

Effet de l'endettement extérieur dans la relation politique budgétaire-croissance en Afrique subsaharienne : Une Analyse de la non linéarité

Effect of External Debt in the relationship between fiscal policy and growth in subsaharan Africa: An analysis of nonlinearity

Brahim AMAT, (Doctorant en sciences économiques)

*Faculté des sciences économiques et de gestion
Université de Ngaoundere, Cameroun*

Donatien EZE EZE, (Enseignant Chercheur)

*Faculté des sciences économiques et de gestion
Université de Ngaoundere, Cameroun*

Adresse de correspondance :	Faculté des sciences économiques et de gestion BP: 454 NGAOUNDERE Campus Universitaire, Dang-Ngaoundere, Cameroun. Université de Ngaoundere Cameroun (Ngaoundere) Téléphone : (237) 222 25 40 38 / 242 68 70 44
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude et ils sont responsables de tout plagiat dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	AMAT, B., & EZE EZE, D. (2024). Effect of External Debt in the relationship between fiscal policy and growth in subsaharan Africa: An analysis of nonlinearity. International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics, 5(1), 259-276. https://doi.org/10.5281/zenodo.10602686
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

Received: December 28, 2023

Accepted: January 30, 2024

International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics - IJAFAME

ISSN: 2658-8455

Volume 5, Issue 1 (2024)

Effet de l'endettement extérieur dans la relation politique budgétaire-croissance en Afrique subsaharienne : Une Analyse de la non linéarité

Résumé

L'objectif de cet article est d'analyser l'effet non linéaire de la politique budgétaire sur la croissance économique conditionnellement à la dette extérieure en Afrique subsaharienne au cours de la période allant de 2011 à 2021. En appliquant un modèle Panel Smooth Transition Regression (PSTR) développé par González et al. (2005), les résultats montrent que la politique budgétaire a l'effet non linéaire et significatif sur le taux de croissance conditionnée par la dette extérieure et indiquent l'existence d'un seuil d'environ 37% du ratio d'endettement extérieur par rapport au PIB, au-delà duquel toute augmentation des dépenses budgétaires affecte négativement le taux de croissance en Afrique subsaharienne. Plus précisément, les résultats obtenus suggèrent que la sensibilité du taux de croissance à la politique budgétaire devient plus faible lorsque la dette extérieure devient de plus en plus élevée. Nos résultats restent robustes en utilisant le modèle à interaction estimé par la méthode GMM. Nous suggérons aux gouvernements de substituer la dette par des ressources telles que les revenus non pétroliers et autres.

Mots clés : Endettement public, croissance économique et le modèle PSTR.

Classification JEL : F21, F36, F43,

Type de l'article : Recherche appliquée.

Abstract

The objective of this article is to analyze the non-linear effect of fiscal policy on economic growth conditional on external debt in sub-Saharan Africa during the period from 2011 to 2021. By applying a Panel Smooth Transition Regression model (PSTR) developed by González et al. (2005), the results show that fiscal policy has non-linear and significant effect on the growth rate conditioned by external debt and indicate the existence of a threshold of approximately 37% of the external debt ratio per relative to GDP, beyond which any increase in budgetary expenditure negatively affects the growth rate in sub-Saharan Africa. More precisely, the results obtained suggest that the sensitivity of the growth rate to fiscal policy becomes lower when external debt becomes increasingly higher. Our results remain robust using the interaction model estimated by the GMM method. We suggest governments substitute debt with resources such as non-oil revenues and others.

Keywords : Public debt, economic growth and PSTR model.

JEL Classification : F21, F36, F43.

Paper type : Empirical research.

1. Introduction

En Afrique subsaharienne, beaucoup de pays connaissent une expansion rapide, la croissance continue d'être tributaire des dépenses publiques, alourdissant la dette et son service. La dette publique extérieure¹ comme interne en pourcentage du PIB s'est accrue depuis 2013 et est désormais proche de 60 % dans près de la moitié des pays de la région. Le nombre de pays à faible revenu surendettés ou risquant de le devenir est passé de 7 en 2016 à 12 en 2019, et tous les pays pré émergents de la région et les autres pays ayant une notation de crédit, à l'exception de la Namibie, ont vu leur notation descendre en dessous de la catégorie « investissement ». L'alourdissement de la dette s'explique par le creusement des déficits budgétaires, la faiblesse de la croissance, la chute des cours des produits de base et les dépréciations de taux de change dans certains pays. Un tiers des pays de la région continuent d'enregistrer des taux d'au moins 5 %, mais dans 12 pays de la région, qui abritent plus de 40 % de sa population, le revenu par habitant a diminué. Le taux de croissance moyen dans la région se situe à 4,4 % en 2017 et se hisser à 5,1 % en 2018–19. Mais même là où la croissance reste forte, dans bien des cas elle reste tributaire des dépenses publiques, souvent au prix d'un alourdissement de la dette et de l'éviction du secteur privé.

La montée des niveaux d'endettement public suscite des doutes quant à la viabilité de la dette de la région. La dette publique dépassait 50 % du PIB dans 22 pays à la fin 2016. Le service de la dette commence à peser lourdement, surtout pour les pays producteurs de pétrole, et il devrait absorber plus de 60 % des recettes publiques en Angola, au Gabon et au Nigéria. Des risques budgétaires commencent aussi à se concrétiser dans plusieurs pays à forte croissance, mais pauvres en ressources naturelles, sous l'effet en partie de l'évolution de la situation sécuritaire et d'une baisse des cours du cacao (Côte d'Ivoire) et des dérapages budgétaires pendant une année électorale (Ghana, Kenya). Une exposition grandissante aux dettes souveraines et l'accumulation d'arriérés intérieurs ont amplifié les tensions dans le secteur financier, comme l'indiquent l'accroissement des créances improductives (Angola, Ghana, Nigéria), le net ralentissement de la progression du crédit au secteur privé (CEMAC, Zambie) et la sous-capitalisation des banques (Nigéria).

Dans la zone subsaharienne, les coûts du service de la dette ont fortement augmenté, surtout dans les pays exportateurs de pétrole. Le ratio médian de service de la dette/recettes budgétaires est passé, dans les pays d'Afrique subsaharienne, de 5 % en 2013 à près de 9 % en 2019, et atteignant près de 10 % en 2021. Il a plus que triplé dans les pays exportateurs de pétrole entre 2013 et 2019, et en 2021, les plus fortes progressions étant attendues au Gabon (de 55 % en 2016 à 71 % en 2019) et au Nigéria (de 22 % en 2016 à près de 62 % en 2019). Les perspectives de viabilité de la dette se sont considérablement détériorées depuis 2013. Beaucoup de pays devant faire face à des niveaux d'endettement élevés et au coût grandissant du service de la dette, il devient de plus en plus important, en Afrique subsaharienne, de veiller à ce que la politique budgétaire² parvienne à concilier la nécessité de répondre aux besoins de développement et celle d'éviter un endettement insoutenable. Ce souci transparaît dans la stratégie économique à moyen terme de la plupart des pays d'Afrique subsaharienne. C'est ainsi que si les ajustements budgétaires prévus sont effectués, le ratio dette/PIB devrait se stabiliser ou diminuer dans la plupart des pays et réduire les inquiétudes liées à la viabilité de la dette. Si la dette publique continuait de s'accumuler au rythme observé ces dernières années (2016–19), elle atteindrait des niveaux insoutenables dans chaque groupe de pays.

De ce qui précède, il serait pertinent de chercher à vérifier dans le contexte des pays de l'Afrique subsaharienne si la politique budgétaire influence faiblement la croissance économique lorsque

¹ Désigne l'ensemble des dettes qui sont dues par un pays à des prêteurs étrangers.

² Est la politique publique par laquelle l'Etat fait varier le niveau des dépenses publiques pour influencer sur la croissance.

le niveau de stock de l'endettement extérieur est élevé. La hausse de la dette extérieure détériore-t-elle l'effet de la politique budgétaire expansionniste sur la croissance en ASS ? ou encore un niveau élevé de l'endettement extérieur affaiblit-il l'effet de la politique budgétaire sur la croissance ? Pour répondre à ces interrogations, nous allons procéder tout d'abord à exposer la revue de littérature théorique aussi empirique traitant de ce sujet, en suite nous présentons la méthodologie employée dans cette étude et en fin présenter les résultats des estimations économétriques suivi d'une analyse de robustesse des résultats et quelques recommandations de la politique économique.

2. Revue de littérature

Le débat théorique relatif à la problématique de l'endettement public n'a pas fait jusqu'ici l'unanimité entre les auteurs. Les réponses apportées par les économistes à cette question sont loin d'être consensuelles tant sur le plan théorique que sur le volet empirique.

2.1. Les fondements théoriques

Le financement des déficits budgétaires³ par la dette publique a été fort longtemps mis au centre du débat relatif à son efficacité de produire un résultat souhaitable sur la croissance. En effet, D'aucuns pensent que la politique budgétaire⁴ financée par l'endettement public est considéré comme un goulot d'étranglement pour la relance de l'économie (vision de la nouvelle école classique), d'autres pensent plutôt que la relance budgétaire alimentée par l'emprunt constitue un catalyseur permettant de doper l'activité économique (paradigme keynésien⁵) et certains par contre considèrent que la politique budgétaire portera d'avantage ses effets sur l'activité lorsque le niveau de la dette est jugé faible, inférieur à un certain seuil, dès lorsque cet endettement franchit un seuil ou alors qu'il devient excessif, il est considéré comme un facteur de nuisance pénalisant la politique de relance de porter ses fruits sur la croissance (analyse de la nouvelle école keynésienne).

Les keynésiens soutiennent l'idée selon laquelle quel que soit le niveau de la dette, la politique budgétaire produit inéluctablement ses effets sur l'activité économique. Ces auteurs préconisent que la dette est favorable à la croissance, il faut financer le déficit par l'emprunt cela affecte amplement l'activité par les effets multiplicateurs et cette croissance de l'activité permettra facilement à honorer cette dette et ses services dans le futur. Selon les keynésiens la dette ne constitue aucunement une entrave pour stimuler l'activité quel que soit son niveau. Selon la logique keynésienne, l'impact de l'augmentation de la dette sur la croissance est jugé positif. Ce raisonnement tire ses fondements de la théorie de la demande globale et du multiplicateur keynésien. En effet, un endettement favorisant la relance économique génère par l'effet accélérateur une augmentation plus que proportionnelle de l'investissement, ce qui provoque à son tour une hausse de la production et par conséquent la relance de l'économie.

De leurs côtés, les tenants de la nouvelle école classique fondant leurs analyses sur la théorie de l'équivalence ricardien, ils soutiennent l'idée selon laquelle tout financement du déficit alimenté par la dette ne produira guère ses effets sur l'activité, toute politique de relance financée par l'emprunt est inefficace, puis que les agents économiques font des anticipations rationnelles et anticipent correctement cette action en augmentant leurs épargnes aujourd'hui au détriment de la consommation chose qui plombe l'activité économique, ces agents considèrent que le financement du déficit aujourd'hui par l'emprunt se traduit par une augmentation des impôts futurs. la dette constitue un facteur nuisible pour soutenir l'activité économique.

³ Situation du budget de l'Etat où les dépenses sont supérieures aux recettes

⁴ Courant de pensée impulsé par Keynes qui prône l'intervention de l'Etat dans l'économie pour assurer le bon fonctionnement du marché

Les partisans de la nouvelle école keynésienne pour leur part considèrent d'une part que la relance budgétaire favorise la croissance lorsque notamment le niveau de la dette est faible c'est-à-dire en deçà d'un certain seuil, dès lors que cette dette devient excessif dépassant un certain seuil, la politique budgétaire peine à produire des effets bénéfiques sur la croissance de l'activité puis que les agents économiques vont voyant le niveau élevé de la dette vont se comporter en barro-ricardien et ils constituent d'avantage leurs épargnes au détriment de la consommation afin d'affronter l'augmentation des fiscalité de demain. Selon ces auteurs (Blanchard et Sutherland), l'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique est non linéaire, cet effet s'amointrit lorsque le niveau de la dette devient de plus en plus élevé, il y a donc l'existence de l'effet de seuil entre la politique budgétaire et l'activité économique.

2.2. Controverses empiriques

NGAH Ntiga L. (2023) a examiné les effets non linéaires de la politique budgétaire sur la croissance économique au Cameroun conditionnellement à la dette publique extérieure. Les résultats confirment bel et bien l'existence de non-linéarités dans la relation « politique budgétaire- croissance économique ». À travers la logique de modélisation à la Hansen (2000) des modèles à seuil, il a été observé que le seuil optimal de la dette extérieure au Cameroun est de 38,98% du PIB. Ainsi, en régime critique, la politique budgétaire ne favorise pas la croissance économique. Bien plus, lorsque le niveau de la dette extérieure dépasse le seuil de 12,014% du PIB (ce qui correspond à la situation actuelle au Cameroun), les recettes fiscales ont des effets récessifs sur la croissance alors que les dépenses courantes ont des effets expansifs. Dans la même veine, **Dkhissi Atman (2019)** étudie les effets de seuil de la politique budgétaire et la croissance économique pour le cas du Maroc. Il parvient à montrer que le taux de croissance est positivement corrélé aux recettes totales, au taux d'ouverture et à la consommation finale. D'un autre côté, pour un endettement inférieur à 63,74%, le taux de croissance est négativement corrélé au niveau des dépenses publiques (-0,17), aux recettes totales (-0,03) et au taux d'ouverture (-0,05). Il est positivement corrélé à l'investissement et à la consommation finale par contre. De même, **Anouar Ghazia (2018)** a évalué les effets macroéconomiques non linéaires de la politique budgétaire sur l'activité au Maroc. Sur la période allant de 1990 à 2015 (base trimestrielle), il estime un MS-VAR à trois variables. Les résultats dégagés indiquent que l'activité économique au Maroc a connu au moins un changement de régime vers l'année 1998. En effet, deux régimes émergent : i) le 1er régime correspond à la période 1999 à 2015 et le ii) le 2ème régime concerne la période allant de 1990 à 1998. Sur les deux régimes, la politique budgétaire n'affecte pas de manière significative l'activité économique, et donc ses effets peuvent être qualifiés de non expansionnistes. De plus, la politique budgétaire est trouvée pro-cyclique surtout sur la période allant de 1999 à 2015, affichant ainsi un comportement, d'un point de vue théorique, non Keynésien. En d'autres termes, la politique budgétaire au Maroc ne joue pas son rôle de politique de stabilisation conjoncturelle censée être contra-cyclique. Dans le même ordre d'idée, **Lonzo Lubu et al. (2014)** étudient pour le cas de la RDC, les effets non linéaires des dépenses publiques sur la croissance économique. Il fait recours aux modèles à seuil initialement développés par Hansen (2000). Il utilise entre autres les variables telles que les dépenses publiques, l'output gap, les variables de contrôle comme l'investissement, la masse monétaire (M2), le taux d'inflation, les dépenses de consommation, le taux d'accroissement de la population, etc. L'auteur parvient à modéliser le phénomène conditionnellement au niveau des dépenses publiques et celui de la dette. Les résultats montrent que seuil optimal des dépenses publiques en RDC entre 1961 et 2013 est de l'ordre de 24% du PIB. Aussi, pour un niveau d'endettement de 112% du PIB en dessous duquel l'État exerce une influence de type keynésien sur l'activité économique de la RDC. Ce résultat correspondrait aussi lorsque le niveau du solde budgétaire est inférieur à 2,3% du PIB. Egalement, **Checherita C. et Rother P. (2012)** pour leur part, trouvent un seuil se

situant entre 70 et 80% du PIB pour l'ensemble des pays de la zone Euro. Leurs résultats montrent que l'impact négatif de la politique budgétaire sur la croissance économique de long terme intervient lorsque le taux d'endettement se situe entre 90 et 100%. Dans le même sillage, **Bikai J. Landry (2010)** a étudié « les effets non linéaires des déficits budgétaires sur l'activité économique en zone CEMAC » sur la période 1970-2006 utilisant un modèle à seuil suivant la méthodologie de Hansen B.E. (1996). L'auteur capte l'activité économique à partir de l'indicateur output gap en fonction des variables susceptibles de l'expliquer notamment le taux de croissance des exportations, le ratio de la dette extérieure rapporté au PIB, les flux d'aide rapportés au produit et bien sûr les déficits publics mesurés par le solde budgétaire structurel. Il incorpore également une variable dummy qui prend la valeur 1 dès 1994 et 0 avant dans le but de capter l'effet de la dévaluation de 1994. Ainsi, les résultats permettent de confirmer une relation non linéaire entre les déficits publics et l'activité économique en zone CEMAC d'une part et d'autre part, a mis en évidence un taux d'endettement de 79% du PIB, en dessous duquel les politiques expansionnistes ont des effets favorables sur l'activité économique, et au-dessus duquel les politiques contractionnistes deviennent efficaces. Par ailleurs, **Zouirchi H. et al. (2023)**, ont étudié la question des effets du financement des déficits budgétaires par la dette extérieure sur croissance économique au Maroc. A partir des résultats estimés de leur modèle économétrique, les auteurs constatent que les résultats sont conformes à la réalité : la dette extérieure publique du Maroc a un impact positif sur la croissance économique. Leur résultat confirme la théorie keynésienne selon laquelle une dette publique extérieure peut avoir un impact positif sur la croissance économique si elle est gérée de manière prudente et utilisée pour financer des investissements productifs. Tout de même, **Es-sounboula H. et Hefnaoui A (2019)**, ont mené une étude profonde de la question de l'endettement extérieur effectué par le Maroc et de savoir ses effets et ses incidences sur l'économie Marocaine, notamment la croissance économique sur le long terme. À l'aide d'une approche méthodologique simple, leur étude utilise des techniques de VAR et de causalité. Les données utilisées par les auteurs couvrent la période de 1998 à 2017 Selon leurs résultats, il ressort qu'il y a plus d'évidence en faveur d'un impact positif du financement des déficits budgétaires par la dette extérieure sur la croissance économique et l'investissement au Maroc. Ils concluent que le Maroc tire avantage des flux des capitaux étrangers des institutions financières internationales. Pour leur part, **Msatfa Z. et Essaid M. (2021)**, ont analysé l'impact du financement des déficits budgétaires par l'endettement extérieur sur la croissance économique au Maroc pour la période entre 1980 et 2019 au Maroc en utilisant le modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag model). D'après leurs résultats, ils constatent que l'endettement externe a un effet négatif sur la croissance économique du Maroc sur le court et le long terme, même si la part de cette dette par rapport au PIB reste aussi faible par rapport à d'autre pays en voie de développement. Mais une forte mobilisation doit être faite pour chercher d'autres sources de financement du déficit budgétaire et minimiser la dépendance du Maroc à la dette externe, puisqu'un excès de cette dernière mènera à un détournement de fonds vers la dette au détriment des investissements et de la consommation ce qui est susceptible de biaiser la croissance économique.

Cette présente étude a pour objectif général d'évaluer le rôle de la dette extérieure dans la relation entre la politique budgétaire et la croissance en ASS. Il consiste à déterminer si l'effet de la politique budgétaire sur la croissance en ASS varie en fonction du niveau de la dette extérieure. L'hypothèse centrale est la suivante : l'endettement extérieur détériore l'effet de la politique budgétaire sur la croissance.

De façon plus spécifique, nous formulons les hypothèses suivantes :

Hypothèse 1 : Une hausse de la dette extérieure affecte négativement l'effet de la politique budgétaire sur le taux de croissance en Afrique subsaharienne.

Hypothèse 2 : la politique budgétaire agit fortement sur le taux de croissance lorsque le niveau de la dette extérieure est en dessous d'un certain seuil.

Hypothèse 3 : Cet effet de la politique budgétaire sur le taux de croissance s'affaiblit lorsque le niveau de la dette extérieure dépasse un certain seuil.

3. Méthodologie

3.1. Présentation des données

Dans le cadre de cette recherche nous mettons en œuvre des estimations économétriques portant sur les données de panel constituées dans sa dimension individuelle de 30 pays de l'Afrique subsaharienne sur une période allant 2011 à 2021 soit une durée de 11 années.

Nos données d'étude proviennent de la base de données de la banque mondiale WDI. Notre variable à expliquer est la croissance économique mesurée par le taux de croissance du PIB(pib), la variable explicative est la politique budgétaire mesurée par les dépenses gouvernementales(dep) et la variable de seuil est la dette extérieure mesurée par le ratio de dette externe par rapport au PIB(dext).

La dépense gouvernementale n'est pas la seule variable susceptible d'influencer la croissance de l'activité économique. Au sein de la littérature économique on recense plusieurs autres variables qui contrôlent la croissance du PIB dont les plus importantes sont : la formation brute de capital fixe (fbcf), le degré d'ouverture commerciale (ouv) et l'aide publique au développement (apd).

L'échantillon de pays utilisé dans le panel est constitué de : Angola, Bénin, Botswana, Burkina Faso, Burundi, Cameroun, Congo, République démocratique du Congo, Côte d'Ivoire, Éthiopie, Gambie, Gabon, Guinée, Kenya, Lesotho, Madagascar, Mali, Nigéria, Namibie, Niger, Ouganda, Rwanda, Sierra Leone, Sénégal, Tchad, Tanzanie, Zambie, Zimbabwe, Ghana et Togo.

Les données vont subir un traitement économétrique à l'aide des logiciels appropriés tels que Stata 15, Eviews et Matlab.

3.2. Spécification du Modèle

Notre démarche repose sur une modélisation en panel à effet de seuil. Les modèles à effet de seuil constituent des instruments d'analyse des phénomènes économiques non linéaires. Ils autorisent les séries économiques à posséder des dynamiques différentes suivant les régimes dans lesquels elles évoluent. Dans le cadre de cet article, nous testons la non-linéarité entre politique budgétaire et croissance à travers une modélisation PSTR. En effet, l'analyse sur PSTR présente plusieurs avantages. Par exemple, elle permet à l'élasticité de la variable expliquée par rapport à la variable explicative de varier non seulement dans le temps, mais aussi selon l'espace en fonction de la variable de seuil. La modélisation PSTR prend ainsi en compte l'hétérogénéité de la relation entre la variable expliquée, la variable explicative et la variable de transition. Dans sa forme simplifiée, la modélisation théorique du PSTR se présente sous la forme suivante :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0 X_{it} + \beta_1 X_{it} g(q_{it}, \gamma, c) + \delta Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

Où $i=1, \dots, N$ est le nombre d'individus, $t=1, \dots, T$ détermine la période de l'étude. y_{it} est la variable dépendante qui est ici le taux de croissance de PIB, X_{it} la variable qui indique l'endettement. μ_i représente les effets fixes individuels et $g(q_{it}, \gamma, c)$ est la fonction de transition qui dépend de la variable seuil q_{it} , du paramètre de seuil c et un paramètre de lissage (γ). Z_{it} un ensemble de variables de contrôle et où ε_{it} le terme d'erreur qui est indépendant et identiquement distribué i.i.d.(0, σ^2).

La fonction indicatrice du modèle PSTR est la fonction de transition $g(q_{it}, \gamma, c)$ qui est continue et intégrale sur l'intervalle $[0,1]$. Cette fonction permet ainsi au système de transiter

progressivement d'un régime à un autre. Afin de définir la forme fonctionnelle de la fonction de transition, González et al. (2005) à l'instar de Granger & Teräsvirta (1993) suggèrent de retenir une fonction de transition logistique d'ordre m dont la forme est la suivante :

$$g(q_{it}, \gamma, c) = \left[1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)) \right]^{-1}$$

Avec

$\gamma > 0$, $c_1 < \dots < c_m$ où $c = (c_1, \dots, c_m)$ est un vecteur regroupant les paramètres de seuil et γ représente le paramètre de lissage supposé positif. L'ordre de la fonction de transition a un impact direct sur la dynamique transitoire entre les régimes extrêmes.

D'un point de vue empirique, González et al. (2005) indiquent qu'il est habituellement suffisant de considérer $m=1$ ou $m=2$. Ces valeurs autorisent en général les variations nécessaires des coefficients de pentes afin de tenir compte d'une majorité des cas de non linéarité dus à des changements de régimes. Par ailleurs, la vitesse de transition entre les régimes dépend du paramètre de lissage γ . En effet, on constate que plus le paramètre de lissage est grand, plus la transition entre les deux régimes est brutale. Plus particulièrement, lorsque γ tend vers l'infini, la fonction de transition tend vers une fonction indicatrice, le modèle PSTR possède alors le même mécanisme de transition qu'un modèle PTR à deux régimes. Ce modèle PTR est connu sous la modélisation de Hansen (1999), ce PTR (Panel Threshold Regression) suppose que la transition s'effectue de façon brutale entre deux régimes extrêmes situés à gauche et à droite d'un seuil déterminé de manière endogène.

En revanche, la fonction de transition devient constante quand γ tend vers 0, le modèle PSTR se ramène alors à un modèle de panel linéaire à coefficients homogènes et effets fixes individuels. Par ailleurs, concernant l'estimation des paramètres, l'approche suivie est la même que précédemment pour les modèles PTR, l'estimation s'effectue en deux étapes.

Dans le cas d'un modèle PTR, la sensibilité de la variable dépendante par rapport à la variable explicative du pays i à la date t est donnée par l'expression suivante :

$$S_{it} = \frac{\partial y_{it}}{\partial x_{it}} = \beta_0 + \beta_1 g(q_{it}, \gamma, c)$$

L'équation précédente ci-dessus montre que la sensibilité de la variable dépendante par rapport à la variable explicative peut être considérée comme une combinaison des coefficients β_0 et β_1 obtenus dans les deux régimes extrêmes. Dès lors, la définition de la fonction de transition impose deux cas de figure :

— si $0 < g(q_{it}, \gamma, c) < 1$, pour $\beta_1 < 0$, on aura $\beta_0 + \beta_1 < S_{it} < \beta_0$

— si par contre $\beta_1 > 0$, on a : $\beta_0 < S_{it} < \beta_0 + \beta_1$

Ainsi, l'effet direct de la variable d'intérêt sur la variable endogène est β_0 pour le niveau de la variable de transition inférieur au seuil ($q_{it} < 0$) et $(\beta_0 + \beta_1)$ pour le niveau de la variable de transition supérieur au seuil ($q_{it} > 0$).

Dans la méthodologie des estimations PSTR ou PTR, la première étape consiste à tester la linéarité, en cas de non rejet de l'hypothèse nulle, la stratégie de test s'arrête, et il faut alors recommencer avec une nouvelle hypothèse alternative par exemple une nouvelle variable de transition. En revanche, si l'hypothèse de linéarité est rejetée, l'on procède au test de non linéarité résiduelle ou test de nombre des régimes afin de déterminer le nombre de fonctions de transition à employer. Autrement dit, avant d'estimer le modèle PSTR trois grandes étapes sont généralement utilisées. D'abord, on procède au test de linéarité ou d'homogénéité. Ensuite, la seconde étape vise à déterminer le nombre de régimes du modèle. La troisième étape enfin procède à l'estimation du modèle PSTR.

Pour contrôler la robustesse des résultats, nous utilisons la méthode des Moments Généralisées (GMM) appliquée sur le modèle à interaction.

3.2.1. Test de non linéarité

Ce test a pour objectif de prouver si l'effet de seuil est statistiquement significatif et de montrer que la relation liant la variable explicative à la variable expliquée peut être représentée à l'aide d'un modèle à changement de régimes. Par exemple, dans le cadre d'un modèle PSTR avec une unique fonction de transition logistique d'ordre m et une variable de transition q_{it} connue, Il existe deux hypothèses possibles pour représenter l'hypothèse nulle :

$$\begin{cases} H0 & \beta_1 = 0 \\ H1 & \beta_1 \neq 0 \end{cases} \quad \text{ou bien} \quad \begin{cases} H0 & \gamma = 0 \\ H1 & \gamma \neq 0 \end{cases}$$

Il est alors possible d'utiliser la statistique proposée par Gonzalez et al. (2005). Ils proposent une statistique de test basée sur le Multiplicateur de Lagrange (LM) et sa version de Fisher (LMF). Une extension de ces tests est réalisée sur le principe du pseudo-ratio de vraisemblance (pseudo-LRT) par Colletaz et Hurlin (2006). Les trois statistiques de test précédentes sont :

$$LM = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2(K)$$

$$LM_F = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)/K}{SSR_0/(TN - N - K)} \sim F(K, TN - N - K)$$

$$pseudo_{LRT} = -2[\log(SSR_0) - \log(SSR_1)] \sim \chi^2(K)$$

Où SSR_0 est la somme des carrés des résidus d'un modèle linéaire avec effets individuels et SSR_1 la somme du carré des résidus du modèle non contraint (PSTR). Sous l'hypothèse nulle, la statistique LM est distribuée suivant une loi du chi-deux à mk degré de liberté où k est le nombre de variables explicatives. Cependant, lorsque l'échantillon est de petite taille, González et al. (2005) proposent d'utiliser une statistique alternative LMF qui est distribuée sous l'hypothèse nulle suivant une loi de Fisher $F[mk ; TN - m - mk]$. Ce test permet de rejeter ou non l'hypothèse de linéarité au profit d'un modèle PSTR, mais également de déterminer une variable de transition "optimale" parmi un ensemble de variables potentielles. Selon González et al. (2005), la variable de transition optimale est celle qui minimise la p-value du test de linéarité.

3.2.2. Test de nombre de régimes

Cette étape consiste à déterminer le nombre de seuil (ou de régimes) pour décrire la dynamique des données. A cet effet, le test de non linéarité résiduelle permet de tester le nombre de régimes ou de manière équivalente le nombre de fonctions de transition nécessaires pour capter toute l'hétérogénéité et la non linéarité des données. Plus précisément, dans ce test, l'hypothèse nulle d'un modèle PSTR avec une seule fonction de transition $r=1$ est confrontée à l'hypothèse alternative d'un modèle PSTR possédant au minimum deux fonctions de transition $r=2$. En cas de rejet de l'hypothèse nulle, le modèle employé est mal spécifié. Il doit contenir au minimum une seconde fonction de transition pour capter l'hétérogénéité restante. La démarche doit alors se poursuivre, le modèle PSTR contenant deux fonctions de transition doivent être confrontées à un modèle en contenant trois représentant la démarche présentée pour déterminer le nombre de régimes. Cette séquence de test se poursuit jusqu'au non rejet de H_0 .

4. Présentation des Résultats

4.1. Le Test préliminaire à l'estimation : Test de stationnarité

Avant toute estimation des modèles économétriques, il est impératif de passer certains tests statistiques à l'instar du test de stationnarité afin de ne pas avoir des résultats fallacieux et faire des interprétations biaisées.

Le test de racine unitaire a donc pour but de vérifier la stationnarité de données lorsque celle-ci ne sont pas stationnaires, les résultats obtenus sont susceptibles d'être entachés de biais, les estimateurs ne seront pas efficaces et donc on va faire des interprétations erronées. Nous faisons donc recours ici au test de phillips-perron. Par ailleurs, lorsque la probabilité du test est inférieure à 10%, alors on valide l'hypothèse H1 et la série est stationnaire.

Le tableau 1 ci-dessous enregistre les tests de stationnarité pour les différentes variables incluses dans notre modèle.

Tableau 1 : Les résultats de tests de stationnarité sur les variables

Variable	Niveau	Ordre d'intégration
PIB	-13.0375* (0.0642)	I (0)
Dext	-5.6641* (0.0845)	I (0)
Depg	-13.0375** (0.0318)	I (0)
Ouv	-5.8620** (0.0476)	I (0)
Apd	-9.8097** (0.0354)	I (0)
Fbcf	-17.8458*** (0.0058)	I (0)

Note : ***, **, *correspondent respectivement à la significativité au seuil de 1%, 5% et de 10%.

Source : fait par l'auteur à partir de Eviews.

Le résultat de ce test révèle que, toutes les probabilités du test sont inférieures à 10%, alors on valide l'hypothèse H1, par conséquent toutes les variables sont stationnaires en niveau, ce qui nous donne la possibilité de procéder aux estimations sans risques d'avoir une régression fallacieuse.

4.2. Les Tests relatifs au modèle PSTR

Afin de procéder à l'estimation du modèle PSTR, deux principaux tests préalables sont fortement exigés, il s'agit du test de non linéarité et le test du nombre des régimes.

4.2.1. Résultat du test de non linéarité

Le test de non linéarité constitue une première étape dans la procédure de l'analyse de régression par la méthode PSTR. Ce test a pour objectif de prouver si l'effet de seuil est statistiquement significatif et de montrer que la relation liant la variable explicative à la variable expliquée peut être représentée à l'aide d'un modèle à changement de régimes. A cet effet, nous partons de deux hypothèses émises H0 et H1 suivantes :

H0 : Modèle Linéaire

H1 : Modèle PSTR avec au moins une variable de seuil.

Le test de linéarité consiste donc à calculer trois principales statistiques en l'occurrence de la statistique *LM* du test de Wald, de la statistique *Pseudo-LRT* et la statistique *LM_F* en la version de Fisher. A ces différentes statistiques correspondent chacune une probabilité qui permet de confirmer ou alors d'infirmer l'hypothèse nulle de la linéarité du modèle. Ainsi, si les probabilités associées à ces trois statistiques sont inférieures au seuil de 1% alors nous pouvons conclure que le modèle spécifié est non linéaire ou le modèle est PSTR, dans le cas échéant c'est-à-dire les probabilités associées sont supérieures au seuil de 1%, le modèle est plutôt linéaire.

Tableau 2 : résultat du test de non linéarité

Nombre de seuil par fonction de transition(m)	m=1		m=2	
	Test de		Test de	
Wald(LM)	W=16.229	P=0.003	W=21.615	P=0.006
Fisher(LM _F)	F=3.806	P=0.005	F=2.545	P=0.001
Pseudo-LRT	LRT=16.679	P=0.002	LRT=22.425	P=0.004

Source : Calcul auteur.

Nous avons deux spécifications l'une correspondant au nombre de seuil par fonction de transition égal à un (m=1) et l'autre qui correspond à celui égal à deux (m=2). Pour chaque spécification, les résultats du test de non linéarité fournissent la statistique *LM* du test de Wald, la statistique *Pseudo-LRT* et la statistique *LM_F* en la version de Fisher ainsi que leurs p-values respectifs. Ainsi, si nous considérons la spécification m=1, nous constatons que les p-values correspondants aux trois statistiques, *LM* de test de Wald, *Pseudo-LRT* et la statistique *LM_F*, sont largement inférieurs au seuil de 1% ce qui permet d'accepter, avec 1% de risque de se tromper, l'hypothèse alternative selon laquelle le modèle est non linéaire ou alors le modèle est PSTR, ceci signifie alors qu'il existe une relation de non linéarité entre la politique budgétaire et la croissance en Afrique subsaharienne conditionnellement à la dette extérieure lorsque l'on suppose qu'il y a un seul seuil par fonction de transition cas où m=1, ceci dit autrement que l'effet marginal de la politique budgétaire sur la croissance varie selon le niveau d'endettement extérieur si nous supposons dans l'analyse l'existence d'un seul seuil dans la fonction de transition. Parallèlement, si nous considérons la spécification ayant deux seuils par fonction de transition (m=2), les probabilités correspondantes à ces trois statistiques sont toutes inférieures à 1%, ce qui signifie qu'il y a également une relation non linéaire entre la politique budgétaire et la croissance.

4.2.2. Résultat du test du nombre de régimes

Dans l'étude du modèle à effet de seuil analysé par la méthode PSTR, l'effet marginal de la variable explicative sur la variable endogène, conditionnellement à la variable de seuil, est une fonction numérique qui varie avec cette variable de seuil encore appelé variable de transition. Cette fonction est représentée par une courbe communément appelé fonction de transition. Cette dernière permet, selon le niveau de la variable de seuil, d'indiquer l'intensité de l'impact marginal de la variable explicative sur la variable endogène.

Ainsi, pour capter toute la non linéarité entre la variable exogène et la variable endogène, la méthode PSTR propose d'utiliser conjointement et à la fois plusieurs fonctions de transition dans l'estimation du modèle ou de façon équivalente le nombre de seuil permettant de capter toute la non linéarité. Il est important de souligner qu'à chaque fonction de transition doit correspondre un seuil. Chaque fonction de transition correspond un coefficient β_i qui lui soit pondéré afin d'indiquer le sens de variation selon lequel l'impact marginal de la variable explicative sur la variable endogène augmente ou diminue avec la variable de seuil. Si nous considérons par exemple une fonction de transition $r=1$, le signe du coefficient β_1 correspondant à cette fonction de transition permet d'indiquer que l'effet marginal croît ou décroît avec la variable de transition, si par exemple le coefficient β_1 est de signe positif, cela voudrait dire que l'effet marginal de la variable explicative sur la variable endogène croît avec la variable de transition, si par contre le coefficient β_1 est négatif, l'impact marginal décroît lorsque la variable de transition augmente. Parallèlement, si nous considérons deux fonction de transition

$r=2$, chaque fonction de transition correspond respectivement aux coefficients β_1 et β_2 , le sens de variation de l'effet marginal consiste à examiner simultanément les signes du coefficient β_1 et celui du coefficient β_2 , si par exemple le coefficient β_1 a pour signe positif et le coefficient β_2 également positif, alors l'impact marginal de la variable explicative sur la variable à expliquer augmente lorsque la variable de transition croît, de la même façon si le coefficient β_1 est négatif et β_2 également négatif, alors la sensibilité marginale se dégrade lorsque la variable de seuil augmente, si au contraire les coefficients β_1 et β_2 sont des signes contraires, il y a aucune interprétation et l'on ne peut rien conclure. Dans le même ordre d'idée, le raisonnement et l'interprétation restent les mêmes lorsque nous passons à la généralisation d'un modèle PSTR à n fonctions de transition, et de façon équivalente à n fois β c'est-à-dire $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_n$. Cependant, Gonzales et al suggèrent de limiter l'analyse du modèle PSTR à cinq fonctions de transition c'est-à-dire $r_{\max}=5$. Rappelons que le nombre de fonction de transition nécessaire pour capter toute l'hétérogénéité et la non linéarité des données est déterminé efficacement par une séquence du test appelé test de nombre des régimes.

Le tableau 3 ci-dessous fournit cette séquence de ce test de linéarité jusqu'à l'acceptation de l'hypothèse nulle.

Tableau 3 : résultat du test du nombre des régimes

Nombre de seuil par fonction de transition (m)	$m=1$	$m=2$
$H0 : r = 0$ vs $H1 : r = 1$	0.389*** (0.005)	3.206*** (0.001)
$H0 : r = 1$ vs $H1 : r = 2$	0.426 (0.790)	3.090*** (0.002)
$H0 : r = 2$ vs $H1 : r = 3$	-	2.105 (0.036)

Notes : ***significativité à 1% ; **significativité à 5% et * significativité à 10%.

Source : Calcul auteur.

Pour chaque valeur de m ($m=1$ ou $m=2$), le nombre optimal de fonction de transition ou de seuil correspondant est désigné par $r^*(m)$, est déterminé en effectuant une procédure séquentielle basée sur le calcul de la statistique LM_F de l'hypothèse de non linéarité résiduelle. La procédure du test est la suivante : Premièrement, on teste un modèle linéaire ($r = 0$) Contre un modèle avec un seul seuil ($r = 1$), si l'hypothèse nulle est rejetée, on teste le modèle a un seuil contre un modèle à double seuil ($r = 2$). La procédure se poursuit jusqu'à ce que l'hypothèse nulle $H0$ soit acceptée. A la lecture du tableau ci-dessus, nous constatons que pour la première spécification où $m=1$, le nombre optimal de fonction de transition est $r^*=1$ car cela correspond à l'acceptation de $H0$. De même pour la deuxième spécification où $m=2$, le nombre optimal de fonction de transition est $r^*=2$ car cela correspond aussi à l'acceptation de $H0$.

Le nombre optimal de seuil utilisé dans chaque fonction de transition peut être déterminé comme suit, pour chaque couple $(m ; r^*)$ déterminé ci-haut, les valeurs de RSS, AIC et BIC sont reportées dans le tableau suivant. Le nombre total de paramètres est déterminé par la formule $K(r + 1) + r(m + 1)$, où K désigne le nombre des variables explicatives c'est-à-dire $K=4$ dans notre spécification.

Nous estimons ainsi le modèle pour chaque valeur du couple (m, r^*) et nous reportons pour chaque couple le nombre de paramètres, la somme des carrées résidus(RSS), le critère d'information de Akaike (AIC) et le critère d'information de Schwarz(BIC). Ces différentes statistiques qui sont RSS, AIC et BIC permettent de choisir le nombre optimal de seuil m^* et donc le couple (m^*, r^*) . Le nombre optimal de seuil correspond à la valeur de m ayant les plus petites valeurs des statistiques RSS, AIC et BIC. Dans la plupart des cas, la somme des carrés

des résidus et les critères d'information AIC et BIC conduisent au même résultat concernant le nombre optimal de seuils dans la fonction de transition. Cependant, dans le cas où les trois statistiques fournissent des résultats contradictoires, le choix du meilleur modèle se fait à la base du critère BIC. En effet, dans notre cas présent, la spécification avec un seul seuil c'est-à-dire $m=1$ possède le critère BIC le plus faible. Par conséquent, il existe une seule fonction de transition et un seuil par fonction de transition donc ($m^*=1$, $r^*=1$).

Tableau 4 : Détermination du nombre de seuil optimal par fonction de transition

Nombre de seuil par fonction de transition(m)	$m=1$	$m=2$
Nombre optimal de fonction de transition $r^*(m)$	1	2
Nombre de paramètres	10	14
RSS	2122.056	2412.266
AIC	2.342	2.365
BIC	2.457	2.458

Source : Calcul auteur.

4.3. Résultat de l'estimation du modèle PSTR

Les résultats de l'estimation de notre modèle, sont reportés dans le tableau 5 ci-dessous. Ces résultats présentés dans le tableau donnent un aperçu de l'influence de la politique budgétaire sur l'activité économique conditionnée par la variable endettement extérieur.

Tableau 5 : Résultats de l'estimation du modèle PSTR.

(m^*, r^*)	$(1, 1)$
β_0	0.0683**
β_1	-0.04957**
Seuil c	37.3387
Gamma γ	314.3308
Variable De Contrôle	
$Fbcf$	0.1330* (0.0787)
Ouv	0.1156*** (0.0000)
Apd	0.0265 (0.2635)

Notes : ***significativité à 1% ; **significativité à 5% et * significativité à 10%. Les p-values sont reportés entre parenthèses.

Source : Estimation de l'auteur.

L'une des particularités du modèle PSTR est que les coefficients β_0 et β_1 ne peuvent être interprétée directement. Il est donc préférable d'analyser les signes des coefficients β_0 et β_1 pour indiquer le sens de la relation entre la variable explicative et la variable expliquée en fonction de la variable de transition. Un signe négatif du paramètre β_1 signifie tout simplement que l'impact de la variable explicative sur la variable endogène diminue en fonction de la variable seuil. Par contre, un signe positif de β_1 indique que lorsque la variable de transition augmente, les coefficients de pente associé croît également c'est-à-dire que la sensibilité de la variable dépendante par rapport à la variable indépendante croît. Le coefficient β_0 quant à lui indique la sensibilité de la variable exogène par rapport à la variable explicative lorsque la valeur de la variable de transition est inférieure à un certain seuil.

Dans le cas présent de cet article, le coefficient β_0 est positif et significatif. Ainsi, la relation entre la politique budgétaire et la croissance est d'abord positive mais peut se retourner au-delà d'un certain seuil de l'endettement extérieur. Le paramètre β_1 correspondant est négatif et significatif, cela signifie qu'une augmentation du stock de la dette extérieure entraîne une détérioration de la sensibilité de la politique budgétaire par rapport au taux de croissance en ASS. Par conséquent, un accroissement de la dette affecte négativement l'effet de la politique budgétaire sur le taux de croissance. Les coefficients d'impact de la politique budgétaire sur la croissance sont en effet de signes différents selon que le niveau d'endettement est inférieur ou supérieur à 37.33% du PIB. Dans un régime où l'endettement extérieur est faible (inférieur à la moyenne de 37.33%), un accroissement de dépenses budgétaires agit positivement sur le taux de croissance. Par ailleurs, lorsque le niveau de la dette extérieure est au-delà de 37.33%, la sensibilité de la croissance par rapport à la politique budgétaire diminue. Cela signifierait en d'autres termes que la politique budgétaire produira d'avantage ses effets sur la croissance lorsque le stock de la dette externe est en deçà d'un seuil de 37.33. Notre résultat corrobore celui trouvé par **NGAH Ntiga L. (2023)** qui a examiné les effets non linéaires de la politique budgétaire sur la croissance économique au Cameroun conditionnellement à la dette publique extérieure. L'auteur utilisant la logique de modélisation à la Hansen (2000) des modèles à seuil, il a observé que le seuil optimal de la dette extérieure au-delà duquel la politique budgétaire impacte moins d'avantage le taux de croissance économique au Cameroun est de 38,98% du PIB.

Un tel résultat met en lumière l'inefficience du financement des politiques budgétaires par la dette extérieure dans un régime où le niveau de cette dette dans les pays de l'Afrique subsaharienne est excessif. Ceci peut s'expliquer par la fameuse théorie de l'équivalence ricardienne. Ce raisonnement n'a pris de l'importance qu'avec **Barro (1974)**, qui en a développé une argumentation théorique en se basant sur la théorie des anticipations rationnelles (notamment pour attaquer les politiques de relance Keynésiennes basées sur l'endettement public). Selon lui, les citoyens, étant suffisamment tournés vers l'avenir, voient dans l'emprunt devenu lourd un impôt différé dans le temps et se comportent comme s'ils sont contraints de le payer ultérieurement pour rembourser cette dette quel que soit le décalage intergénérationnel. Autrement dit, le comportement des agents économiques est guidé par une anticipation à la hausse des impôts. Ils vont ainsi se préparer à la purge fiscale future en accroissant leur épargne actuelle, au détriment de leur consommation, ce qui plombe devant la demande globale et donc un ralentissement de l'activité économique.

Le paramètre de lissage gamma (γ) qui décrit la vitesse de transition entre les deux régimes extrêmes est assez élevé, ce qui montre que la transition d'un régime à l'autre se réalise de manière souple et progressive. Par conséquent le modèle PSTR est bien approprié pour notre estimation.

5. Analyse de la robustesse : Réexamen de la non linéarité par le modèle à interaction

5.1. Présentation du modèle à interaction

L'équation de la régression par la méthode à interaction se présente alors sous la forme suivante :

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_0 X_{it} + \beta_1 X_{it} * Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

Ainsi, pour savoir si le niveau de la variable de seuil conditionne l'effet de la variable explicative sur la variable endogène, il suffit d'étudier les coefficients rattachés à l'indicateur de la variable explicative β_0 et à leur interaction avec la variable seuil β_1 . L'analyse de ces coefficients se fait comme suit :

Si le terme d'interaction $X*Z$ est positif (β_1) et celui de X est négatif (β_0), alors cela signifie que la variable de seuil constitue une source de l'effet non linéaire de la variable explicative sur la variable endogène. Autrement dit, la variable explicative impacte d'avantage la variable à expliquer lorsque le niveau de la variable seuil croît, c'est-à-dire que la sensibilité de la variable endogène par rapport à la variable exogène croît avec la variable de seuil.

Si le terme d'interaction $X*Z$ est négatif (β_1) et celui de X est positif (β_0), alors cela signifie que la variable de seuil constitue une source de l'effet non linéaire de la variable explicative sur la variable endogène. Autrement dit, la variable explicative impacte moins d'avantage la variable à expliquer lorsque le niveau de la variable seuil croît, c'est-à-dire que la sensibilité de la variable endogène par rapport à la variable exogène décroît avec la variable de seuil.

Pour effectuer le calcul de seuil dans ce modèle par interaction, il suffit de poser la condition de premier ordre, laquelle consiste à dériver l'équation précédente par rapport à la variable explicative. Elle se présente sous la forme suivante :

$$\frac{dy_{it}}{dx_{it}} = \beta_0 + \beta_1 z = 0, \text{ cela implique que } z^* = \frac{-\beta_0}{\beta_1}$$

Par contre, si le terme d'interaction $X*Z$ est positif (β_1) et celui de X est positif (β_0), alors ce résultat ne traduit pas une relation non linéaire entre la variable endogène et la variable exogène conditionnellement à la variable de seuil.

si le terme d'interaction $X*Z$ est négatif (β_1) et celui de X est négatif (β_0), alors ce résultat ne traduit pas aussi une relation non linéaire entre la variable endogène et la variable exogène conditionnellement à la variable de seuil.

5.2. Spécification du modèle à interaction

Dans cette section, nous testons la robustesse des résultats précédents en estimant à nouveau une équation de croissance non linéaire en fonction de la variable dette extérieures estimée à l'aide de la méthode des moments généralisés (GMM) sur panel dynamique (Blundell et Bond [1997]). Les équations de la régression se présentent alors sous la forme suivante :

Modèle $PIB_{it} = \mu_i + \alpha_0 dext_{it} + \alpha_1 depg_{it} * dext_{it} + \theta PIB_{i,t-1} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it}$

Ces équations contiennent la variable croisée de l'indicateur budgétaire et de la dette externe, qui permet de prendre en compte la non linéarité dans l'équation de croissance.

Ainsi, pour savoir si le niveau de la dette extérieure conditionne l'effet de la variable budgétaire sur la croissance, il suffit d'étudier les coefficients rattachés à l'indicateur de la politique budgétaire (dépenses gouvernementales $depg$) (α_0) et à leur interaction avec la dette extérieure (α_1). L'analyse de ces coefficients se fait comme suit :

Si le terme d'interaction $depg*dext$ est positif (α_1) et celui de $depg$ est négatif (α_0), alors cela signifie que la dette externe constitue une source de l'effet non linéaire de la variable budgétaires sur la croissance. Autrement dit, l'indicateur de la politique budgétaire impacte d'avantage la croissance économique lorsque le niveau de la dette extérieure croît, c'est-à-dire que la sensibilité de l'activité économique par rapport à la politique budgétaire croît avec le stock de la dette externe.

Si le terme d'interaction $depg*dext$ est négatif (α_1) et celui de $depg$ est positif (α_0), alors cela signifie que la dette extérieure constitue une source de l'effet non linéaire de la politique budgétaire sur la croissance. Autrement dit, la politique budgétaire affecte moins d'avantage la croissance économique lorsque le niveau de la dette extérieure croît, c'est-à-dire que la sensibilité de l'activité économique par rapport à la politique budgétaire décroît avec le niveau d'endettement extérieur.

Pour effectuer le calcul de seuil dans ce modèle à interaction, il suffit de poser la condition de premier ordre, laquelle consiste à dériver l'équation du modèle précédent par rapport à l'indicateur de la politique budgétaire. Elle se présente sous la forme suivante :

$$\frac{dPIB_{it}}{d\text{depg}_{it}} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{dext} = 0 \quad , \text{ ceci implique que } \quad \text{dext} = \frac{-\alpha_0}{\alpha_1}$$

Par contre, si le terme d'interaction **depg*dext** est positif(α_1) et celui de depg est positif(α_0), alors ce résultat ne traduit pas une relation non linéaire entre la politique budgétaire et l'activité économique conditionnellement au niveau de la dette externe.

Si le terme d'interaction **depg*dext** est négatif(α_1) et celui de depg est négatif(α_0), alors ce résultat ne traduit pas aussi une relation non linéaire entre la politique budgétaire et l'activité économique conditionnellement au niveau de la dette extérieure.

5.3. Présentation et Interprétation des Résultats

Les résultats de l'estimation de l'équation de croissance à l'aide de l'estimateur des GMM Système sont présentés dans le Tableau 6.

Tableau 6 : Résultat des estimations du modèle quadratique par la méthode GMM

Paramètre α_0	0.5340*
Paramètre α_1	-0.0147**
seuil	36.3265
<i>Variable de contrôle</i>	
PIB Initial	0.1079 (0.0698)
Fbcf	0.0050 (0.0044)
Ouv	0.1595** (0.0277)
Apd	0.4567** (0.0321)

Notes : *** significatif à 1 % ; ** significatif à 5 % et * significatif à 10 %. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

Source : Estimation de l'auteur.

Le coefficient α_0 est positif et significatif, alors que le coefficient α_1 est négatif, ce qui traduit l'existence d'une relation non linéaire entre la politique budgétaire et la croissance conditionnée par la dette extérieure, la politique budgétaire affecte positivement le taux de croissance lorsque l'endettement externe est inférieur à un seuil de 36.32, mais lorsque cette dette dépasse ce seuil de 36.32 alors cette la politique budgétaire affecte plutôt négativement le taux de croissance. La politique budgétaire affecterait donc plus favorablement le taux de croissance dans les pays disposant moins de la dette externe. Ces résultats confirment les prédictions du modèle théorique et vont dans le même sens que ceux obtenus à partir des estimations réalisées sur PSTR.

Les différents seuils de changement de signe dans la relation politique budgétaire-croissance sont présentés dans le Tableau 7, en fonction du modèle testé. Comme on peut le remarquer, les seuils de renversement de signe sont différents, compte tenu de la contrainte de linéarité que le modèle à interaction impose au niveau de l'effet marginal. La perte d'information liée à cette contrainte fait que le seuil de renversement observé au niveau du modèle GMM est nettement inférieur à celui du modèle PSTR, puisque l'effet marginal est fortement non-linéaire dans ce modèle. Cependant, de façon globale, ces résultats suggèrent qu'au-delà d'un seuil de la dette externe aux alentours de 37% du PIB, le taux de croissance est négativement corrélé à la politique budgétaire.

Tableau 7 : Valeurs des seuils dans les modèles PSTR et GMM

<i>PSTR</i>	37.3387
<i>GMM</i>	36.3265

Source : calcul de l'auteur.

6. Suggestions des politiques économiques

Au regard de différents résultats ainsi trouvés précédemment, les gouvernements des pays de la région Afrique subsaharienne, ne devraient donc pas ainsi s'endetter en moyenne au-delà de 37% du PIB en ce qui est de la dette extérieure et doivent trouver d'autres sources de revenus pour que le financement du déficit par l'emprunt soit bénéfique à la croissance. Ils pourront par exemple augmenter certains non fiscaux tels que les revenus pétroliers, etc. Ces résultats pointent du doigt les autorités publiques sur le fait qu'un endettement excessif peut engendrer des disparités au sein de l'économie et au fait qu'il est temps de trouver d'autres financements autres que la dette comme, les revenus pétroliers. Cet article fournit alors un cadre logique sur lequel les pouvoirs publics pourraient garantir l'une des meilleures politiques économiques en fonction du niveau de la dette, notamment l'endettement extérieur.

7. Conclusion

Ce présent article a tenté d'évaluer empiriquement les effets non linéaires de la politique budgétaire sur la croissance économique en Afrique subsaharienne conditionnement a la dette extérieure. Pour ce faire, Il a été élaboré des modèles à effets de seuils reposant sur le modèle PSTR pour capter cette relation non-linéaire. Ainsi, les vérifications empiriques fondées sur les estimations PSTR ont permis de confirmer la présence d'une relation non linéaire entre la croissance et la politique budgétaire conditionnée par la dette extérieure et identifie de manière robuste un seuil de la dette externe à partir duquel la politique budgétaire réagit différemment sur le taux croissance. De manière plus robuste, l'analyse économétrique de modèle à interaction estimé par la méthode GMM confirme l'existence de cet effet non linéaire. Ce seuil de la dette moyennement évaluée au tour 36% du PIB. S'il apparait que, en deçà de cette valeur seuil, toute augmentation du stock de la dette externe occasionne des gains de croissance du PIB, cet effet est inversé lorsque le niveau de cet endettement est plus grand que cette valeur seuil. L'évaluation nous a permis de comprendre lorsque la dette s'amortit, l'économie des Etats de l'Afrique subsaharienne capitalise énormément des avantages en termes de sa croissance. Ce qui nous permet de comprendre que la maitrise et la soutenabilité de la dette publique est un atout majeur dans lequel le gouvernement des pays de l'Afrique subsaharienne devra s'investir pour récolter des bénéfices. Nous pouvons donc conclure après cette minutieuse étude qu'en présence d'un taux d'endettement extérieur inférieur à 37% du PIB, la relation politique budgétaire -croissance est de nature keynésienne. Par contre, Pour un endettement supérieur à ce seuil, la relation est plutôt non keynésienne.

Références :

- (1). Anouar Ghazi (2018), Effets non linéaires de court terme de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc : Analyse empirique à changement de régime. International Journal of Innovation and Scientific Research ISSN 2351-8014 Vol. 39 No. 1 Oct. 2018, pp. 66-78
- (2). Bikai J. Landry (2010), « Effets non linéaires des déficits budgétaires sur l'activité économique en zone CEMAC », MPRA paper No.24524, posted 19. August 2010.

- (3). Checherita C. et Rother P. (2012) : « The Impact of high government debt on economic growth and its channels : An empirical investigation for the euro », *European economic review* 56(7), 1392- 1405 (2012).
- (4). Dkhissi Atman (2019), « Effets de seuil de la politique budgétaire sur la croissance économique au Maroc »
- (5). ES-SOUNBOULA H. et HEFNAOUI A (2019) «la dette extérieure publique et son impact sur la croissance économique marocaine étude économétrique » *Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit* « Numéro 9 : Juin 2019 / Volume 4 : numéro 1 » p : 289 – 313.
- (6). Lonzo L., Gastonfils et Avom D. (2014), « Les Effets non linéaires des dépenses publiques sur la Croissance Économique en RD Congo » *MPRA Paper No.60716*, (17 sept. 2014).
- (7). MSATFA Z. et ESSAID M. (2021), « La dette externe et la croissance économique au Maroc : une investigation empirique via ARDL », *Revue Internationale des Sciences de Gestion* « Volume 4 : Numéro 1 » pp : 598-618.
- (8). Ngah NTIGA Louis-Henri (2023), Effets non linéaires de la politique budgétaire sur la croissance économique au Cameroun. *MPRA Paper No. 114380*, posted 30 Aug 2022
- (9). Zouirchi, H., El Bettioui, R., et Ouia, A. (2023), La relation entre la dette extérieure et la croissance économique au Maroc : Investigation empirique. *[RMd] Revista Multidisciplinar*, 5(3), 197–223.