Revue Française d'Économie et de Gestion
ISSN : 2728- 0128
Volume 7 : Numéro 11

Mobilisation fiscale et réactivité de l'État dans les pays de la CEDEAO : une analyse empirique de l'effet de seuil de la fiscalité

Fiscal Mobilization and State Responsiveness in ECOWAS Countries: An Empirical Analysis of the Threshold Effect of Taxation

YEO Kolotchoma Rebecca
Docteure - Enseignante chercheuse
Faculté des sciences économique et Gestion
Université Félix Houphouët-Boigny, Côte d'Ivoire
Centre de Recherches Microéconomiques du Développement (CREMIDE)

SILUE Nontonhoua Binjamin
Docteur - Chercheur
Laboratoire d'Analyse et de Modélisation des Politiques Économiques (LAMPE) de l'Université Alassane Ouattara, Côte d'Ivoire

Date de soumission : 16/09/2026

Date d'acceptation : 18/10/2026

Pour citer cet article :

YEO. K.R. & SILUE. N.B. (2026) « Mobilisation fiscale et réactivité de l'État dans les pays de la CEDEAO : une analyse empirique de l'effet de seuil de la fiscalité », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 11 » pp : 129- 154.

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

Résumé

L'objectif de cet article est d'analyser l'effet de la pression fiscale sur la réactivité de l'État dans les pays CEDEAO sur la période 2000–2023. L'étude mobilise un modèle Panel ARDL estimé par la méthode Pooled Mean Group (PMG) afin d'examiner les dynamiques de court et de long terme, En outre, elle utilise le modèle à effet de seuil de Hansen (1999) pour tester la non-linéarité de cette relation. Les résultats montrent qu'à long terme, la pression fiscale et l'éducation sont négativement et significativement associées à la réactivité de l'État, tandis que le PIB par habitant et le contrôle de la corruption lui sont positivement associés. Le modèle à seuil identifie un seuil de pression fiscale de 6,4235 % du PIB, significatif au seuil de 10 %. En dessous de ce seuil, la pression fiscale est positivement et significativement associée à la réactivité, alors qu'au-delà, cette association devient non significative. Ces résultats suggèrent que l'augmentation des recettes fiscales ne constitue pas, à elle seule, un levier suffisant d'amélioration de la gouvernance. L'efficacité du contrat fiscal dépend principalement de la qualité institutionnelle et de la capacité des États à transformer les recettes mobilisées en services publics crédibles.

Mots clés : Fiscalité ; gouvernance ; réactivité ; Panel ARDL-PMG ; effet de seuil.

Abstract

This paper aims to analyze the effect of tax pressure on state responsiveness in ECOWAS countries over the period 2000–2023. The study employs a Panel ARDL model estimated using the Pooled Mean Group (PMG) approach to examine short- and long-run dynamics. In addition, Hansen's (1999) threshold model is used to test for nonlinearity in this relationship. The results show that, in the long run, tax pressure and education are negatively and significantly associated with state responsiveness, while GDP per capita and corruption control are positively associated with it. The threshold model identifies a tax pressure threshold of 6.4235% of GDP, significant at the 10% level. Below this threshold, tax pressure is positively and significantly associated with state responsiveness, whereas above it, this association becomes statistically insignificant. These findings suggest that increasing tax revenues alone is not sufficient to improve governance. The effectiveness of the fiscal contract depends primarily on institutional quality and the ability of states to transform mobilized revenues into credible public services.

Keywords : Taxation; governance; responsiveness; ARDL-PMG panel; threshold effect.

JEL Classification : *H11; H21; D27; O55*

Introduction

La mobilisation des ressources fiscales constitue un enjeu majeur pour le développement économique et social, particulièrement dans les économies en développement confrontées à des contraintes budgétaires persistantes, à des chocs exogènes et à des capacités institutionnelles encore limitées. Les recettes fiscales représentent en effet une source essentielle de financement des politiques publiques, des infrastructures et des services sociaux de base. Au-delà de sa fonction financière, la fiscalité peut également contribuer à la construction des capacités de l'État et à la consolidation des relations entre les pouvoirs publics et les citoyens. Ainsi, la capacité d'un État à mobiliser des ressources internes et à les transformer en biens et services publics constitue une dimension importante de sa gouvernance et de sa capacité à répondre aux attentes de la population.

Cette problématique revêt une importance particulière dans les pays de la Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO), caractérisés par des besoins importants de financement du développement et par des capacités fiscales et institutionnelles encore hétérogènes. Malgré une croissance économique moyenne estimée à environ 5 % par an (Banque mondiale, 2024), la mobilisation des recettes fiscales demeure relativement faible dans plusieurs pays de la région. La pression fiscale moyenne dans l'espace CEDEAO se situe généralement entre 10 % et 16 % du Produit intérieur brut (PIB), un niveau inférieur au critère de convergence de 20 % retenu dans l'espace UEMOA et aux niveaux considérés comme nécessaires pour assurer durablement le financement des services publics essentiels (OCDE, 2018 ; FMI, 2023). Cette situation est devenue particulièrement préoccupante dans un contexte marqué par la pandémie de COVID-19, les tensions sécuritaires et les épisodes d'instabilité politique, qui ont simultanément accru les besoins de financement public et fragilisé les équilibres budgétaires.

La fiscalité dépasse le simple prélèvement de ressources : elle engage la capacité de l'État à financer efficacement les besoins publics. La théorie du contrat fiscal, issue de Schumpeter (1918) et développée par Levi (1988), Moore (2008) et Bräutigam (2002), conçoit l'impôt comme un échange politique où le consentement à payer exige en contrepartie des services publics, la protection des droits et une redevabilité des gouvernants. Cette dynamique rejoint la théorie du State-Building Tilly (1990), selon laquelle la mobilisation fiscale contraint l'État à développer ses capacités administratives et institutionnelles. L'impôt devient alors un levier pour structurer l'administration publique et renforcer l'efficacité des politiques publiques face aux attentes citoyennes. Toutefois, la Nouvelle Économie Institutionnelle (North, 1990 ;

Acemoglu et Robinson, 2006 ; 2012) et la théorie de l'État rentier (Mahdavy, 1970 ; Ross, 2004 ; Prichard, 2013) rappellent que cet effet dépend des cadres institutionnels et des ressources non fiscales disponibles. L'augmentation des recettes n'assure donc pas automatiquement une meilleure gouvernance, ce qui suggère l'existence d'une relation non linéaire entre pression fiscale et réactivité de l'État. Ainsi, si l'accroissement de l'impôt stimule d'abord la redevabilité, son effet marginal peut s'essouffler à partir d'un certain niveau si les capacités administratives ne suivent pas. La relation entre fiscalité et réactivité peut alors changer de nature, rendant nécessaire la recherche d'un effet de seuil.

Au regard de cette littérature contrastée nous nous interrogeons sur la question de savoir quel est le rôle de la qualité des institutions dans la nature de la relation entre l'investissement direct étranger et le capital humain dans les pays d'Afrique subsaharienne ?

Au regard de ces considérations théoriques, nous nous interrogeons sur la question de savoir quel nature du lien entre la pression fiscale et la réactivité de l'État dans les pays de la CEDEAO ? Plus précisément, l'étude cherche à déterminer si l'augmentation de la pression fiscale contribue à améliorer la capacité de l'État à répondre aux besoins des citoyens et si cette relation demeure stable quel que soit le niveau de mobilisation fiscale. Elle s'interroge également sur l'existence éventuelle d'un niveau critique de pression fiscale à partir duquel l'effet sur la réactivité de l'État se modifie.

L'objectif principal de cette étude est donc d'analyser l'effet de la pression fiscale sur la réactivité de l'État dans les pays de la CEDEAO. Plus spécifiquement, il s'agit : (i) d'évaluer la relation entre la pression fiscale et la réactivité de l'État ; (ii) d'identifier les dynamiques de court et de long terme qui caractérisent cette relation ; et (iii) de déterminer l'existence éventuelle d'un seuil de pression fiscale susceptible de modifier l'effet de la fiscalité sur la réactivité de l'État.

L'originalité de cette étude réside dans l'analyse simultanée des dimensions dynamique et non linéaire de la relation fiscalité-gouvernance. Elle combine un modèle Panel ARDL (PMG), pour capter les effets de court et long terme, et l'approche à effet de seuil de Hansen (1999), afin de détecter d'éventuels changements de régime selon le niveau de pression fiscale et dépasser ainsi l'hypothèse d'un effet uniforme.

La contribution de cette étude est ainsi double. Sur le plan analytique, elle cherche à approfondir la compréhension du rôle de la mobilisation des ressources domestiques dans la capacité de l'État à répondre aux attentes des citoyens, en considérant à la fois les temporalités de la relation et son éventuelle non-linéarité. Sur le plan de la politique

économique, elle vise à fournir des éléments permettant de mieux apprécier les conditions dans lesquelles les politiques de mobilisation fiscale peuvent effectivement contribuer au renforcement de la capacité de l'État et de la gouvernance dans les pays de la CEDEAO.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La première section est consacrée à la revue de la littérature sur la relation entre fiscalité et gouvernance. La deuxième section présente la méthodologie, les données et les variables retenues. La troisième section expose et discute les résultats des estimations économétriques. Enfin, la dernière section présente la conclusion ainsi que les principales implications de politique économique.

1. Revue de littérature

La littérature consacrée à la mobilisation fiscale et à la gouvernance met en évidence une relation complexe, dont l'intensité dépend des conditions économiques et institutionnelles. Certains travaux montrent qu'une hausse des recettes fiscales peut renforcer la redevabilité, les capacités de l'État et la fourniture des services publics, tandis que d'autres soulignent que ces effets ne sont ni automatiques ni uniformes. Des recherches récentes mettent également en évidence une possible relation non linéaire, avec des effets qui peuvent varier selon le niveau de pression fiscale. Ainsi, la littérature est présentée autour de trois axes : les travaux mettant en évidence un effet positif de la mobilisation fiscale, ceux qui contestent ou nuancent cette relation, et les études consacrées aux effets non linéaires et aux effets de seuil.

1.1. Travaux mettant en évidence un effet positif : le canal du contrat fiscal et le renforcement des capacités

La mobilisation des ressources fiscales peut constituer un levier important de renforcement de la gouvernance lorsque les recettes sont associées à une relation plus étroite entre l'État et les citoyens. Dans cette perspective, Ross (2004) montre qu'une plus grande dépendance à la fiscalité directe peut accroître les exigences de représentation politique. De même, Bräutigam et al. (2008) et Prichard (2010, 2015) soulignent que l'élargissement de la base fiscale peut favoriser le dialogue entre contribuables et pouvoirs publics et contribuer ainsi au processus de construction de l'État. D'autres travaux mettent davantage l'accent sur l'utilisation des recettes. Dom et al. (2019) montrent que la transparence et la numérisation de la collecte peuvent améliorer la conformité fiscale et la perception de la réactivité administrative. Akitoby et al. (2020) établissent également qu'une hausse des recettes fiscales est associée à une augmentation des dépenses publiques consacrées notamment à la santé et à l'éducation. Au niveau local, Gadenne (2017) constate que les recettes fiscales propres peuvent contribuer à améliorer la qualité des infrastructures scolaires. Dans le contexte ouest-africain, Gassama

(2022) montre que la mobilisation des ressources domestiques peut améliorer la gouvernance publique à long terme, à condition qu'elle ne repose pas sur une pression excessive. Ces résultats permettent de distinguer trois principaux mécanismes : un canal budgétaire, par lequel les recettes supplémentaires financent les services publics ; un canal institutionnel, à travers la modernisation des administrations fiscales ; et un canal politique, fondé sur une demande accrue de redevabilité de la part des contribuables. Ces résultats suggèrent donc que la fiscalité peut renforcer la capacité de l'État et sa réactivité, mais cet effet reste fortement dépendant de la qualité des institutions et des conditions dans lesquelles les prélèvements sont opérés. Cette limite conduit à examiner les travaux qui remettent en cause l'existence d'un effet automatiquement positif de la mobilisation fiscale.

1.2. Travaux nuançant la relation entre mobilisation fiscale et gouvernance

L'augmentation des recettes fiscales ne garantit toutefois pas, à elle seule, une amélioration de la gouvernance. Herb (2005) et Timmons (2005) montrent notamment que la fiscalité ne conduit pas nécessairement à davantage de représentation politique dans les régimes autoritaires, où les prélèvements peuvent être essentiellement coercitifs et faiblement associés à la fourniture de services publics. Cette relation conditionnelle est également mise en évidence par Besley et Persson (2014), pour lesquels la capacité fiscale et la capacité politique de l'État sont interdépendantes. Les effets favorables de la mobilisation fiscale sont ainsi plus susceptibles de se manifester lorsque l'État dispose d'institutions solides, d'un État de droit effectif et de mécanismes de contrôle. Les travaux consacrés à l'Afrique confirment cette importance du contexte institutionnel. Sanogo et Kouadio (2020) montrent qu'une forte progression des prélèvements indirects, notamment de la TVA, peut réduire le pouvoir d'achat sans amélioration correspondante des services publics, ce qui risque d'affaiblir l'adhésion au système fiscal. Mourfou et Ouedraogo (2021) mettent, quant à eux, en évidence une possible causalité inverse : l'amélioration de la gouvernance et du contrôle de la corruption pourrait favoriser la mobilisation fiscale plutôt que l'inverse. Ali, Fjeldstad et Sjursen (2024) montrent enfin que la perception d'une forte corruption fiscale réduit le lien entre pression fiscale et légitimité de l'État. Ainsi, l'efficacité de la mobilisation fiscale dépend moins du seul volume des recettes que de la capacité des institutions à les collecter de manière équitable et à les transformer en services publics visibles et efficaces. Cette diversité des résultats invite dès lors à dépasser l'hypothèse d'une relation simplement linéaire et à examiner l'existence possible d'effets différenciés selon le niveau de pression fiscale.

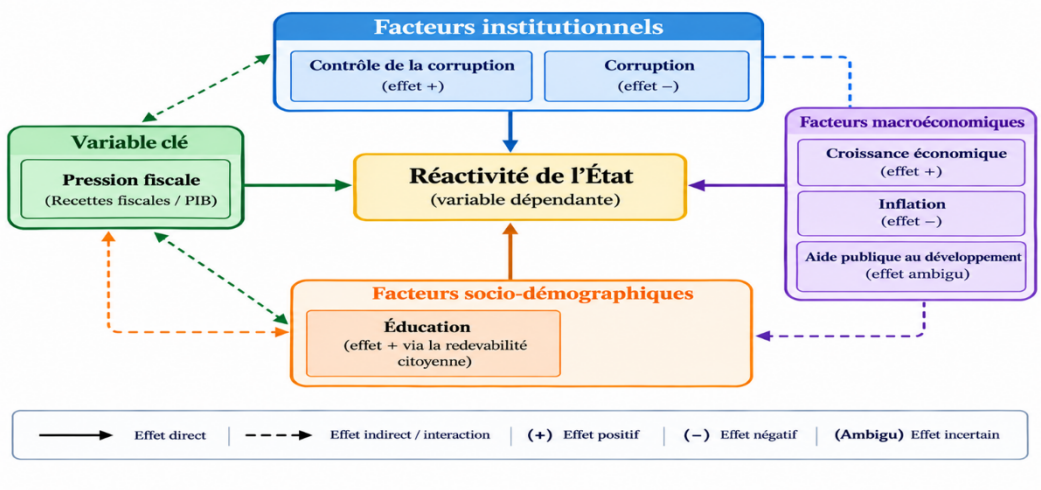
1.3. Travaux mettant en évidence une relation non linéaire : les effets de seuil

Les résultats contrastés de la littérature conduisent progressivement à considérer que l'effet de la pression fiscale peut varier selon son niveau. McKerchar et Evans (2019) ainsi que Gnangnon (2020) soulignent que les effets de la fiscalité dépendent notamment du niveau de développement institutionnel et de l'intensité des prélèvements. Une hausse des recettes peut donc être favorable dans certaines situations, mais produire des effets plus limités lorsque les capacités économiques ou administratives sont insuffisantes. Cette logique est particulièrement illustrée par Kabeya et Oussou (2023), qui mettent en évidence une relation en « U inversé » entre mobilisation fiscale et développement humain en Afrique subsaharienne. Selon leurs résultats, une augmentation des prélèvements peut d'abord améliorer les performances publiques, avant de produire des effets moins favorables lorsque la pression fiscale devient excessive et n'est pas accompagnée d'une amélioration de l'efficacité administrative. Une fiscalité trop élevée peut alors accentuer les distorsions économiques, décourager la formalisation et affaiblir les performances publiques. L'hypothèse d'un effet de seuil permet ainsi de concilier les résultats apparemment contradictoires de la littérature : la mobilisation fiscale peut renforcer la gouvernance jusqu'à un certain niveau, puis voir son effet s'atténuer lorsque la pression devient trop importante au regard des capacités de l'État. Cette perspective justifie, pour les pays de la CEDEAO, le recours à une approche empirique capable d'identifier simultanément les dynamiques de court et de long terme et l'existence éventuelle d'un seuil critique.

1.4. Cadre hypothétique et modèle conceptuel

La synthèse de la littérature conduit à considérer la réactivité de l'État comme le résultat d'une interaction entre la capacité de mobilisation fiscale, la qualité institutionnelle et les conditions macroéconomiques. La pression fiscale constitue la variable centrale, mais son effet peut être renforcé ou réduit par les autres dimensions. Le modèle conceptuel retenu associe donc un déterminant fiscal, des facteurs institutionnels et plusieurs variables de contexte.

Figure N°1 : Cadre hypothétique



Source : Auteurs, à partir des hypothèses de recherche

Le cadre hypothétique présenté met en évidence que la réactivité de l'État dans un pays ne dépend pas uniquement de la mobilisation des ressources fiscales, mais résulte de l'interaction entre la pression fiscale, la qualité des institutions, les conditions macroéconomiques et les facteurs socio-démographiques. Cette articulation conduit aux hypothèses suivantes :

H1 : Une augmentation de la pression fiscale est associée à une amélioration de la réactivité de l'État dans les pays de la CEDEAO ;

H2 : Une amélioration du contrôle de la corruption accroît la réactivité de l'État ;

H3 : La corruption réduit l'efficacité du contrat fiscal et affaiblit la relation entre fiscalité et gouvernance ;

H4 : La croissance économique améliore la capacité de l'État à répondre aux besoins des citoyens ;

H5 : L'inflation réduit la réactivité durable de l'État en accentuant les contraintes macroéconomiques ;

H6 : L'aide publique au développement exerce un effet ambigu selon sa complémentarité avec les ressources domestiques et la qualité de sa gestion ;

H7 : L'éducation renforce la capacité des citoyens à demander des comptes et à participer au débat public.

2. Méthodologie et données utilisées

Cette section présente les données, la description des variables et la méthode d'analyse de l'étude.

2.1.Données et sources

Cette étude utilise des données de panel couvrant la période 2000–2023 pour les pays de la CEDEAO, à l'exception de la Gambie en raison de l'indisponibilité de certaines séries. Le choix des variables repose sur leur capacité à rendre compte, d'une part, de la capacité de l'État à répondre aux attentes des citoyens et, d'autre part, de l'effort de mobilisation des ressources domestiques. Le tableau suivant présente les différentes variables utilisées et leurs sources.

Tableau N°1 : Définition et sources des variables

Variable	Mesure	Source
Réactivité de l'État	Accountability	WGI
Pression fiscale	Recettes fiscales (% PIB)	FMI
Contrôle de la corruption	Indice de contrôle de la corruption	WGI
PIB par habitant	PIB réel par habitant	Banque mondiale
Inflation	Variation de l'IPC	Banque mondiale
Aide au développement	APD nette (% PIB)	Banque mondiale
Éducation	Indicateur de scolarisation/capital humain	Banque mondiale

Source : Auteur, à partir de la base de données

La réactivité de l'État est appréhendée dans cette étude à partir de l'indicateur Voice and Accountability (Voix et responsabilité) des *Worldwide Governance Indicators* (WGI) de la Banque mondiale. Cet indicateur mesure notamment la capacité des citoyens à participer à la sélection de leurs gouvernants, leur liberté d'expression et d'association, ainsi que la possibilité de demander des comptes aux autorités publiques. Il constitue ainsi une mesure institutionnelle pertinente des mécanismes de responsabilité et de prise en compte des préférences des citoyens dans l'action publique. Ce choix est cohérent avec certains travaux antérieurs qui mobilisent cet indicateur pour appréhender les dimensions institutionnelles liées à la responsabilité gouvernementale. Notamment Lee (2025) utilise notamment *Voice and Accountability* pour caractériser la réactivité gouvernementale et montre que celle-ci conditionne l'efficacité de la mobilisation des recettes domestiques. De même, Lazăr et al. (2020**)** intègrent *Voice and Accountability* parmi les indicateurs des WGI mobilisés pour analyser la relation entre gouvernance et prélèvements fiscaux. Dans la présente étude, *Voice and Accountability* est donc retenu comme proxy institutionnel de la réactivité de l'État, tout en reconnaissant qu'il ne mesure pas directement la rapidité ou la qualité des services publics. La pression fiscale est mesurée par le ratio des recettes fiscales sur le produit intérieur brut (PIB), exprimé en pourcentage. Cette mesure permet d'apprécier l'intensité de la mobilisation des ressources fiscales relativement à la taille de l'économie et facilite les comparaisons entre les pays de la CEDEAO. Elle est également largement utilisée dans les travaux empiriques

(Tsongo et al., 2023 ; Kumari et al., 2022) consacrés à la fiscalité dans les pays en développement. Le ratio recettes fiscales/PIB apparaît ainsi comme une mesure synthétique de la pression fiscale, particulièrement adaptée à une analyse en panel des pays de la CEDEAO.

Le choix du modèle économétrique constitue une étape essentielle de l'analyse. Il ne peut être effectué de manière pertinente sans avoir préalablement examiné les principales caractéristiques statistiques des variables utilisées. L'analyse doit notamment permettre d'apprécier leur niveau de dispersion, leur distribution et leur évolution, puis de déterminer leurs propriétés de stationnarité. Dans cette perspective, la section suivante présente les statistiques descriptives des variables retenues et par la suite la stationnarité.

2.2.Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives mettent en évidence une hétérogénéité substantielle entre les pays et entre les variables. La réactivité de l'État présente une moyenne de -0,819 et un écart-type de 0,461. La pression fiscale affiche une moyenne de 10,60 % du PIB, avec un minimum de 2,13 % et un maximum de 19,92 %. Cette amplitude est particulièrement importante pour l'identification d'un éventuel changement de régime.

Tableau N°2 : Statistiques descriptives

Statistique	React_Etat	Fisc	PIB_HBT	Aide_Dev	Inflation	Education	Corruption
Moyenne	-0,8191	10,5997	1169,45	8,8358	6,7344	40,9416	32,1754
Médiane	-0,8545	10,8816	881,20	7,2105	3,8618	38,5549	28,5037
Minimum	-1,8065	2,1258	392,90	0,3084	-3,5026	6,2314	0,5291
Maximum	0,3409	19,9163	4168,68	92,1417	47,6429	99,4628	84,0426
Écart-type	0,4609	3,9773	764,79	9,2927	8,0929	18,7668	19,7604

Source : Auteur, à partir des données de l'échantillon CEDEAO, 2000–2023.

Le PIB par habitant, l'aide au développement et l'inflation présentent des distributions fortement asymétriques. Ces caractéristiques signalent la présence d'observations extrêmes, notamment pour l'aide et l'inflation. La pression fiscale est, en revanche, relativement plus équilibrée, ce qui renforce son intérêt comme variable de seuil. Les transformations envisagées pour certaines variables doivent être considérées comme des outils de robustesse et non comme une modification de la question économique étudiée.

2.3.Tests de stationnarité

Avant l'estimation, les propriétés temporelles des variables sont examinées au moyen des tests Levin-Lin-Chu (LLC), Im-Pesaran-Shin (IPS) et Fisher-ADF. L'objectif est d'identifier l'ordre d'intégration des séries et d'éviter les régressions fallacieuses.

Tableau N° 3 : Tests de stationnarité

Variable	LLC niveau	LLC diff.	IPS niveau	IPS diff.	Fisher niveau	Fisher diff.	Ordre
React_Etat	0,4359	0,0000	0,0853	0,0000	0,0179	0,0000	I(1)
Pression_Fisc	0,1526	0,0000	0,6759	0,0000	0,7422	0,0000	I(1)
PIB_HBT	0,9935	0,0000	1,0000	0,0000	0,9765	0,0000	I(1)
Inflation	0,0097	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	I(0)
Education	0,0000	0,6668	0,2341	0,0386	0,0063	0,0279	I(0)
C.Corruption	0,0569	0,0000	0,1290	0,0000	0,2236	0,0000	I(1)
Aide_Dev	0,0942	0,0000	0,0878	0,0000	0,1990	0,0000	I(1)

Source : Auteur, à partir des estimations des tests LLC, IPS et Fisher-ADF sur les données du panel CEDEAO, 2000–2023.

Les résultatsdu test de stationnarité nous permet de vérifier la compatibilité des données avec le modèle économétrique retenu. Ils montrent une hétérogénéité des ordres d'intégration. D'une part certaines variables sont intégrés d'ordre I(0) et d'autres part I(1). Cette coexistence de variables I(0) et I(1) constitue un résultat important pour la stratégie économétrique. Elle montre que les variables ne présentent pas toutes les mêmes propriétés temporelles et que le choix du modèle doit tenir compte de cette caractéristique. Ainsi, le choix du modèle n'est pas effectué a priori, mais découle des caractéristiques observées des données.

2.4.Modèle d'analyse

Le modèle d'Analyse retenue dans cette étude est construite de manière à tenir compte à la fois de la nature dynamique de la relation entre la pression fiscale et la réactivité de l'État, de l'hétérogénéité des pays de la CEDEAO et de la possibilité d'une modification de cette relation selon le niveau de mobilisation des recettes fiscales. Ce choix méthodologique répond directement à la problématique de l'étude, qui ne cherche pas uniquement à déterminer si la fiscalité influence la réactivité de l'État, mais également à comprendre si cet effet se manifeste différemment à court et à long terme et s'il peut changer au-delà d'un certain niveau de pression fiscale.

Les tests de stationnarité présentés précédemment montrent une coexistence de variables intégrées d'ordre zéro, I(0), et d'ordre un, I(1). Cette configuration exclut notamment le recours à certaines approches exigeant que l'ensemble des variables soit intégré au même ordre et justifie le recours à une modélisation de type Panel ARDL (Autoregressive Distributed Lag). L'approche ARDL est particulièrement adaptée lorsque les variables présentent des ordres d'intégration différents, à condition qu'aucune d'entre elles ne soit intégrée d'ordre deux, I(2). Pesaran, Shin et Smith (2001) montrent précisément que les approches fondées sur les relations de niveau permettent d'analyser des modèles dans lesquels

les régresseurs peuvent être I(0), I(1) ou présenter une combinaison de ces deux ordres d'intégration.

Le choix du Panel ARDL-PMG est également justifié par la structure du panel étudié. Les pays de la CEDEAO présentent des caractéristiques économiques et institutionnelles différentes, de sorte qu'il serait peu réaliste de supposer que les ajustements de court terme sont strictement identiques d'un pays à l'autre. Dans leur contribution fondatrice, Pesaran, Shin et Smith (1999) proposent justement l'estimateur Pooled Mean Group comme une solution intermédiaire entre l'hypothèse d'une homogénéité complète des coefficients et celle d'une hétérogénéité totale.

2.4.1. Modèle de base : Panel ARDL-PMG

La relation dynamique entre la réactivité de l'État et ses déterminants est spécifiée à partir d'un modèle autorégressif à retards distribués, reformulé sous la forme d'un mécanisme de correction d'erreur. Cette représentation permet d'identifier simultanément les ajustements de court terme et la relation d'équilibre de long terme. La forme générale du modèle de base peut être formulée comme suit :

$$\Delta Y_{i,t} = \phi_i \left(Y_{i,t-1} - \theta' X_{i,t} \right) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta'_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

où ΔY_{it} désigne la dépendante qui est la réactivité de l'État (React_Etat) pour le pays i à la période t, tandis que X_{it} représente le vecteur des variables explicatives qui sont :

- $\boldsymbol{Pression_Fisc_{i,t}}$: Pression fiscale (Variable d'intérêt principal).
- $\boldsymbol{PIB_HBT_{i,t}}$: Produit Intérieur Brut par habitant (niveau de développement économique).
- $\boldsymbol{Inflation_{i,t}}$: Taux d'inflation (stabilité macroéconomique).
- $\boldsymbol{C.Corruption_{i,t}}$: Contrôle de la corruption (qualité des institutions).
- $\boldsymbol{Education_{i,t}}$: Niveau d'éducation / Capital humain.
- $\boldsymbol{Aide_Devi_{i,t}}$: Aide publique au développement.

En substituant la variable dépendante et le vecteur de variables explicatives dans le modèle de base ARDL-PMG à correction d'erreur, l'équation spécifique s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned}\Delta\ React_Etat_{i,t} = \phi_i \big(& React_Etat_{i,t-1} - \theta_1\ Pression_Fisc_{i,t} - \theta_2\ PIB_HBT_{i,t} - \theta_3\ Inflation_{i,t} - \theta_4 \\ & C.Corruption_{i,t} - \theta_5\ Éducation_{,t} - \theta_6\ Aide_Dev_{i,t} - \theta_0 \big) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}\ \Delta \\ & React_Etat_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_1-1} \delta_{1,ij} \Delta Pression_Fisc_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_2-1} \delta_{2,ij}\ \Delta \\ & PIB_HBT_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_3-1} \delta_{3,ij}\ \Delta\ Inflation_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_4-1} \delta_{4,ij}\ \Delta\ C.Corruption_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_5-1} \delta_{5,ij}\ \Delta\ Education_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_6-1} \delta_{6,ij}\ \Delta\ Aide_Dev_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

Les paramètres de l'équation spécifique sont renseignés dans le tableau suivant.

Tableau N°4 : Description des paramètres économétriques

Paramètre / Composante	Désignation	Interprétation Économétrique
ϕ_i	Vitesse d'ajustement (Force de rappel)	Mesure la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme suite à un choc. Doit être strictement négative et significativement différente de zéro ($\phi_i < 0$) pour confirmer l'existence d'une relation de cointégration.
θ_1	Coefficients de long terme (Variable d'intérêt)	Capture l'effet à long terme de la Pression Fiscale sur la réactivité de l'État.
$\theta_2, ..., \theta_6$	Coefficients de long terme (Variables de contrôle)	Mesurent les effets de long terme du PIB/hbt, de l'inflation, du contrôle de la corruption, de l'éducation et de l'aide au développement sur la réactivité de l'État.
$\delta_{1,ij}$	Coefficients de court terme (Variable d'intérêt)	Mesure l'effet dynamique de court terme des variations de la Pression Fiscale sur la réactivité de l'État.
$\delta_{2,ij}, ..., \delta_{6,ij}$	Coefficients de court terme (Variables de contrôle)	Capturent les ajustements de court terme des différentes variables explicatives de contrôle.
λ_{ij}	Autorégressif de court terme	Reflète la dynamique propre de la réactivité de l'État ajustée par ses propres valeurs retardées.
μ_i	Effets individuels	Capture les hétérogénéités inobservées spécifiques à chaque pays/unité *i*.
$\varepsilon_{i,t}$	Terme d'erreur	Terme d'erreur idiosyncrasique supposé i.i.d.

Source : Auteur, à partir de l'équation de spécification

Toutefois, malgré ses avantages, le modèle Panel ARDL-PMG repose sur une hypothèse de linéarité de la relation de long terme : le coefficient associé à la pression fiscale est supposé représenter un effet moyen qui demeure inchangé quel que soit le niveau de fiscalité. Or, cette hypothèse peut être restrictive dans le contexte de la CEDEAO. Lorsque la pression fiscale est faible, une augmentation des recettes peut renforcer les capacités financières de l'État et contribuer à l'amélioration des services publics. À l'inverse, lorsque les prélèvements atteignent un niveau plus élevé, leur rendement institutionnel peut diminuer si l'augmentation des recettes n'est pas accompagnée d'une amélioration correspondante des capacités administratives, de la transparence et de la qualité de la gouvernance.

Ainsi, l'approche Panel ARDL-PMG permet d'établir la dynamique linéaire de référence, mais elle ne permet pas à elle seule de déterminer si l'effet de la pression fiscale change de nature ou d'intensité lorsqu'un niveau critique est atteint. Cette limite méthodologique conduit naturellement à compléter l'analyse par une approche non linéaire capable d'identifier un éventuel changement de régime. La section suivante est donc consacrée à la modélisation

du panel à effet de seuil, inspirée de l'approche de Hansen (1999), afin de déterminer si la relation entre pression fiscale et réactivité de l'État varie selon le niveau de taxation

2.4.2. Modélisation de l'effet de seuil : Justification et formalisation

L'estimation Panel ARDL-PMG permet d'identifier une relation moyenne de long terme entre la pression fiscale et la réactivité de l'État. Toutefois, cette approche suppose que le coefficient associé à la pression fiscale demeure constant quel que soit son niveau. Une telle hypothèse peut être restrictive dans le contexte de la CEDEAO, où les capacités fiscales, administratives et institutionnelles diffèrent sensiblement entre les pays.

Afin d'examiner cette éventualité, l'étude mobilise le modèle à effet de seuil de Hansen (1999). Cette approche permet de déterminer si le coefficient associé à une variable explicative change lorsque la variable de transition franchit un niveau critique endogènement déterminé. Le principe consiste ainsi à diviser l'échantillon en différents régimes selon la valeur de la variable seuil et à estimer un coefficient spécifique à chacun de ces régimes.

La forme générale du modèle s'écrit :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 X_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 X_{it} I(q_{it} > \gamma) + \theta' Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

où *Yit* est la variable dépendante pour l'individu *i* à la période *t* ; *Xit* représente la variable régresseur sujette au changement de régime ; *qit* est la variable de transition (ou variable seuil) ; γ est le paramètre de seuil endogène à estimer ; I(·) désigne la fonction indicatrice qui prend la valeur 1 si la condition entre parenthèses est vérifiée et 0 sinon ; $\beta 1$ et $\beta 2$ mesurent respectivement les impacts de *Xit* dans les régimes inférieur et supérieur au seuil ; *Zit* réunit le vecteur des variables de contrôle à effets linéaires ; μi capte les effets fixes individuels spécifiques à chaque pays ; et εit est le terme d'erreur.

Dans le cadre de cette étude, la réactivité de l'État constitue la variable dépendante. La pression fiscale retardée d'une période, notée $L_Pression_Fisc_{i,t}$, est utilisée comme variable de transition et comme variable dont l'effet peut différer selon le régime. La spécification permet donc d'estimer un coefficient de la pression fiscale lorsque celle-ci est inférieure ou égale au seuil et un autre lorsqu'elle lui est supérieure. Le seuil γ n'est pas fixé a priori. Il est déterminé de manière endogène en recherchant la valeur qui minimise la somme des carrés des résidus du modèle. Cette procédure permet d'identifier le niveau de pression fiscale à partir duquel la relation entre fiscalité et réactivité de l'État est susceptible de changer. Quant à la significativité statistique du seuil, elle doit toutefois être distinguée de la significativité des coefficients estimés dans chaque régime. La significativité du changement de régime est donc évaluée à partir d'un test de type bootstrap.

Ainsi, la spécification du modèle de seuil s'écrit :

$$React_Etat_{i,t} = \mu_i + \delta_0 \cdot L_Pression_Fisc_{i,t} \cdot I(L_Pression_Fisc_{i,t} \leq \gamma) + \delta_1 \cdot L_Pression_Fisc_{i,t} \cdot I(L_Pression_Fisci,t > \gamma) + \theta_1 PIB_HBT_{i,t} + \theta_2 Inflation_{i,t} + \theta_3 Aide_Dev_{i,t} + \theta_4 Education_{i,t} + \theta_5 C_Corruption_{i,t} + \theta_6 Pression_Fisc_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Où $React_Etat_{i,t}$ mesure la réactivité et la responsabilité de l'État (issue des WorldwideGovernance Indicators). $L_Pression_Fisc_{i,t}$ représente la pression fiscale retardée d'un an (Recettes fiscales en % du PIB à $t-1$), servant à la fois de régresseur marginal et de variable de transition. γ est la valeur de seuil critique estimée par minimisation de la somme des carrés des résidus du panel. $\delta 0$ et $\delta 1$ captent l'effet marginal de la fiscalité selon que la pression fiscalede l'année précédente est inférieure ou supérieure au seuil γ. *PIB_HBT*, *Inflation*, *Aide_Dev*, $Education_{i,t}$, *C_Corruption* et *Pression_Fisc* constituent le vecteur des variables de contrôle macroéconomiques et institutionnelles.

L'intérêt central de cette spécification est d'évaluer si le rendement institutionnel des prélèvements obligatoires ($\delta 0$ et $\delta 1$) subit un changement de structure ou d'intensité dès lors que les pays de la CEDEAO franchissent le seuil γ. Pour ce faire, le test de linéarité est fait pour appréhender les coefficients de régime de la variable d'intérêt :

$$\begin{cases} H0 : \delta 0 = \delta 1 : (Absence\ de\ seuil) \\ H1 : \delta 0 \neq \delta 1 : (Présence\ d'un\ effet\ de\ seuil\ non\ linéaire) \end{cases}$$

Le paramètre de seuil γ n'étant pas identifié sous l'hypothèse nulle H 0 (problème de paramètre nuisible non identifié), il est remplacé par sa valeur estimée $\hat{\gamma}$ obtenue par minimisation de la somme des carrés des résidus (SCR). Il devient alors possible d'utiliser la statistique de test de Fisher :

$$F_1 = \frac{S0 - S1(\gamma\hat{})}{\sigma\hat{}^2}$$

où S_0 représente la somme des carrés des résidus (SCR) sous l'hypothèse nulle $H0$ (modèle linéaire contraint), S_1 (γ^) désigne la SCR du modèle non linéaire estimé à un seuil, et σ^2 est la variance estimée des résidus sous l'hypothèse alternative.

3. Résultats et interprétation

Cette section présente les différents résultats obtenus après estimation.

3.1. Résultats de l'estimation Panel ARDL-PMG

Le modèle retenu est un ARDL (2,2,2,2,2,2,2), sélectionné sur la base du critère d'information d'Akaike. Le terme de correction d'erreur est négatif et significatif, ce qui confirme l'existence d'un mécanisme de retour vers l'équilibre. Le coefficient de -0,434529

indique qu'environ 43,45 % du déséquilibre observé à court terme est corrigé au cours de la période suivante.

Tableau N°5 : Résultat de l'estimation

Variable	Coefficient	Erreur standard	t-Statistique	Probabilité
Équation de Long Terme (Long Run Equation)				
PRESSION_FISC	-0,046119	0,008099	-5,694182	0,0000 ***
PIB_HBT	0,000433	0,000055	7,809845	0,0000 ***
INFLATION	0,001629	0,001399	1,164631	0,2465
EDUCATION	-0,007135	0,001433	-4,977730	0,0000 ***
C_CORRUPTION	0,016092	0,001248	12,889260	0,0000 ***
AIDE_DEV	0,001786	0,001024	1,743913	0,0838 *
Équation de Court Terme (Short Run Dynamics)				
COINTEQ01 (φ)	***-0,434529***	***0,092874***	***-4,678715***	***0,0000 *****
Δ(PRESSION_FISC)	0,003862	0,016510	0,233944	0,8154
Δ(PIB_HBT)	0,000078	0,000376	0,207088	0,8363
Δ(INFLATION)	0,004910	0,002034	2,414488	0,0173 **
Δ(C_CORRUPTION)	-0,001645	0,002049	-0,802855	0,4237
Δ(AIDE_DEV) -1	-0,009318	0,005574	-1,671757	0,0972 *
Constant (C)	-0,435909	0,099107	-4,398384	0,0000 ***

Note: (***) p < 0.01, (**) p < 0.05, (*) p < 0.10. AIC = -1.928985. Log-Likelihood = 538.1405

Source : Auteur, à partir des estimations du modèle Panel ARDL-PMG sur les données du panel CEDEAO.

Le terme de correction d'erreur (COINTEQ01) s'élève à -0.4345 (**p < 0.01**). Ce coefficient négatif et hautement significatif confirme la stabilité de la relation de cointégration. Il indique qu'environ 43,45 % des déséquilibres entre la réactivité observée et son niveau d'équilibre de long terme sont réabsorbés chaque année. À court terme, les résultats montrent que la plupart des variables ne produisent pas d'effet statistiquement significatif sur la réactivité de l'État. Cela s'explique par la rigidité des processus administratifs et budgétaires. En effet, les effets de certaines réformes ou transformations économiques nécessitent du temps pour se traduire en amélioration mesurable de l'action publique. Seule l'inflation affiche un impact positif immédiat ($\beta = 0.004910$; $p = 0.0173$). Nous pouvons dire que face aux chocs d'inflation, les gouvernements réagissent par des mesures d'urgence (subventions, revalorisations) qui accroissent temporairement la perception de leur réactivité.

Sur le long terme, les dynamiques structurelles apparaissent nettement. On observe un effet négatif de la pression fiscale ($\beta = -0.046119$; $p < 0.01$). Contrairement à l'hypothèse H1 et aux prédictions simplifiées du contrat fiscal, une hausse de 1 point de la pression fiscale réduit la réactivité de l'État de 0,046 unité à long terme, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat

contredit les approches strictement linéaires (Ross, 2004) mais rejoint les constats de Moore (2007) et Prichard (2015). En Afrique de l'Ouest, l'augmentation des prélèvements sans amélioration parallèle de la qualité des services publics ou dans des contextes de faible transparence perçue détériore le contrat social et est assimilée à une coercition supplémentaire. En outre, les résultats indiquent un effet positif du développement économique ($\beta = 0.000433 ; p < 0.01$). Ce qui implique que la hausse du PIB par habitant soutient la réactivité institutionnelle, validant ainsi l'hypothèse H4. Un niveau de développement plus élevé fournit des ressources économiques et administratives susceptibles de renforcer la capacité de l'État à offrir des services publics et à répondre aux demandes sociales. De même, la variable de contrôle de la corruption affecte positivement et significativement la réactivité de l'État ($\beta = 0.016092 ; p < 0.01$), confirmant notre hypothèse H2. Au vu de ces résultats, nous pouvons dire que le contrôle de la corruption est un des plus puissants leviers de la réactivité étatique. En effet, la transparence et l'intégrité réduisent les fuites de ressources et restaurent la confiance citoyenne, condition indispensable à l'efficacité du contrat fiscal. Quant à l'à la variable de l'éducation, on constate un effet paradoxal de l'éducation. En effet, l'éducation à un effet négatif et significatif sur la réactivité de l'État ($\beta = -0.007135 ; p < 0.01$). Cet impact négatif de l'éducation s'explique par le fait qu'une population plus instruite élève son niveau d'exigence et se montre plus critique face aux retards administratifs, percevant l'État comme moins réactif à ses besoins.

Enfin, la variable de l'Aide Publique au Développement affect positivement et significativement la réactivité de l'État ($\beta = 0.001786 ; p = 0.0838$). L'effet positif faible confirme la théorie de l'État rentier (H6) : les financements extérieurs ne substituent pas efficacement la négociation fiscale interne et ne stimulent que marginalement la redevabilité.

3.1.1. Discussion des résultats au regard de la littérature

Les résultats de long terme mettent en évidence une relation statistiquement significative entre la pression fiscale et la réactivité de l'État, mais cette relation ne doit pas être interprétée comme une preuve de causalité. Toutes choses égales par ailleurs, le coefficient estimé de la pression fiscale est négatif et significatif ($\beta = -0{,}046119$; $p < 0{,}01$). Ce qui implique qu'une augmentation d'un point de la pression fiscale est ainsi associée à une diminution de 0,046 unité de l'indicateur de réactivité de l'État à long terme. Ce résultat est contraire à une lecture strictement linéaire du contrat fiscal, selon laquelle une augmentation des prélèvements devrait mécaniquement renforcer la demande de redevabilité et les capacités publiques. Cette association négative peut toutefois être rapprochée des travaux de Moore (2008) et Prichard

(2015), qui soulignent que les effets de la fiscalité dépendent des conditions institutionnelles dans lesquelles les prélèvements sont effectués et des contreparties offertes aux contribuables. Une augmentation des ressources fiscales ne garantit donc pas, à elle seule, une amélioration de la gouvernance. Lorsque les citoyens ne perçoivent pas d'amélioration correspondante des services publics ou de la transparence de l'action publique, l'accroissement des prélèvements peut être davantage perçu comme une charge que comme l'expression d'un contrat fiscal réciproque. Ce résultat doit néanmoins être interprété avec prudence. Le coefficient négatif obtenu dans le modèle linéaire représente un effet moyen conditionnel sur l'ensemble de l'échantillon. Il ne signifie pas que toute augmentation de la pression fiscale provoque nécessairement une détérioration de la réactivité de l'État. La présence ultérieure d'un effet de seuil montre précisément que cette relation moyenne peut masquer des comportements différenciés selon le niveau de mobilisation fiscale.

Le PIB par habitant exerce, pour sa part, une association positive et statistiquement significative avec la réactivité de l'État ($\beta = 0{,}000433$; $p < 0{,}01$). Ce résultat est cohérent avec l'idée selon laquelle un niveau plus élevé de développement économique peut fournir aux administrations publiques des ressources matérielles et fiscales plus importantes pour assurer leurs fonctions. Ce résultat rejoint ceux de Besley et Persson (2013), qui mettent en évidence l'importance des capacités économiques et institutionnelles dans la construction de la capacité étatique.

De même la variable de contrôle de la corruption présente également un coefficient positif et significatif ($\beta=0{,}016092$). Ce significativité positive confirme l'importance de la qualité institutionnelle dans la relation entre mobilisation des ressources et action publique. Ce résultat corrobore ceux d'Acemoglu et Robinson (2012) et Mourfou et Ouedraogo (2021), qui soulignent le rôle des institutions et de la gouvernance dans l'efficacité de la mobilisation des ressources publiques.

Quant à la variable de l'éducation, le résultat indique en revanche un coefficient négatif et significatif ($\beta = -0{,}007135$; $p < 0{,}01$). Ce résultat ne doit pas être interprété comme indiquant que l'éducation détériore intrinsèquement la qualité de l'action publique. Dans le contexte étudié et compte tenu de la mesure retenue, un niveau d'éducation plus élevé peut être associé à des attentes citoyennes plus fortes et à une évaluation plus exigeante de l'action publique. Le coefficient négatif pourrait ainsi traduire, au moins en partie, un écart entre les attentes sociales et les capacités institutionnelles à y répondre.

Enfin, l'aide publique au développement présente un coefficient positif mais seulement faiblement significatif au seuil de 10 % (β=0,001786). Ce résultat indique une association positive de faible intensité et ne permet pas de conclure à un effet robuste de l'aide sur la réactivité de l'État. Il convient donc d'éviter d'interpréter ce coefficient comme une validation définitive de la théorie de l'État rentier.

Dans l'ensemble, les résultats du modèle linéaire suggèrent que la qualité institutionnelle et les capacités économiques jouent un rôle important dans la réactivité de l'État, tandis que l'effet moyen de la pression fiscale apparaît négatif. L'analyse à effet de seuil permet dès lors d'examiner si cette association moyenne dissimule des régimes distincts selon le niveau de mobilisation fiscale.

3.2. Résultats du modèle à effet de seuil de type PTR (Panel Threshold Rgression).

Le tableau ci-dessous présente les résultats de l'estimation du modèle à effet de seuil.

Tableau N°6 : Résultat de l'estimation du modèle à effet de seuil

Variables	Coefficient	p-value	IC 95 %
Régime 1 : *L_Pression_Fisc* ≤ *6,4235*	0,04381	0,001***	[0,01736 ; 0,07026]
Régime 2 : *L_Pression_Fisc >6,4235*	0,00375	0,699	[-0,01529 ; 0,02279]
PIB_HBT	0,00018	0,000***	[0,00008 ; 0,00027]
Inflation	0,00283	0,074*	[-0,00027 ; 0,00594]
Aide_Dev	0,00145	0,274	[-0,00115 ; 0,00404]
Education	-0,00116	0,343	[-0,00356 ; 0,00124]
C_Corruption	0,01284	0,000***	[0,01036 ; 0,01533]
Pression_Fisc	0,00109	0,909	[-0,01766 ; 0,01984]
Seuil estimé	**6,4235**	—	**[6,2997 ; 6,4556]**
Test du seuil unique	F = 24,54	0,0760	Significatif à 10 %

Note : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10

Source : Auteur, à partir des estimations du modèle à effet de seuil de Hansen (1999).

Les résultats du modèle à effet de seuil mettent en évidence une différenciation de la relation entre la pression fiscale et la réactivité de l'État selon le niveau de pression fiscale retardée. Le seuil estimé est de 6,4235 % du PIB, avec un intervalle de confiance relativement étroit compris entre 6,2997 % et 6,4556 %. Le test bootstrap du seuil, réalisé sur la base de 500 réplications, fournit une statistique F=24,54et une probabilité de p = 0,0760. Le changement de régime est donc statistiquement significatif au seuil de 10 %. Cette significativité doit toutefois être interprétée avec prudence puisqu'elle n'atteint pas le seuil conventionnel de 5 %. Le résultat constitue ainsi une évidence empirique en faveur d'une non-linéarité, mais sa robustesse statistique demeure modérée.

Dans le premier régime, correspondant aux observations pour lesquelles la pression fiscale retardée est inférieure ou égale à 6,4235 %, le coefficient est positif et statistiquement significatif ($\delta_0 = 0{,}04381$). Dans ce régime, une augmentation de la pression fiscale est donc associée à une amélioration de la réactivité de l'État. Ce résultat est compatible avec le mécanisme du contrat fiscal : lorsque la mobilisation des ressources demeure relativement faible, une augmentation des recettes peut accroître les ressources disponibles pour financer les fonctions essentielles de l'État et contribuer à renforcer sa capacité d'action.

Dans le deuxième régime, lorsque la pression fiscale retardée dépasse *6,4235 %,* le coefficient devient beaucoup plus faible ($\delta_1 = 0{,}00375$) et n'est plus statistiquement significatif. Le résultat indique donc un faible lien entre une augmentation supplémentaire de la pression fiscale et la réactivité de l'État. Il convient toutefois de souligner qu'il ne s'agit ni d'un effet négatif au-dessus du seuil, ni d'une preuve que la fiscalité élevée détériore nécessairement la gouvernance. Le résultat indique plutôt que le rendement institutionnel marginal de la mobilisation fiscale devient statistiquement indétectable au-delà du niveau estimé. En outre, le passage du coefficient de *0,04381* à *0,00375* traduit ainsi une forte diminution de l'intensité du lien entre pression fiscale et réactivité. Cette évolution est compatible avec l'hypothèse selon laquelle les recettes fiscales supplémentaires ne produisent pas automatiquement une amélioration proportionnelle de l'action publique lorsque les capacités institutionnelles et administratives ne progressent pas au même rythme.

3.2.1. Interprétation du seuil à la lumière des réalités institutionnelles de la CEDEAO

Le seuil de 6,4235 % doit être interprété avec une attention particulière. En effet, Il ne correspond pas à un niveau optimal de fiscalité et ne peut être considéré comme une recommandation selon laquelle les pays de la CEDEAO devraient maintenir leur pression fiscale autour de 6,4 % du PIB. Il s'agit d'un seuil statistique endogène identifié dans l'échantillon étudié, pour la période 2000–2023 et avec la définition retenue de la pression fiscale. Cette précision est particulièrement importante compte tenu de l'hétérogénéité institutionnelle et économique de la CEDEAO. Les pays de la région présentent des structures productives, des capacités administratives, des niveaux d'informalité et des systèmes fiscaux différents. La même intensité de mobilisation fiscale peut donc correspondre à des contraintes institutionnelles différentes selon le pays considéré. Un niveau de recettes fiscales exprimé en pourcentage du PIB ne renseigne notamment pas, à lui seul, sur la qualité de la collecte, la

composition des prélèvements, leur répartition entre impôts directs et indirects ou encore l'efficacité de l'utilisation des ressources publiques.

Le résultat obtenu suggère plutôt qu'une augmentation de la mobilisation fiscale ne produit pas nécessairement le même rendement institutionnel à tous les niveaux. Dans les situations de faible mobilisation, les recettes supplémentaires peuvent contribuer à financer des fonctions publiques essentielles et à renforcer les capacités administratives. Lorsque la mobilisation augmente, l'amélioration de la réactivité dépend davantage de la capacité des institutions à transformer ces ressources en services publics crédibles, en infrastructures, en protection sociale et en une action publique perçue comme transparente et efficace. Cette interprétation rejoint les travaux de Ross (2004), Bräutigam et al. (2008) et Prichard (2010, 2015), qui soulignent l'importance du lien entre taxation, représentation et construction de l'État, mais également les analyses de Moore (2007, 2008), selon lesquelles l'augmentation des prélèvements n'est susceptible de renforcer durablement la gouvernance que lorsqu'elle s'accompagne d'une relation crédible entre contribution fiscale et contreparties publiques. Elle est également cohérente avec les travaux mettant l'accent sur la qualité institutionnelle. Dans le modèle à seuil, le contrôle de la corruption demeure positif et fortement significatif (β= 0,01284), tandis que le PIB par habitant est également positif et significatif (β = 0,00018). Ces résultats suggèrent que l'amélioration de la réactivité de l'État dépend non seulement de la capacité à mobiliser des ressources, mais également des conditions institutionnelles et économiques permettant de les utiliser efficacement.

Le seuil de 6,4235 % doit donc être compris comme un point de changement du rendement statistique associé à la mobilisation fiscale, et non comme une frontière universelle entre une « bonne » et une « mauvaise » pression fiscale.

3.2.2. Portée et implications du seuil

Le seuil de *6,4235* doit être interprété comme un seuil empirique propre à l'échantillon, à la période et à la définition de la pression fiscale retenues. Il ne constitue pas une norme universelle applicable à tous les pays de la CEDEAO. Sa valeur est utile surtout pour identifier un changement de régime dans la relation statistique étudiée.

Sur le plan des politiques publiques, le résultat suggère que les stratégies de mobilisation des recettes devraient être accompagnées d'investissements dans la qualité de l'administration, la transparence budgétaire et le contrôle de la corruption. L'objectif ne devrait donc pas être uniquement d'augmenter les prélèvements, mais d'améliorer le rendement institutionnel des recettes déjà mobilisées.

Conclusion

Cette étude a analysé la relation entre la pression fiscale et la réactivité de l'État dans les pays de la CEDEAO sur la période 2000–2023, en examinant à la fois ses dynamiques de court et de long terme et l'existence éventuelle d'une relation non linéaire. À cette fin, elle a combiné un modèle Panel ARDL estimé selon la méthode Pooled Mean Group (PMG) et un modèle à effet de seuil inspiré de Hansen (1999).

Les résultats du modèle ARDL-PMG mettent en évidence, à long terme, une association négative et statistiquement significative entre la pression fiscale et la réactivité de l'État. À l'inverse, le PIB par habitant et le contrôle de la corruption présentent des associations positives et significatives avec la réactivité de l'État. L'éducation est associée négativement et significativement à la variable dépendante, tandis que l'aide publique au développement n'est significative qu'au seuil de 10 %. À court terme, la plupart des variables ne présentent pas d'association statistiquement significative avec la réactivité de l'État, à l'exception de l'inflation.

L'analyse à effet de seuil apporte un éclairage complémentaire en mettant en évidence une non-linéarité potentielle de la relation entre pression fiscale et réactivité de l'État. Le seuil estimé de la pression fiscale retardée s'établit à 6,4235 % du PIB, avec un intervalle de confiance compris entre 6,2997 % et 6,4556 %. Le test bootstrap associé fournit une statistique $F = 24,54$ et une probabilité de $p = 0,0760$. Le seuil est donc statistiquement significatif au seuil de 10 %, mais pas au seuil conventionnel de 5 %. Ce résultat constitue ainsi une évidence empirique modérée en faveur d'un changement de régime dans la relation étudiée et appelle une interprétation prudente. Dans le premier régime, correspondant à une pression fiscale inférieure ou égale à 6,4235 % du PIB, la pression fiscale est positivement et significativement associée à la réactivité de l'État ($\delta_0 = 0,04381$; $p = 0,001$). Au-delà de ce seuil, le coefficient devient très faible et statistiquement non significatif ($\delta_1 = 0,00375$; $p = 0,699$). Ces résultats suggèrent que l'association positive entre mobilisation fiscale et réactivité de l'État observée à des niveaux relativement faibles de pression fiscale s'atténue lorsque celle-ci dépasse le seuil estimé. Ils ne permettent toutefois pas de conclure à un effet négatif de la fiscalité au-delà de ce niveau. Ils indiquent plutôt une diminution du rendement institutionnel associé à une mobilisation fiscale supplémentaire.

Ce résultat à seuil permet de rapprocher les conclusions de l'étude des résultats contrastés de la littérature. Les travaux de Ross (2004), Bräutigam et al. (2008) et Prichard (2010, 2015) mettent en évidence les mécanismes par lesquels la fiscalité peut favoriser la redevabilité, la

négociation entre gouvernants et citoyens et, plus largement, la construction de l'État. À l'inverse, Moore (2007, 2008), Herb (2005) et Timmons (2005) soulignent que cette relation dépend fortement des institutions, des incitations des gouvernants et de la nature du contrat fiscal. Les résultats obtenus ici permettent de dépasser partiellement cette opposition en montrant que ces deux lectures peuvent être compatibles lorsque l'on abandonne l'hypothèse d'un effet uniforme de la fiscalité. Dans le premier régime, la pression fiscale est positivement associée à la réactivité de l'État, tandis que cette association devient statistiquement non significative au-delà du seuil estimé.

La principale contribution empirique du modèle à seuil réside ainsi dans la mise en évidence d'un changement de régime qui complète les approches linéaires ou conditionnelles privilégiées dans une partie de la littérature. L'étude ne cherche pas à établir un niveau universel ou optimal de pression fiscale, mais montre que le rendement institutionnel associé à la mobilisation fiscale peut varier selon son niveau. Le seuil de 6,4235 % du PIB doit donc être considéré comme un résultat empirique propre à l'échantillon, à la période et aux indicateurs retenus, et non comme une norme de politique fiscale applicable indistinctement à l'ensemble des pays de la CEDEAO. Cette interprétation tient également compte de la forte hétérogénéité institutionnelle, économique et fiscale des pays de la région. Les différences de capacités administratives, de structures productives, de poids de l'économie informelle, de systèmes de prélèvement et de qualité des institutions peuvent contribuer à expliquer pourquoi une mobilisation accrue des ressources fiscales ne produit pas nécessairement les mêmes résultats institutionnels selon les contextes. L'un des principaux enseignements de l'étude est ainsi que l'augmentation des recettes fiscales ne suffit pas, à elle seule, à garantir une amélioration de la réactivité de l'État. Le rendement institutionnel de la fiscalité dépend également de la qualité des institutions, du contrôle de la corruption et de la capacité des administrations publiques à transformer les ressources mobilisées en services publics crédibles.

Sur le plan des politiques publiques, ces résultats invitent les pays de la CEDEAO à ne pas considérer l'augmentation de la pression fiscale comme une fin en soi. Les politiques de mobilisation des ressources devraient être accompagnées d'un renforcement de la transparence budgétaire, de la qualité de l'administration fiscale, du contrôle de la corruption et de la capacité des administrations à fournir des services publics visibles et crédibles. L'enjeu apparaît ainsi moins lié à une augmentation indéfinie des prélèvements qu'à

l'amélioration du rendement institutionnel des ressources déjà mobilisées et au renforcement du contrat fiscal entre l'État et les citoyens.

Enfin, les résultats cette étude doivent être interprétés comme des associations statistiques conditionnelles et non comme la démonstration d'une relation causale univoque entre pression fiscale et réactivité de l'État. Une causalité inverse demeure notamment possible, dans la mesure où une meilleure qualité institutionnelle et une plus grande redevabilité peuvent elles-mêmes favoriser la conformité fiscale et la mobilisation des recettes. L'existence de facteurs non observés susceptibles d'influencer simultanément les deux variables constitue également une limite. De futures recherches pourraient approfondir cette question en distinguant les différentes catégories d'impôts, en intégrant des indicateurs plus désagrégés de la qualité des services publics et en mobilisant des stratégies d'identification causale. Une extension à d'autres communautés économiques régionales africaines permettrait également de déterminer si le changement de régime identifié dans les pays de la CEDEAO se retrouve dans d'autres contextes institutionnels.

BIBLIOGRAPHIE

Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2006). *Economic Origins of Dictatorship and Democracy*. Cambridge University Press.

Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2012). *Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty*. Crown Business.

Akitoby, B., Honda, J., Miyamoto, H., Primus, C., & Sy, M. (2020). *Tax Revenue Mobilization in Developing Countries: Issues and Challenges*. IMF Working Papers.

Ali, M., Fjeldstad, O. H., & Sjursen, I. H. (2024). To Pay or Not to Pay? Citizen Perceptions of Taxation and State Legitimacy in Africa. *Journal of Development Studies, 60*(3), 345–362.

Banque mondiale. (2024). *Global Economic Prospects: Sub-Saharan Africa Overview*. World Bank Group.

Besley, T., & Persson, T. (2013). Taxation and Development. *Handbook of Public Economics*, 5, 51–110.

Besley, T., & Persson, T. (2014). Why Do Developing Countries Tax So Little? *Journal of Economic Perspectives*, 28(4), 99–120.

Bräutigam, D. (2002). Building Leviathan: Revenue, State Capacity and Governance. *IDS Bulletin*, 33(3), 10–20.

Bräutigam, D., Fjeldstad, O. H., & Moore, M. (Eds.). (2008). *Taxation and State-Building in Developing Countries: Capacity and Consent*. Cambridge University Press.

Dom, R., Copley, A., Udari, T., & Prichard, W. (2019). *Innovations in Tax Compliance: Conceptual Framework and Empirical Evidence*. World Bank Policy Research Working Paper No. 8894.

FMI. (2023). *Regional Economic Outlook: Sub-Saharan Africa – Light on the Horizon?* International Monetary Fund.

Gadenne, L. (2017). Tax Revenues and Public Goods Delivery: Evidence from Local Governments in Brazil. *American Economic Journal: Economic Policy*, 9(4), 213–244.

Gassama, M. (2022). Mobilisation des ressources domestiques et gouvernance publique dans l'UEMOA : Une analyse Panel ARDL. *Revue d'Économie du Développement*, 30(2), 85–118.

Gnangnon, S. K. (2020). Tax Revenue and Governance Quality in Developing Countries. *International Economic Journal*, 34(3), 485–510.

Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345–368.

Herb, M. (2005). No Representation Without Taxation? Rents, Taxes, and Democracy. *Comparative Politics*, 37(3), 297–316.

Kabeya, M., & Oussou, K. (2023). Pression fiscale et développement humain en Afrique subsaharienne : Une analyse non linéaire en données de panel. *Revue Canadienne d'Études du Développement*, 44(1), 112–134.

Levi, M. (1988). *Of Rule and Revenue*. University of California Press.

Mahdavy, H. (1970). The Patterns and Problems of Economic Development in Rentier States: The Case of Iran. In M. A. Cook (Ed.), *Studies in the Economic History of the Middle East* (pp. 428–467). Oxford University Press.

McKerchar, M., & Evans, C. (2019). Sustaining Tax Compliance and State Capacity in Developing Economies. *eJournal of Tax Research*, 17(1), 45–68.

Moore, M. (1998). Death Without Taxes: Democracy, State Capacity, and Aid Dependence in the Fourth World. In G. White & M. Robinson (Eds.), *Towards a Democratic Developmental State* (pp. 84–121). Oxford University Press.

Moore, M. (2007). How Does Tax Affect Governance? *Development Policy Review*, 25(1), 25–51.

Moore, M. (2008). Between Coercion and Contract: Competing Narratives on Taxation and Governance. In D. Bräutigam et al. (Eds.), *Taxation and State-Building in Developing Countries* (pp. 34–63). Cambridge University Press.

Mourfou, A., & Ouedraogo, I. (2021). Causalité entre gouvernance et recettes fiscales dans les pays de la CEDEAO : Une analyse en données de panel. *African Development Review*, 33(2), 310–324.

North, D. C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge University Press.

OCDE. (2018). *Statistiques des recettes publiques en Afrique 2018*. Éditions OCDE.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621–634.

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.

Prichard, W. (2010). Taxation, Responsiveness and Accountability in Sub-Saharan Africa. *IDS Working Papers*, 2010(340), 1–48.

Prichard, W. (2013). *Taxation, Governance and Revenue Mobilization in Sub-Saharan Africa*. International Centre for Tax and Development (ICTD).

Prichard, W. (2015). *Taxation, Governance and Accountability in Sub-Saharan Africa: Taxing to Develop*. Cambridge University Press.

Ross, M. L. (2004). Does Taxation Lead to Representation? *British Journal of Political Science*, 34(2), 229–249.

Sanogo, A., & Kouadio, H. (2020). Fiscalité indirecte, redistribution et gouvernance en Afrique de l'Ouest : Une approche GMM en système. *Revue d'Économie du Développement*, 28(3), 45–78.

Schumpeter, J. A. (1918). Die Krise des Steuerstaats (*The Crisis of the Tax State*). *Zeitfragen aus dem Gebiete der Soziologie*, 4, 1–74.

Tilly, C. (Ed.). (1975). *The Formation of National States in Western Europe*. Princeton University Press.

Tilly, C. (1990). *Coercion, Capital, and European States, AD 990–1990*. Blackwell.

Timmons, J. F. (2005). The Fiscal Contract: States, Taxes, and Governance. *World Politics*, 57(4), 530–567.