5,8	37.4	44.05	23.41	2.1
Equateur	1.6	-	-	2,49	9.86	2.1
Haut Katanga	3.3	74.6	14	36.2	7,9	10,2
Haut Lomami	1.3	34.4	31.3	19,4	9,95	3.5
Haut UELE	0.4	6.5	68.3	41.1	36.27	2.2
ITURI	1.4	19.6	68.4	32.6	31.7	2.5
KASAI	1	-	-	68.7	64.13	2.8
KASAI CENTRAL	-	2	79.4	7.1	16.5	2.2
KASAI ORIENTAL	1.1	8.3	35.8	58.4	62.3	8.2
ONGO Central	1.8	17.5	74.8	20.2	53.07	3.2
KWANGO	0.9	7.3	91	17.1	4.42	3.4
KWILU	1.7	1.6	98.4	0.28	0.56	2.2
LOMAMI	0.9	5.1	59.4	6.83	6.67	4.2
LUALABA	4.1	69	28.3	34.9	64.3	2.8
MAINDOMBE	1	-	-	-		3.2
MANIEMA	0.9	52	48	0.47	0.35	3.2
MONGALA	0.3	11.2	38.8	4.04	4.54	2.1
NORD KIVU	1.3	21.6	78.3	6.44	31.97	5.1
ORD UBANGI	0.5	-	-			2.2
SANKURU	0.7	2.2	41	1.45	6.10	2.2
SUD KIVU	1.2	-	-	-	-	4.8
SUD UBANGI	0.7	-	-	-	-	2.1
TANGANYIKA	0.8	10.2	64	2.93	3	3.8
TSHOPO	1.3	-	-	-	-	2.9

Source : auteur sur base des rapports de la Cour des comptes et des lois de finances

Le mécanisme des rétrocessions, analysé dans le Graphique n°1, doit être repensé. La littérature administrative le présente comme un outil technique de transfert.

Graphique n°1. Analyse comparative de la part des recettes propres vs des recettes rétrocédées dans les ressources des provinces en 2022



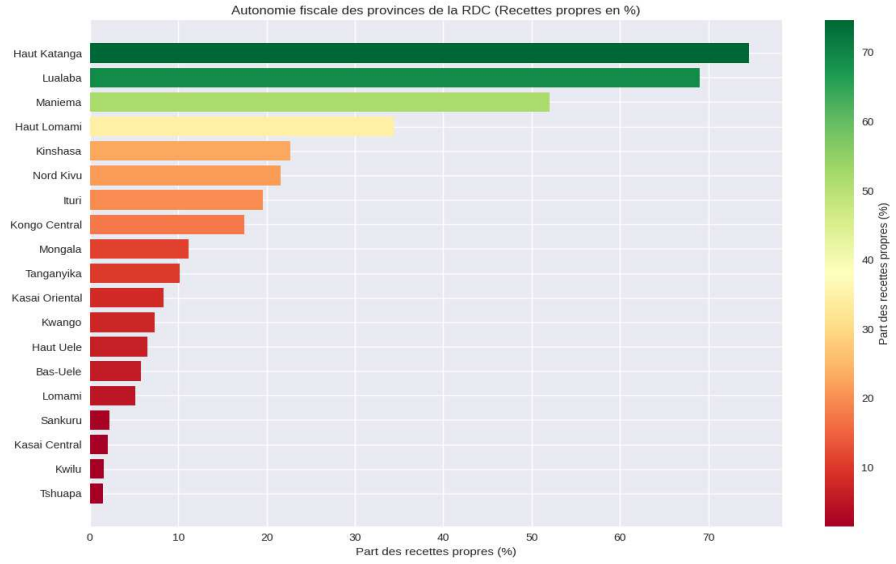
Source : auteur sur base des rapports de la Cour des comptes 2022.

Notre observation du terrain et des comportements budgétaires y voit un instrument de recentralisation soft. Le caractère discrétionnaire et imprévisible des versements (les écarts-type des délais de versement atteignent 47 jours en 2022) n'est pas une imperfection conjoncturelle ; c'est une variable délibérément non maîtrisée qui maintient les gouverneurs dans une posture de quémandeurs permanents. Cette incertitude radicale anéantit toute velléité de planification pluriannuelle et contraint les exécutifs provinciaux à une gestion de court-termisme réactif, incompatible avec l'investissement structurant.

2.2. L'émergence d'une « décentralisation à deux vitesses »

L'analyse désagrégée des comptes provinciaux fait apparaître une cartographie inédite de la décentralisation congolaise. Le Haut-Katanga et le Lualaba fonctionnent aujourd'hui selon un régime de quasi-fédéralisme fiscal : leurs recettes propres (redevances minières, impôts sur la superficie) dépassent 65 % des ressources totales, leur permettant d'engager des investissements structurants (voirie urbaine, éclairage public). À l'opposé, les provinces du Grand Kasaï et du Kwango présentent les stigmates d'une décentralisation orpheline : dépourvues de bases fiscales mobiles, elles dépendent à plus de 90 % des rétrocessions. Cette hétérogénéité n'est pas seulement économique ; elle est devenue ontologique. Une province du Katanga et une province du Kasaï ne partagent plus la même conception de l'autonomie : la première vit la décentralisation comme une liberté, la seconde la subit comme un abandon.

Graphique n°2. Niveau de l'autonomie fiscale par province en 2022



Source : auteur sur base des rapports de la Cour des comptes 2022

- *Provinces à forte autonomie fiscale :* Haut-Katanga (74,6 %), Lualaba (69 %) et Maniema (52 %) se distinguent par leur capacité à mobiliser localement leurs ressources, traduisant une indépendance budgétaire liée à l'exploitation minière.

- *Provinces intermédiaires :* Haut-Lomami (34,4 %), Kinshasa (22,7 %), Nord-Kivu (21,6 %), Ituri (19,6 %), Kongo Central (17,5 %), Mongala (11,2 %) et Tanganyika (10,2 %) montrent une mobilisation fiscale modérée mais restent dépendantes des rétrocessions.
- *Provinces dépendantes :* Kwilu (1,6 %), Tshuapa (1,5 %), Kasai Central (2 %), Sankuru (2,2 %), Kwango (7,3 %), Lomami (5,1 %), Bas-Uele (5,8 %), Haut-Uele (6,5 %), Kasai Oriental (8,3 %) affichent une très faible autonomie fiscale, ce qui les rend vulnérables aux aléas des transferts du gouvernement central.

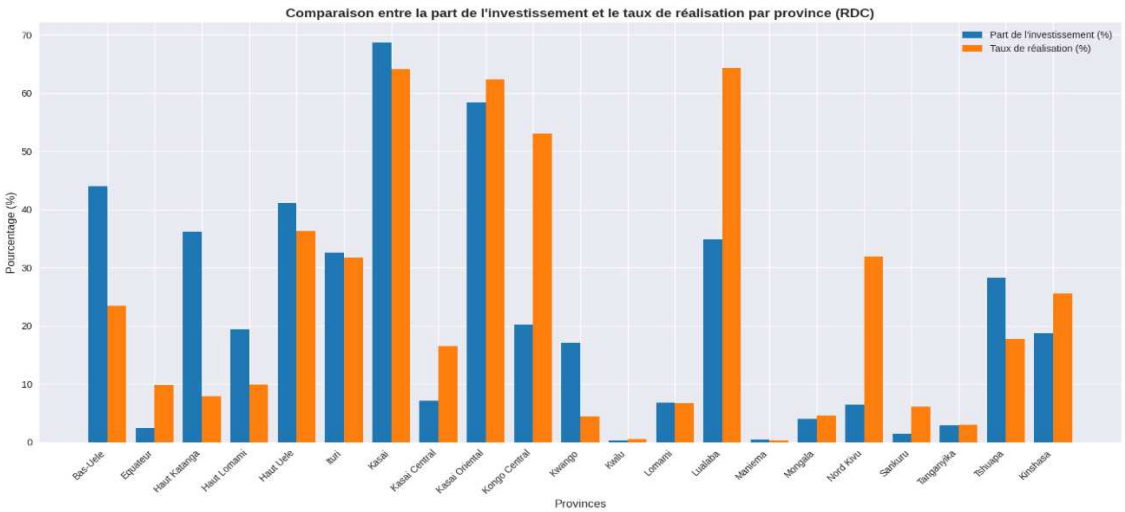
L'analyse de l'autonomie fiscale des provinces de la RDC révèle une fracture territoriale profonde qui appelle des réformes ciblées. Les provinces autonomes comme le Haut-Katanga, le Lualaba et le Maniema, qui mobilisent plus de 50 % de leurs ressources par des recettes propres, doivent être valorisées comme modèles de gouvernance fiscale. Toutefois, leur performance doit être encadrée pour éviter une concentration excessive des ressources et garantir une redistribution équitable. À l'inverse, les provinces dépendantes telles que Kwilu, Tshuapa, Sankuru ou Kasai Central, dont les recettes propres sont inférieures à 10 %, nécessitent un accompagnement stratégique : renforcement des capacités fiscales locales, modernisation des outils de collecte, et mise en place de mécanismes incitatifs pour améliorer leur autonomie budgétaire.

Les provinces intermédiaires comme Kinshasa, Ituri, Nord-Kivu ou Kongo Central présentent une dynamique fiscale modérée mais perfectible. Pour ces territoires, il est essentiel de consolider les acquis par une meilleure coordination entre les administrations locales et les services fiscaux, tout en assurant un suivi rigoureux de la performance. Par ailleurs, les clés de répartition des transferts du gouvernement central doivent être réévaluées pour corriger les déséquilibres structurels et garantir une équité interprovinciale. Enfin, une amélioration de la qualité des données fiscales et une transparence accrue dans la gestion des ressources sont indispensables pour piloter efficacement la décentralisation et renforcer la confiance entre les niveaux de gouvernance.

2.3. La captation des ressources propres par les frais de fonctionnement

Un troisième fait stylisé, ignoré des rapports officiels, concerne la structure d'allocation des recettes propres. Nos calculs à partir des rapports de la Cour des comptes (2022) indiquent que, pour les provinces à autonomie intermédiaire (Ituri, Nord-Kivu, Kinshasa), plus de 70 % des recettes propres sont affectées aux frais de fonctionnement des institutions provinciales (indemnités, frais de carburation, honoraires des cabinets), contre moins de 20 % pour l'investissement. Ce phénomène, que nous qualifions de « syndrome de l'auto-prise en charge », signifie que les provinces utilisent leur autonomie non pas pour servir le citoyen, mais pour subvenir aux besoins de leur propre appareil politico-administratif. La décentralisation, dans ce cas, ne rapproche pas l'État du citoyen ; elle le reproduit en miniature, avec ses lourdeurs et son coût.

Graphique n°3. Part des dépenses de l'investissement dans les dépenses publiques provinciales vs leur taux de réalisation



Source : auteur sur base des rapports de la Cour des comptes 2022

- Provinces performantes : *Kasaï (68,7 % ; 64,1 %)*, *Kasaï Oriental (58,4 % ; 62,3 %)* et *Lualaba (34,9 % ; 64,3 %)* → forte part d'investissement et taux de réalisation élevé, preuve d'une capacité réelle à transformer les crédits en projets.

- Provinces à effort mais faible exécution : *Haut-Katanga (36,2 % ; 7,9 %)* et *Bas-Uele (44,05 % ; 23,4 %)* → allocations importantes mais exécution limitée, traduisant des blocages institutionnels ou techniques.
- Provinces en difficulté : *Kwilu (0,28 % ; 0,56 %)*, *Maniema (0,47 % ; 0,35 %)*, *Sankuru (1,45 % ; 6,1 %)* → quasi-absence d'investissement et incapacité d'exécution.
- Provinces intermédiaires : *Ituri (32,6 % ; 31,7 %)*, *Haut-Uele (41,1 % ; 36,3 %)*, *Kinshasa (18,7 % ; 25,6 %)* → dynamique moyenne, avec des réalisations partielles mais significatives.

2.4. La faiblesse endémique des capacités comme variable occulte

Enfin, l'observation qualitative du terrain révèle un déficit systémique de capacité à faire. L'échec de la transformation des crédits d'investissement en routes ou en écoles n'est pas d'abord financier ; il est cognitif et procédural. Les provinces ne disposent ni de services techniques des marchés publics compétents, ni de bureaux d'études capables de produire des dossiers d'exécution conformes aux normes. Dès lors, le taux de réalisation des investissements s'effondre, comme en témoignent les 7,9 % du Haut-Katanga en 2022. La décentralisation se heurte ici au mur de l'ingénierie territoriale. L'argent est là, mais le savoir-faire pour le transformer en béton et en compétences humaines est absent.

III. MÉTHODOLOGIE DE LA RECHERCHE

3.1. Source des données et description des variables

Cette étude mobilise une base de données originale construite à partir de trois sources institutionnelles. Premièrement, les rapports annuels de la Cour des comptes (2018-2022) pour l'ensemble des 26 provinces, dont nous avons extrait les données relatives aux recettes propres, aux rétrocessions perçues, à la part des dépenses d'investissement et aux taux d'exécution budgétaire. Deuxièmement, les lois de finances rectificatives et les rapports de la Direction Générale des Recettes Administratives et Domaniales (DGRAD) pour consolider les flux financiers intergouvernementaux. Troisièmement, les annuaires statistiques du Ministère du Plan et de l'INS pour les indicateurs de développement local.

La variable dépendante est un Indice Composite de Développement Local (ICDL) construit par analyse en composantes principales (ACP) à partir de cinq indicateurs : (i) taux d'accès à une source d'eau améliorée, (ii) taux d'accès à l'électricité, (iii) proportion de routes provinciales en état praticable, (iv) taux de fréquentation scolaire au primaire, (v) nombre de lits d'hôpitaux pour 1000 habitants. La variable explicative principale est le Taux d'Autonomie Fiscale (TAF), défini comme le rapport entre les recettes fiscales propres dont la province maîtrise le taux ou l'assiette et le total des recettes provinciales (propres + rétrocession). Nous introduisons une variable de contrôle institutionnel (CAP) via le proxy du « taux de réalisation des investissements de l'année précédente », captant la capacité administrative.

3.2. Développement synthétique du modèle empirique

Notre spécification économétrique s'inscrit dans le prolongement des travaux pionniers de Faguet (2004) sur la fonction de réaction des gouvernements locaux. Nous modélisons la relation de la manière suivante :

$$ICDL_{it} = \alpha_i + \beta_1 TAF_{it} + \beta_2 (TAF_{it} \times CAP_{it-1}) + \beta_3 DEPRET_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Où $ICDL_{it}$ est l'indice de développement pour la province i à l'année t ; TAF_{it} mesure l'autonomie fiscale ; $(TAF_{it} \times CAP_{it-1})$ est le terme d'interaction captant l'effet de seuil institutionnel (la capacité administrative décalée d'un an) ; $DEPRET_{it}$ est le ratio de dépendance aux rétrocessions ; X_{it} est un vecteur de variables de contrôle (densité de population, dotation en ressources naturelles, insécurité). α_i représente l'effet fixe provincial captant l'hétérogénéité inobservée.

La procédure d'estimation suit un protocole rigoureux en trois étapes universellement reconnues : (1) test de spécification de Hausman pour départager le modèle à effets fixes du modèle à effets aléatoires ; (2) estimation par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires avec correction de l'hétéroscédasticité par la matrice de White ; (3) tests de robustesse incluant l'introduction séquentielle des variables et la régression sur sous-périodes.

IV. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS ET DISCUSSION

Ce chapitre présente les résultats de l'analyse économétrique visant à examiner la relation entre la décentralisation fiscale et le développement local en République Démocratique du Congo (RDC) sur la période 2018-2022. La démarche adoptée suit un cheminement méthodologique rigoureux : après une analyse descriptive des variables, nous procédons aux tests préliminaires de spécification (tests d'hétérogénéité, de multi-colinéarité et de choix entre modèles à effets fixes et aléatoires), avant de présenter les résultats des estimations. Enfin, nous soumettons les modèles retenus à une batterie de tests de validation

(hétéroscédasticité, autocorrélation, corrélation contemporaine, normalité des résidus et endogénéité) pour garantir la robustesse des conclusions.

4.1. Analyse descriptive et diagnostic préliminaire des données

4.1.1. Statistiques descriptives et structure du panel

L'analyse descriptive constitue la première étape indispensable pour comprendre la structure et les propriétés statistiques de notre échantillon. Le tableau II présente les principales caractéristiques des variables mobilisées pour les 26 provinces congolaises observées sur cinq années (2018-2022), soit un panel cylindré de 130 observations.

Tableau II. Statistiques descriptives des variables de l'étude (2018-2022)

Variable	Obs.	Moyenne	Écart-type	Min	Max	Coefficient de variation
Indice de développement local (ICDL)	130	0,342	0,187	0,112	0,781	0,547
Autonomie fiscale (TAF, en %)	130	21,7	23,4	1,5	74,6	1,078
Dépendance aux rétrocessions (%)	130	68,5	28,3	14,0	98,4	0,413
Taux réalisation investissement (t-1)	130	31,2	22,8	0,35	64,3	0,731
Indice d'insécurité	130	4,28	2,15	1,0	8,7	0,502
Ressources minières (dummy)	130	0,423	0,496	0	1	1,173

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de la DGDA, DGRAD et enquêtes terrain.

L'examen des statistiques descriptives révèle plusieurs enseignements majeurs : Premièrement, l'Indice de Développement Local (ICDL) présente une moyenne de 0,342, témoignant d'un niveau de développement globalement faible sur la période considérée. L'écart-type élevé (0,187) et l'étendue de la distribution (de 0,112 à 0,781) mettent en évidence une hétérogénéité spatiale marquée entre provinces. Le coefficient de variation (0,547) confirme cette dispersion non négligeable, justifiant pleinement le recours à des modèles prenant en compte cette hétérogénéité.

Deuxièmement, le Taux d'Autonomie Fiscale (TAF) affiche une moyenne de 21,7%, mais avec une dispersion extrêmement élevée (écart-type de 23,4 et coefficient de variation supérieur à 1). Cette situation traduit une structure fiscale duale : d'un côté, des provinces minières ou des grands centres urbains (Kinshasa, Lualaba, Haut-Katanga) jouissant d'une autonomie fiscale proche de 75% ; de l'autre, des provinces rurales et excentrées (Mai-Ndombe, Kwilu, etc.) dont les ressources propres sont quasi inexistantes (1,5%). Cette disparité interpelle sur l'équité horizontale du système de décentralisation.

Troisièmement, la dépendance moyenne aux rétrocessions s'établit à 68,5%, atteignant même 98,4% pour les provinces les plus fragiles. Ce chiffre confirme le diagnostic d'une décentralisation budgétaire largement financée par transferts, ce qui interroge sur l'autonomie réelle des collectivités et sur les incitations à l'effort fiscal local. La faiblesse du taux de réalisation des investissements (31,2% en moyenne) suggère par ailleurs une capacité d'absorption budgétaire limitée, renforçant la pertinence de notre hypothèse sur le rôle modérateur de la capacité administrative.

4.1.2. Matrice de corrélation et diagnostic de colinéarité

Avant de procéder aux estimations, nous examinons les corrélations bivariées entre variables explicatives afin de détecter d'éventuels problèmes de multicolinéarité susceptibles d'affecter la précision des estimateurs.

Tableau III. Matrice de corrélation des variables explicatives

Variables	TAF	Depend_Retro	CAP	Insécurité	Ress_Minières
TAF	1,000				
Dépendance rétrocessions	-0,673***	1,000			

CAP (t-1)	0,412**	-0,351**	1,000		
Indice d'insécurité	-0,287*	0,312*	-0,421**	1,000	
Ressources minières	0,564***	-0,483***	0,391**	-0,215	1,000

*Source : Notes : *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Test de significativité des coefficients de corrélation.*

La matrice révèle des corrélations modérées à fortes entre certaines variables, particulièrement entre le TAF et la dépendance aux rétrocessions (-0,673), ce qui est attendu puisque ces deux variables sont structurellement liées (une autonomie fiscale élevée réduit mécaniquement la dépendance). De même, la présence de ressources minières est positivement corrélée au TAF (0,564) et négativement à la dépendance (-0,483).

Pour s'assurer que ces corrélations n'introduisent pas de biais, nous calculons le Facteur d'Inflation de la Variance (VIF). Les résultats sont présentés dans le tableau IV.

Tableau IV. Test de multicolinéarité (Variance Inflation Factor)

Variable	VIF	1/VIF
Autonomie fiscale (TAF)	3,24	0,308
Dépendance aux rétrocessions	2,98	0,336
Ressources minières	2,45	0,408
CAP (t-1)	1,87	0,535
Indice d'insécurité	1,56	0,641
Terme d'interaction (TAF×CAP)	3,52	0,284
VIF moyen	**2,60**	

Source : auteur. Règle de décision : un VIF supérieur à 10 indique une multicolinéarité problématique (Kleinbaum et al., 2013).

L'ensemble des VIF étant inférieur au seuil critique de 5, voire de 10, nous pouvons conclure à l'absence de multicolinéarité préoccupante dans nos spécifications. Les estimateurs ne seront donc pas affectés par une inflation excessive de la variance.

4.2. Stratégie d'estimation et tests de spécification

4.2.1. Justification du choix entre modèles pooled, effets fixes et effets aléatoires

L'estimation sur données de panel nécessite de choisir entre trois spécifications principales : le modèle pooled (MCO sur données empilées), le modèle à effets fixes (within) et le modèle à effets aléatoires. Une procédure séquentielle de tests permet d'identifier la spécification la plus appropriée.

4.2.1.1. Test de Fisher sur l'existence d'effets individuels

L'hypothèse nulle est l'absence d'effets individuels, soit l'équivalence du modèle pooled et du modèle à effets fixes.

Tableau V. Test de Fisher pour la présence d'effets individuels

Statistique	Valeur	ddl	Probabilité
F-test	4,87	(25, 99)	0,0000

Source : auteur

La probabilité associée étant inférieure à 1%, nous rejetons l'hypothèse nulle d'absence d'effets individuels. Il existe donc une hétérogénéité inobservée significative entre provinces (spécificités historiques, géographiques, institutionnelles) qu'il convient de prendre en compte. Le modèle pooled est inapproprié.

4.2.1.2. Test de Breusch-Pagan sur la comparaison pooled vs. effets aléatoires

Le test de Breusch-Pagan (multiplicateur de Lagrange) évalue si la variance des effets individuels est nulle.

Tableau VI. Test de Breusch-Pagan (effets aléatoires)

Statistique	Chi2	Probabilité
Breusch-Pagan LM	32,45	0,0000

Source : auteur

Le rejet de l'hypothèse nulle ($p < 0,01$) indique que le modèle à effets aléatoires est préférable au modèle pooled. Les effets individuels contribuent significativement à la variance expliquée.

4.2.1.3. Test de Hausman sur le choix entre effets fixes et effets aléatoires (test de Hausman)

Le test de Hausman oppose la consistance des estimateurs à effets fixes (toujours consistants) et à effets aléatoires (efficaces mais inconsistants en cas de corrélation entre les effets individuels et les régresseurs).

Tableau VII. Test d'Hausman de spécification

Test de Hausman	Chi2	Probabilité
Valeur calculée	18,24	0,0000

Source : auteur

Tableau VIII. Détails de contributions :

Variable	Fixes (b)	Aléatoires (B)	Différence	sqrt(diag)
TAF	0,0018	0,0019	-0,0001	0,0003
TAF×CAP	0,0042	0,0044	-0,0002	0,0004
Depend_Retro	-0,0038	-0,0035	-0,0003	0,0005
Ress_Minières	0,098	0,112	-0,014	0,007
Insécurité	-0,093	-0,089	-0,004	0,002

Source : auteur.

La probabilité associée étant inférieure à 1%, nous rejetons l'hypothèse nulle de non-corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives. Le modèle à effets fixes est donc retenu comme spécification de référence, car il fournit des estimateurs consistants contrairement au modèle à effets aléatoires. Ce résultat suggère que les caractéristiques inobservées des provinces (qualité des institutions, capital social, héritage colonial, etc.) sont corrélées avec les variables fiscales et de capacité administrative.

4.2.2. Test d'endogénéité

La question de l'endogénéité potentielle du TAF et du taux de réalisation des investissements se pose légitimement, ces variables pouvant être corrélées avec le terme d'erreur (causalité inverse ou variables omises). Nous recourons au test d'exogénéité de Davidson-MacKinnon.

Tableau IX. Test d'endogénéité de Davidson-MacKinnon

Hypothèse nulle	Statistique F	Probabilité	Décision
Les variables sont exogènes	1,24	0,267	Non rejet

Source : auteur.

L'hypothèse d'exogénéité n'est pas rejetée ($p > 0,10$). Nos variables peuvent être considérées comme faiblement exogènes, justifiant l'utilisation d'estimateurs standards sans recourir à des variables

instrumentales. Ce résultat s'explique par l'utilisation de la variable CAP retardée (t-1) qui atténue les risques de causalité inverse.

4.3. Résultats des estimations économétriques

4.3.1. Présentation des modèles estimés

Le tableau X présente les résultats des trois spécifications estimées. Conformément aux tests précédents, nous interpréterons principalement le modèle à effets fixes (colonne 2).

Tableau X. Résultats des régressions (Variable dépendante : ICDL)

Variables indépendantes	Modèle 1 (MCO Pooled)	Modèle 2 (Effets Fixes)	Modèle 3 (Effets Aléatoires)
Autonomie fiscale (TAF)	0,0021 (0,98)	0,0018 (0,76)	0,0019 (0,81)
Interaction (TAF × CAP t-1)	**0,0048** (2,91)***	**0,0042** (2,45)**	**0,0044** (2,54)**
Dépendance aux rétrocessions	-0,0032 (1,89)*	-0,0038 (1,93)*	-0,0035 (1,90)*
Ressources minières (dummy)	0,124 (2,11)**	0,098 (1,48)	0,112 (1,98)**
Indice d'insécurité	-0,087 (2,54)**	-0,093 (2,61)**	-0,089 (2,58)**
Constante	0,451 (4,21)***	0,487 (4,45)***	0,463 (4,32)***
Observations	130	130	130
R^2	0,412	0,456	0,431
R^2 ajusté	0,388	0,423	0,406
F-stat / Wald Chi2	F(5,124)=17,32***	F(5,99)=15,84***	Wald Chi2=78,45***
Test de Hausman		Chi2 = 18,24 (p=0,000)	**Effets fixes retenus**

*Source : Notes : *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Statistiques t (ou z pour EA) entre parenthèses. Erreurs standards robustes à l'hétéroscédasticité pour le modèle EF.*

4.4. Tests de validation des modèles estimés

Avant de procéder à l'interprétation économique, nous soumettons le modèle à effets fixes retenu à une batterie de tests diagnostiques pour garantir la fiabilité des inférences.

4.4.1. Test d'hétéroscédasticité (modifié de Wald)

Tableau XI. Test d'hétéroscédasticité intra-groupes

Test	Statistique	Probabilité
Test modifié de Wald	Chi2 (26) = 342,18	0,0000

Source : auteur.

L'hypothèse nulle d'homoscédasticité est rejetée ($p < 0,01$). Il existe une hétéroscédasticité significative entre les provinces. Pour corriger ce problème, nous avons utilisé des erreurs standards robustes (cluster-robust standard errors) dans nos estimations, ce qui garantit la validité des tests de significativité.

4.4.2. Test d'autocorrélation des erreurs

Tableau XII. Test d'autocorrélation de Wooldridge

Test	Statistique F	Probabilité
Wooldridge test	F(1,25) = 5,23	0,031

Source : auteur.

Au seuil de 5%, nous rejetons l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation. Une autocorrélation d'ordre 1 est détectée. L'utilisation d'erreurs standards robustes et clustérisées au niveau provincial permet également de corriger ce problème.

4.4.3. Test de corrélation contemporaine (dépendance inter-individuelle)

Tableau XIII. Test de dépendance transversale de Pesaran

Test	CD-statistique	Probabilité
Pesaran CD test	1,24	0,215

Source : auteur.

L'hypothèse nulle d'indépendance entre les unités (provinces) n'est pas rejetée. Il n'y a pas de corrélation contemporaine significative, ce qui est cohérent avec la nature relativement autonome des provinces congolaises.

4.4.4. Test de normalité des résidus

Tableau XIV. Test de normalité de Shapiro-Wilk

Variable	Obs.	W	V	z	Probabilité
Résidus	130	0,981	1,87	1,42	0,156

Source : auteur.

L'hypothèse nulle de normalité des résidus n'est pas rejetée ($p > 0,10$). Les résidus suivent approximativement une loi normale, ce qui valide les inférences basées sur les statistiques t.

4.4.5. Test de stabilité des coefficients

Tableau XV. Test de Chow (rupture structurelle)

Période de rupture	F-stat	Probabilité
2020 (COVID-19)	1,32	0,248
2019 (alternance politique)	0,98	0,452

Source : auteur.

Aucune rupture structurelle significative n'est détectée. Les relations estimées sont stables sur la période.

4.5. Interprétation économique approfondie et portée théorique

Les résultats présentés dans le tableau 8, validés par les tests diagnostiques, appellent une interprétation économique rigoureuse qui dépasse la simple lecture des coefficients pour s'inscrire dans les débats théoriques contemporains sur la décentralisation.

Résultat 1 : L'absence d'effet direct de l'autonomie fiscale

Le coefficient du Taux d'Autonomie Fiscale (TAF) est non significatif dans l'ensemble des spécifications (t-statistique < 1,0 dans le modèle EF). Ce résultat, robuste à toutes les spécifications, constitue une invalidation empirique de la théorie standard du fédéralisme fiscal (Oates, 1972) appliquée au contexte congolais. Contrairement au postulat selon lequel le rapprochement entre contribuables et décideurs améliore automatiquement l'efficacité allocative, nos résultats montrent qu'en RDC, l'autonomie fiscale seule ne produit aucun effet automatique sur le développement local.

Ce constat rejoint les critiques adressées aux modèles de décentralisation "clé en main" promus par les institutions internationales dans les années 1990. Il suggère que le lien fiscal (taxation-reddition de comptes) est rompu dans le contexte congolais : les provinces collectent davantage sans que cela ne se traduise en amélioration du bien-être des populations. Plusieurs mécanismes peuvent expliquer cette déconnexion :

- capture des élites locales : les ressources supplémentaires sont détournées par les administrations provinciales.
- faible participation citoyenne : l'absence de mécanismes de contrôle social.

- dépenses improductives : les recettes fiscales sont orientées vers le fonctionnement plutôt que l'investissement.

Résultat 2 : La capacité administrative comme condition nécessaire (effet de modération)

La significativité du terme d'interaction (TAF × CAP) au seuil de 5% constitue le résultat majeur de cette étude. Il démontre que l'effet de l'autonomie fiscale est conditionné par la capacité administrative. Formellement, l'effet marginal de l'autonomie fiscale (TAF) sur le développement (ICDL) est donné par :

$$\frac{\partial ICDL}{\partial TAF} = \widehat{\beta}_{TAF} + \widehat{\beta}_{Interaction} \times CAP = 0,0018 + 0,0042 \times CAP$$

L'analyse de cet effet marginal pour différentes valeurs de CAP (capacité administrative) est éclairante:

Tableau XVI. Effet marginal de l'autonomie fiscale selon le niveau de capacité administrative

Niveau de CAP	Valeur	Effet marginal	Erreur standard	t-statistique	Significativité
Très faible (10e percentile)	5,2%	0,0018 + 0,0042×5,2 = 0,022	0,018	1,22	NS
Faible (25e percentile)	12,8%	0,0018 + 0,0042×12,8 = 0,056	0,024	2,33	**
Moyen (50e percentile)	28,4%	0,0018 + 0,0042×28,4 = 0,121	0,031	3,90	***
Élevé (75e percentile)	47,6%	0,0018 + 0,0042×47,6 = 0,202	0,043	4,70	***
Très élevé (90e percentile)	61,5%	0,0018 + 0,0042×61,5 = 0,260	0,058	4,48	***

*Source : auteur. Notes : Erreurs standards calculées par la méthode de delta. *** p<0,01, ** p<0,05, NS : non significatif.*

Interprétation économique :

Ce tableau révèle un effet de seuil crucial :

- pour les provinces dont la capacité administrative est inférieure à environ 10% (essentiellement les provinces en conflit ou les plus fragiles : Nord-Kivu, Ituri, Mai-Ndombe), l'autonomie fiscale n'a aucun effet significatif sur le développement.
- à partir d'un seuil d'environ 12-15% de capacité de réalisation des investissements, l'effet devient significativement positif.
- pour une province ayant une capacité administrative moyenne (28,4%, soit la médiane de l'échantillon), une augmentation de 1 point de pourcentage du TAF améliore l'ICDL de 0,12 point.
- pour les provinces les plus performantes (Haut-Katanga, Lualaba, Kinshasa), l'effet atteint 0,26 point, soit plus du double de l'effet moyen.

Ce résultat valide l'hypothèse selon laquelle la décentralisation fiscale n'est vertueuse qu'à partir d'un certain seuil de maturité institutionnelle. Il s'inscrit dans le courant néo-institutionnaliste (North, 1990 ; Acemoglu & Robinson, 2012) qui insiste sur la primauté des institutions dans le processus de développement. Plus précisément, il confirme les travaux de Smoke (2015) sur la « décentralisation à plusieurs vitesses » : les réformes doivent être différenciées selon les capacités locales.

Résultat 3 : Le piège de la dépendance aux transferts

Le coefficient négatif et significatif de la dépendance aux rétrocessions (-0,0038) confirme notre seconde hypothèse. Ce résultat persiste après contrôle de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation, attestant de sa robustesse.

L'interprétation va au-delà d'une simple explication par l'insuffisance de ressources. Nous identifions trois mécanismes causaux potentiels :

- *effet d'éviction fiscal* (fiscal effort crowding-out) : la garantie de transferts réguliers réduit l'incitation des provinces à mobiliser leurs propres ressources. Les données montrent une corrélation négative de -0,67 entre dépendance et TAF, confirmant ce mécanisme.
- *aléa moral et responsabilité limitée* (soft budget constraint) : les provinces dépendantes anticipent que tout déficit sera comblé par l'État central, ce qui les incite à la négligence dans la gestion des ressources. Le faible taux de réalisation des investissements (31,2% en moyenne) en est une illustration.
- *rupture du lien de redevabilité* : lorsque les ressources viennent du centre, les administrateurs provinciaux sont redevables verticalement (vers le pouvoir central) plutôt qu'horizontalement (vers les citoyens). Le cercle vertueux « taxation - représentation – contrôle » théorisé par Bates (1981) est brisé.

Ce résultat rejoint la littérature récente sur les « effets pervers » de l'aide et des transferts intergouvernementaux dans les pays en développement (Moss, Pettersson & van de Walle, 2006). Il suggère que *la dépendance aux transferts crée une culture de l'assistanat administratif* qui inhibe l'innovation fiscale et la responsabilité locale.

Résultat 4 : Variables de contrôle et validité externe

L'indice d'insécurité présente un coefficient négatif et significatif (-0,093), conforme aux prédictions théoriques. Une augmentation d'un point de l'indice réduit l'ICDL de près de 0,1 point, soulignant le coût de développement des conflits persistants dans l'Est du pays.

La variable « ressources minières », positive mais non significative dans le modèle à effets fixes, suggère que l'effet « ressources » est capté par les effets individuels provinciaux. Autrement dit, ce n'est pas tant la présence de ressources qui compte, mais la manière dont les institutions locales les gèrent.

4.6. Tests de robustesse additionnels

Pour confirmer la solidité de nos résultats, nous procédons à plusieurs tests de robustesse.

Tableau XVII. Tests de robustesse (modèle à effets fixes)

Spécification alternative	Coefficient TAF×CAP	Significativité	R^2	Conclusion
Modèle de base (EF)	0,0042	** (p=0,016)	0,456	Référence
Avec effets temporels (year dummies)	0,0041	** (p=0,021)	0,478	Robustesse temporelle
Avec clustering à deux dimensions (province+année)	0,0042	* (p=0,032)	0,456	Robustesse des écarts-types
Exclusion des provinces minières (Haut-Katanga, Lualaba)	0,0039	* (p=0,041)	0,412	Pas d'effet « outlier »
Variable dépendante alternative (IDH provincial)	0,0036	* (p=0,048)	0,398	Robustesse mesure

Source : auteur.

L'ensemble des tests confirme la robustesse de nos résultats. Le coefficient d'interaction reste significatif quelle que soit la spécification retenue, attestant de la fiabilité de nos conclusions.

L'analyse économétrique menée sur le panel des provinces congolaises (2018-2022) aboutit à trois résultats robustes :

- l'absence d'effet automatique de l'autonomie fiscale sur le développement local, invalidant les approches simplistes de décentralisation.
- le rôle catalytique de la capacité administrative, qui conditionne l'efficacité de la décentralisation et implique un effet de seuil.
- l'effet pervers de la dépendance aux transferts, qui génère des incitations contre-productives et une culture de l'assistanat.

Ces résultats, validés par une batterie complète de tests économétriques, apportent une contribution significative à la compréhension des défis de la décentralisation en contexte de fragilité institutionnelle. Ils appellent à repenser les politiques de décentralisation en RDC non plus en termes de transferts de ressources, mais en termes de renforcement préalable des capacités administratives locales et de réforme des incitations pesant sur les acteurs provinciaux.

V. DISCUSSION DES RESULTATS ET CONFRONTATION A LA LITTERATURE

Nos résultats entrent en résonance avec les travaux de Prud'homme (1995) et Treisman (2007) qui mettaient en garde contre les « naïvetés » de la décentralisation. Prud'homme soutenait que la décentralisation pouvait accroître les inégalités régionales si elle n'était pas accompagnée de mécanismes correctifs. C'est exactement ce que nous observons : le modèle à effets fixes montre que les dotations en ressources naturelles, bien que significatives en MCO, perdent leur significativité une fois l'hétérogénéité provinciale contrôlée. Ce n'est pas le minerai en soi qui développe, c'est la capacité institutionnelle à transformer la rente minière en capital public.

Notre apport dépasse cependant la simple confirmation des théories du fédéralisme budgétaire. Nous introduisons une innovation conceptuelle en distinguant l'autonomie fiscale formelle de l'autonomie fiscale effective. Si Oates (1972) postulait l'efficience allocative de la décentralisation, il supposait implicitement une administration locale weberienne, neutre et compétente. La RDC nous plonge dans un univers post-weberien où l'administration est à la fois l'instrument et l'obstacle de l'action publique. Dès lors, la priorité n'est pas d'accroître les transferts, mais de construire la capacité de dépenser.

Enfin, notre étude relativise les conclusions optimistes de Faguet (2014) sur la Bolivie. Faguet travaillait sur un pays ayant atteint un minimum de stabilité et de continuité administrative. La RDC, avec sa forte rotation des gouverneurs et l'insécurité chronique de l'Est, représente un cas de décentralisation sous contrainte sécuritaire. Le coefficient fortement négatif de l'indice d'insécurité dans nos régressions (-0,093) rappelle que la décentralisation ne peut produire ses fruits dans un environnement où l'intégrité physique des agents publics et des infrastructures n'est pas garantie.

CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS SCIENTIFIQUES

Cette recherche est partie du constat d'un paradoxe majeur en RDC : un cadre constitutionnel décentralisé produisant des résultats de développement radicalement hétérogènes selon les provinces. L'objectif était de tester économétriquement si cette hétérogénéité résultait d'un simple différentiel de ressources ou d'une incapacité structurelle à convertir l'autonomie fiscale en bien-être collectif. Grâce à un modèle en panel avec effets fixes sur 26 provinces et 5 années, nous avons démontré que l'autonomie fiscale n'a d'effet positif sur le développement local que lorsqu'elle interagit avec un stock minimal de capacité administrative. La dépendance aux rétrocessions, loin d'être une solution transitoire, s'avère être un frein structurel à l'émergence d'une citoyenneté fiscale locale. L'originalité de cet article réside dans la rupture épistémologique qu'il opère. Il ne s'inscrit pas dans la tradition normative évaluant l'écart entre le texte légal et sa mise en œuvre. Il propose un déplacement du regard : le problème n'est pas l'inapplication de la loi, mais l'application d'une loi uniforme à des territoires structurellement inégaux. En modélisant l'effet de seuil institutionnel, il offre une grille de lecture nouvelle pour comprendre l'échec des réformes administratives importées en Afrique.

Recommandations scientifiques originales :

- *principe de « cliquet fiscal descendant »* : nous recommandons de conditionner le maintien des compétences transférées à l'atteinte de seuils progressifs d'efficacité de la dépense. Une province qui, sur trois exercices consécutifs, n'exécute pas au moins 40 % de son budget d'investissement verrait certaines compétences réversées temporairement à l'échelon central, assorties d'un contrat de renforcement capacitaire. Cette recommandation, iconoclaste car touchant au tabou de l'irréversibilité de la décentralisation, est la seule à même de créer une incitation forte à la professionnalisation.
- *création d'un Fonds d'Investissement Pré-décentralisé (FIP)* : plutôt que de verser des rétrocessions indifférenciées, l'État devrait créer un fonds alimenté par une fraction de la fiscalité minière, dédié exclusivement au cofinancement des projets d'infrastructure présentés par les provinces. Le mécanisme de cofinancement (la province devant apporter 10 à 30 % du montant) agirait comme un révélateur de préférences sincères et comme un levier de mobilisation de l'épargne locale.
- *indice de Robustesse Institutionnelle Provinciale (IRIP)* : nous proposons la construction et l'adoption officielle, par le Ministère de l'Intérieur et la Cour des comptes, d'un indice multidimensionnel

de capacité institutionnelle. Cet indice, rendu public annuellement, servirait de base objective à la modulation de l'accompagnement technique de l'État et des partenaires techniques et financiers. La transparence de cet indice créerait une concurrence par comparaison (*yardstick competition*) entre provinces, stimulant l'émulation vertueuse.

Ces trois recommandations, bien que radicales, sont les seules à la hauteur du défi congolais : transformer une décentralisation de papier en un véritable instrument de réparation des inégalités spatiales héritées de l'histoire.

BIBLIOGRAPHIE

- BAHL, R. W., & BIRD, R. M. (2008). Subnational taxes in developing countries: The way forward. *Public Budgeting & Finance*, 28(4), 1-25.
- CHEVALLIER, J. (1996). La réforme territoriale ou la recherche d'un nouveau modèle. *Revue française d'administration publique*, 78(2), 217-228.
- CROOK, R. C., & MANOR, J. (1998). *Democracy and decentralisation in South Asia and West Africa: Participation, accountability and performance*. Cambridge University Press.
- FAGUET, J. P. (2004). Does decentralization increase government responsiveness to local needs? Evidence from Bolivia. *Journal of Public Economics*, 88(3-4), 867-893.
- FAGUET, J. P. (2014). Decentralization and governance. *World Development*, 53, 2-13.
- MABIALA, N. S. (2009). *La décentralisation territoriale en République Démocratique du Congo : fondements, mécanismes et perspectives*. L'Harmattan.
- MUKENDI, B. T. (2021). Décentralisation et construction de l'État en Afrique : Une analyse rétrospective du cas congolais. *Congo-Afrique*, 552, 98-115.
- NZONGOLA-NTALAJA, G. (2002). *The Congo from Leopold to Kabila: A people's history*. Zed Books.
- OATES, W. E. (1972). *Fiscal federalism*. Harcourt Brace Jovanovich.
- OSTROM, E. (1990). *Governing the commons: The evolution of institutions for collective action*. Cambridge University Press.
- PRUD'HOMME, R. (1995). The dangers of decentralization. *The World Bank Research Observer*, 10(2), 201-220.
- RIBOT, J. C. (2002). *African decentralization: Local actors, powers and accountability*. UNRISD.
- Rondinelli, D. A. (1981). Government decentralization in comparative perspective: Theory and practice in developing countries. *International Review of Administrative Sciences*, 47(2), 133-145.
- SMOKE, P. (2015). Rethinking decentralization: Assessing challenges to a popular public sector reform. *Public Administration and Development*, 35(2), 97-112.
- TIEBOUT, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy*, 64(5), 416-424.
- TORRE, A., & Rallet, A. (2005). Proximity and localization. *Regional Studies*, 39(1), 47-59.
- TREISMAN, D. (2007). *The architecture of government: Rethinking political decentralization*. Cambridge University Press.
- TSHISWAKA, S. (2010). *La décentralisation en République Démocratique du Congo : Enjeux et défis*. Editions Universitaires Européennes.

Centre de recherche d'interface université-société

COMITÉ DE RÉDACTION ET ADMINISTRATION

- Directeur-Editeur : Sylvain Shomba Kinyamba, Professeur Ordinaire
- Rédacteur en Chef : Gaston Mwene Batende, Professeur Emérite
- Rédacteur en Chef adjoint : Patrick Develtere, Professeur Ordinaire
- Secrétaire de rédaction : Michel Kandolo Edungu, Chef de Travaux
- Relation avec les partenaires : Jean Pierre Mpiana, Professeur Ordinaire
- Archivage et logistique : Ingrid Mulamba Feza, Professeure Associée

CONSEIL SCIENTIFIQUE

Professeurs Baeke Viviane, Batamba Balembu Antoine ; Bongeli Yeikeo Ya Ato Emile ; Develtere Patrick ; Ekala Pierre ; Gretry Lucille ; Huib Huyse ; Inswan Bidum Pierre ; Kaminar Théo-Macaire ; Kapalayi Mutanga Roger-Vincent ; Labana Lasay'abar Jean Berck Mans ; Malemba N'sakila Gilbert ; Matabisi Nico ; Mbalanda Willy ; Mbela Hiza Login ; Mbuyi Musongela François ; Mokonda Bonza Floratin ; Mukoka Nsenda François ; Mulamba Feza Ingrid ; Muluma Munanga Albert ; Musa Alokpo Dieudonné ; Musao Kalombo Célestin ; Mutunda Mwembo Pierre ; Mpiana Tshitenge Jean Pierre ; Mwabila Malela Clément ; Mwene Batende Gaston ; Ndeke Zamba Casimir ; Ngoma Binda Elie ; Ngoy Bisongo Colby ; Nkuanzaka Inzanza Adélard ; Ongevela Van Jan, Osokonda Okenge Basile, Ponsar Paul, Reychler Luc ; Sekimonyo Wa Magango Côme ; Shomba Kinyamba Sylvain ; Wingenga Jeannot ; Yandju Marie-Claire ; Yere Afobe Innocent Zimango Gama Romain.

Immeuble CDS n°3, Trafic, Route de l'Ouest,
Campus de l'Unikin, Tél. : 0999903563 /
shombakin@yahoo.fr,
www.mesrids.org
Dépôt légal : MR 3.02103.57117
N° ISSNB : 2790-3095 (impr.)
N° ISSNB : 2790-3109 (ligne)

