



Efficacité de la politique budgétaire et croissance économique dans l'UEMOA

Guillaume Gervais DIATTA¹, Cheikh Tidiane NDIAYE¹ & Idrissa Yaya DIANDY²

¹ UFR des Sciences Économiques et de Gestion, Université
Gaston Berger de Saint Louis, Sénégal

² Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Université
Cheikh Anta Diop de DAKAR, Sénégal

Received: January 13, 2025 Accepted: April 19, 2025

Abstract

This work focuses on measuring the relative effectiveness of fiscal policy on economic growth. The objective of this research is to analyze the impact of fiscal policy on economic growth in the UEMOA zone, covering the period from 2000 to 2023. The research is carried out from two angles, using two models: Dynamic panel linear growth model: This model makes it possible to analyze the impact of fiscal policy on economic growth, and to show whether there is a reversal effect of fiscal policy on the growth rate through the budget balance variable. González PSTR model: This model is used to test the existence of non-linearity and to determine budget deficit and debt thresholds in the WAEMU zone. Analyzing the impact of fiscal policy on growth using the linear model, the results show that the budget balance has a negative impact on economic growth in the UEMOA zone. According to the estimation results, the optimal threshold for good debt sustainability is estimated at 65.57% of GDP. With regard to the budget deficit threshold, estimates carried out on a panel of eight WAEMU countries reveal a budget deficit threshold not exceeding 5.1% of GDP. Nevertheless, our study identifies Benin, Côte d'Ivoire, Niger, Senegal and Togo as the best current candidates for adoption into the future monetary union, based on fiscal discipline.

Keywords: efficiency, fiscal policy, economic growth, GMM, PSTR

JEL Classification: C23, E62, O47

Correspondance: Guillaume Gervais DIATTA, Faculté des sciences économiques et de gestion, Université Cheikh Anta DIOP, DAKAR, Sénégal.

Email addresses: guillemegervais.diatta@ucad.edu.sn (Guillaume Gervais DIATTA)

1. Introduction

L'une des questions les plus débattues depuis plusieurs années touchant les politiques de régulation de la conjoncture consiste à savoir si une simple manipulation anticyclique des soldes budgétaires des gouvernements peut avoir une influence significative et durable sur le niveau d'activité économique. Le débat sur l'opportunité ou non de l'intervention de l'État a rythmé l'évolution de la science économique. Ce dernier a opposé notamment les économistes keynésiens classiques et néoclassiques. De ce fait, la problématique de l'efficacité de la politique budgétaire en particulier est ressortie comme une préoccupation majeure, dès lors qu'elle est associée aux impératifs d'efficacité et de soutenabilité. La crise sanitaire le covid 19 et le recours aux instruments budgétaires durant ladite crise dans les pays de l'Union Européenne et ailleurs ont donné un regain d'intérêt à l'étude de l'efficacité des politiques budgétaires. En Europe, ces oppositions ont été récemment mises en lumière par les discussions contradictoires autour de l'évolution de la règle de déficit budgétaire inhérente au dispositif du Pacte de Convergence et de Stabilité. Dans un contexte comparable d'union monétaire et d'intégration régionale, la question de l'efficacité de la politique budgétaire comme instrument de régulation de l'activité économique est posée en zone franc où l'on s'interroge sur la pertinence à défendre l'équilibre budgétaire au risque de pénaliser l'objectif de stabilisation de l'activité.

Cependant, l'utilisation du budget d'état pour influencer la croissance a fait l'objet de controverse entre keynésiens, classiques et néoclassiques. Toutefois, en dehors de l'opposition traditionnelle entre les différents courants de la théorie économique, la littérature économique a accordé une attention particulière à l'analyse de l'impact des différentes variables budgétaires sur la croissance de l'activité. Il ressort des études que le lien entre la politique budgétaire et la croissance économique a souvent fait objet de controverse et la question de l'efficacité de la politique budgétaire se pose avec acuité surtout dans les pays en développement.

Sur le plan théorique, l'approche keynésienne soutient une relation positive entre la politique budgétaire et la croissance économique à travers la demande publique. Selon l'approche traditionnelle de Keynes 1936, un pays peut augmenter ses dépenses publiques et donc ses déficits publics dans certaines circonstances, à condition que la politique budgétaire reste praticable. Les déficits budgétaires peuvent avoir un effet stimulateur sur l'activité économique, spécialement en périodes de récession. L'effet positif des déficits budgétaires sur la croissance est possible à travers le financement des secteurs économiques éprouvant des difficultés et ceux capables de générer une valeur ajoutée significative. Seulement, la théorie keynésienne n'indique pas le seuil de déficit budgétaire à ne pas excéder pour que la politique budgétaire ne soit plus soutenable et bénéfique à la croissance.

Toujours pour l'approche keynésienne, elle met l'accent sur l'effet multiplicateur de l'augmentation des dépenses publiques financées par les déficits budgétaires. L'augmentation des dépenses publiques crée un flux de revenu supérieur à l'augmentation initiale. Par ailleurs, ils récuse l'idée d'éviction de l'investissement privé par le déficit budgétaire car le déficit intervient dans un contexte de crise, de sous-emploi et de sous-investissement du fait de l'insuffisance de la demande globale. De ce fait pour les keynésiens il existe une corrélation positive entre déficit budgétaire et croissance économique (Singare, 2022).

Pour les classiques, la politique budgétaire est inefficace et conduit à une aggravation des déséquilibres macroéconomiques, notamment une éviction de l'investissement privé. Ils montrent que la politique budgétaire est inefficace, à moins qu'elle contienne un élément de surprise. Ils expliquent cela par le fait que les ménages prennent en compte le futur dans la prise de leurs décisions et ont une maîtrise parfaite des décisions de politique économique. Ainsi, face aux anticipations rationnelles des agents économiques, la politique budgétaire ne sera plus à même d'avoir les effets keynésiens escomptés (Wallace, 1975).

L'approche néoclassique, et notamment celle des monétaristes, est devenue dominante à partir des années 60, selon Bernheim (1989), ceci grâce notamment à l'insistance sur la notion

d'effet d'éviction. Pour ces derniers les déficits occasionnent des effets d'éviction importants qui freinent les perspectives de croissance et accélèrent l'endettement extérieur. Ainsi, pour Friedman (1970) la politique budgétaire sans une politique monétaire d'accompagnement n'exerce aucun effet significatif sur la croissance économique.

Sur le plan empirique, plusieurs auteurs ont analysé la relation existante entre la politique budgétaire et la croissance économique.

Empiriquement, Onwioduokit (2012) analyse la nature de la politique budgétaire et la croissance économique des pays de la zone monétaire de l'Afrique de l'ouest (ZMAO). Il cherche donc à déterminer le seuil de déficit public à ne pas excéder et qui est compatible avec la croissance économique des pays de la zone monétaire de l'Afrique de l'Ouest. Les preuves empiriques indiquent un effet positif de la politique budgétaire sur la croissance économique, lorsque le déficit public enregistré par un pays n'excède pas 5 % du PIB. Par conséquent, le critère du déficit public au sein de la ZMAO établie à 4 %, peut-être maintenu, car ce niveau se situe dans la fourchette acceptable du déficit de 5 % identifié. Enfin, Slimani et al. (2016), pour un panel de 40 pays en développement et couvrant la période 1990-2012, trouvent à la différence de Adam et Bevan (2005) et Onwioduokit (2012), un seuil de déficit public autour de 4.8 % de PIB et un seuil de surplus budgétaire de 3.2 % de PIB. Ils trouvent donc que les dépenses publiques influencent négativement la croissance économique au-delà de ces deux seuils. Dans le cas contraire, l'effet de la politique budgétaire sur la croissance économique est positif.

Dkhissi (2015) 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.

Une meilleure discipline budgétaire par la limite des déficits publics est favorable à une réduction des chocs budgétaires idiosyncrasiques et par conséquent, est favorable à une meilleure cohérence des cycles économiques (Darvas et al., 2005). En effet, lorsque les pays sont disciplinés sur le plan budgétaire, ces derniers disposent d'une marge de manœuvre pour amortir les chocs par les dépenses publiques. La discipline budgétaire, réduisant les divergences budgétaires, permet de mieux synchroniser les cycles économiques (Kebalo, 2019 ; Darvas et al., 2005). En effet, deux pays disposant de positions budgétaires différentes réagiront différemment aux chocs, qui en retour affecteront différemment leurs cycles économiques. Or deux pays disciplinés sur le plan budgétaire auront tendance à répondre de façon analogue aux chocs, voyant donc leurs cycles économiques être affectés de façon semblable. Compte tenu donc de l'importance des critères de convergences budgétaires, Daniel et Shiamptanis (2012) trouvent qu'il est important que le poids des déséquilibres macroéconomiques et plus précisément, que celui des déficits publics soit soumis à un seuil donné à ne pas franchir. Outre cela, la limite des déficits publics octroie à un pays, une région économique ou une union monétaire, une meilleure crédibilité et plus de marges de manœuvre dans la gestion efficace de la politique économique, surtout en matière de financement de l'activité économique.

Les pays membres de l'Union économique et monétaire ouest africaine (UEMOA) sont engagés dans une démarche d'harmonisation des politiques économiques qui prolonge une coopération longtemps limitée à la monnaie et au régime de change. Les pays constitutifs de cette union monétaire ont une monnaie commune, le franc CFA, dont la gestion revient à un institut d'émission indépendant ayant la forme juridique d'établissement public international: la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest. La monnaie en circulation échappe au pouvoir discrétionnaire de chaque pays. La politique budgétaire est donc le principal instrument d'intervention de l'État dans la vie économique (Combes et al., 2008).

Dans les pays africains, la problématique de l'efficacité l'utilisation de la politique budgétaire

comme instrument de régulation de l'économie s'est posée depuis leur accession à l'indépendance. Ce phénomène s'est même accru dans les dernières décennies du fait de l'augmentation inexorable des dépenses publiques, de l'insuffisance des recettes publiques et de la faiblesse de l'épargne interne.

Les politiques macroéconomiques et sociales des pays membres de l'UEMOA, souffrent d'un ensemble d'insuffisances. Elles révèlent aujourd'hui leur incapacité à réaliser « un équilibre-haut ». En effet, l'économie l'UEMOA affiche des performances économiques visiblement insuffisantes comparativement à ses concurrents immédiats. Le cadre d'analyse de la stabilité macroéconomique est remis en question et le diagnostic de ses couts fait état d'effets négatifs qui l'emportent sur les avantages. Les institutions et les règles budgétaires mises en place pour gérer la politique monétaire et encadrer les managements budgétaires apparaissent inappropriés pour créer les conditions d'une croissance forte et pérenne. Le contexte actuel, est marqué par une crise difficilement surmontable qui creuse d'avantage les déséquilibres macroéconomiques et sociaux. Face à cet état de fait, les déficiences des différentes politiques économiques et sociales des pays membres de l'UEMOA deviennent plus apparentes.

En outre, de la mauvaise gouvernance de l'économie des pays membres de l'UEMOA, durant ces dernières années, a mis ces pays dans une situation économique délicate. Les déséquilibres macroéconomiques étaient présents à tous les niveaux: déficit budgétaire important, niveau d'endettement explosif, taux de chômage élevé...etc. Les pays de l'UEMOA qui ont du mal à emprunter pour financer le déficit budgétaire pourront être confrontés à réduire les recettes fiscales dans les périodes de récession et par conséquent les dépenses pour éviter l'aggravation du déficit. En effet, à la suite des baisses répétitives du cours des produits de base sur le marché international, la situation budgétaire des pays de l'UEMOA dont les recettes budgétaires sont fortement tributaires de la vente des matières premières s'est vue fortement dégradée, entraînant sur le passage un ralentissement de l'activité économique. Face à une telle situation, les différents pays sont appelés à réagir à travers les politiques de stabilisation que sont la politique monétaire et la politique budgétaire.

En 1999, le traité de l'UEMOA avait défini les critères de convergences de 70% du PIB le seuil maximal de la dette publique et de 3 % du PIB le seuil maximal de déficit budgétaire des pays membres de l'UEMOA. Même si, ces seuils maximums fixés sont difficilement justifiables du point de vue économique, ces règles deviennent de plus en plus complexes, introduisant des notions peu évidentes d'insoutenabilité des finances publiques et de contingence aux chocs économiques. Or, ces termes donnent lieu à une diversité d'interprétations. In fine, ces nouvelles règles posent de délicats problèmes de contrôle et de mise en œuvre. Leur efficacité est bien difficile à appréhender. En effet, les règles en vigueur dans la zone euro- notamment la limitation des déficits publics à 3% du PIB- n'a pas permis d'échapper à la fameuse crise des dettes souveraines. Et au-delà de l'Europe, la forte dégradation de l'état des finances publiques a fait craindre le retour des défauts souverains dans les pays développés.

Cependant, le recours aux effets de seuil dans la mise en place de la politique budgétaire, s'inscrit dans une logique d'évaluation des politiques économiques et sociales. La présence d'effets de seuil suggère la coexistence de différents régimes budgétaires conditionnels à l'endettement public.

Au cœur de la réflexion sur les effets de seuil de la politique budgétaire, nous trouvons toujours aussi la question de l'endettement. La coexistence des différents régimes budgétaires (Keynésien, non Keynésien, Anti Keynésien) conditionnels aux taux d'endettement public est désormais possible: Pour un niveau d'endettement inférieur à un seuil, le régime sera considéré par les agents économiques comme étant keynésien. Ainsi la contraction budgétaire produira des effets récessifs. Inversement, un niveau d'endettement supérieur à un seuil, le régime sera considéré « non Keynésien » ou « anti Keynésien »: le schéma classique ou celui de la nouvelle théorie anti Keynésienne (NAK) sera à l'ordre du jour, (Atman 2019).

Ce qui nous incite à nous poser la question suivante: La politique budgétaire permet-elle une régulation efficace pour promouvoir la croissance économique?

Dans la recherche d'atteindre notre objectif, elle consiste à analyser l'impact des dépenses publiques sur le rythme de l'activité économique dans la zone UEMOA.

D'une manière spécifique, il s'agit de:

OS 1 : Etudier l'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique

OS 2 : Déterminer les effets de seuil de la politique budgétaire

Pour atteindre les objectifs escomptés, des hypothèses ont été reformulées:

H1 : La politique budgétaire a un effet positif sur croissance

H2 : Il existe des effets de seuils sur le déficit budgétaire et la dette publique

Dans la poursuite de notre objectif, ce papier est organisé autour de trois sections: La première section est consacrée à la présentation de la revue de la littérature relatifs à l'efficacité des politiques budgétaires discrétionnaires; La deuxième section se penche sur la démarche méthodologique adoptée ainsi que sur les données utilisées; La troisième section est affectée à la présentation des résultats et à l'interprétation.

2. Revue de la littérature

Dans la littérature empirique, l'étude de l'efficacité des politiques budgétaires discrétionnaires a pris une ampleur considérable à la veille et au lendemain de la crise économique et financière de 2008, suite d'un activisme budgétaire de plus en plus croissant observé dans de nombreux pays à travers le monde. Elle s'est résumée pour l'essentiel à l'analyse des effets des chocs de politique budgétaire sur l'activité économique. La mesure de l'efficacité relative de la politique budgétaire sur la croissance économique dans l'UEMOA selon deux approches. Dans un premier temps, nous présentons l'approche linéaire qui analyse l'effet direct du solde budgétaire sur la croissance. Dans un second temps, nous présentons celle non linéaire qui analyse l'effet indirect du solde budgétaire sur la croissance.

L'étude de Kamal (2010) sur les effets macroéconomiques des chocs de la politique budgétaire en Grande Bretagne démontrant l'efficacité progressive de cette politique sur la croissance dans le court terme, tout comme l'étude de Antonio, Ricardo (2009) sur quatre pays industrialisés et celle de Roel, Massimo (2011) sur les pays de l'Union Européen.

Dans la même lancée, Mirdala (2011) examine les effets de chocs de politique budgétaire sur l'activité économique dans les économies européennes en transition (République Tchèque, Slovaquie, Hongrie, Bulgarie, Roumanie et Pologne). De leur étude, il ressort que les chocs de politique budgétaires orientés du côté des dépenses publiques ont un effet positif sur l'activité économique dans tous les pays de l'échantillon sur la période considérée (2000T1-2008T4). En revanche, en ce qui concerne les recettes fiscales, leurs effets sur l'activité économique et notamment sur le PIB ont été variables, allant d'effets positifs pour certains pays (Slovaquie, Bulgarie et Roumanie), aux effets non significatifs pour d'autres (République Tchèque et Pologne) en passant par un effet négatif pour l'un d'entre eux (Hongrie).

De même, Afonso et al. (2011) affirment que la taille des multiplicateurs budgétaires varie suivant le degré de stress financier observé aux États-Unis, au Royaume-Uni, en Allemagne et en Italie, au cours de la période 1980:4-2009:4. L'application d'un cadre non linéaire avec changement de régime permet de tenir compte de la capacité de relance économique de la politique budgétaire et de l'observation d'une faiblesse de croissance de la production ou des récessions durant les périodes de tensions financières. Dans la majorité des cas, la croissance

économique réagirait positivement à un choc budgétaire, dans les deux régimes définis par l'indice de stress financier. En outre, les tensions financières exerceraient un effet négatif sur la croissance de la production et augmenteraient le ratio dette publique/PIB. Par ailleurs, la taille des multiplicateurs budgétaires varie d'un pays à un autre et dans le temps, en raison des conditions initiales différentes déterminées par des niveaux de tensions financières, d'endettement public et de comportement de politique monétaire différents

Ntiga (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.

Par ailleurs, Zouirchi et al. (2023), ont étudié la question des effets du financement des déficits budgétaires par la dette extérieure sur croissance économique au Maroc. À 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.

Pour leur part, Msatfa et Essaid (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'autres 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.

Dkhissi (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.

Tout de même, Es-sounboula et Hefnaoui (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.

De même, 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 et Rother (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%.

Enfin, Slimani et al. (2016), pour un panel de 40 pays en développement et couvrant la période 1990-2012, trouvent à la différence de Adam et Bevan (2005) et Onwioduokit (2012), un seuil de déficit public autour de 4.8 % de PIB et un seuil de surplus budgétaire de 3.2 % de PIB. Ils trouvent donc que les dépenses publiques influencent négativement la croissance économique au-delà de ces deux seuils. Dans le cas contraire, l'effet de la politique budgétaire sur la croissance économique est positif.

Dans la même lignée, Onwioduokit (2012) analyse la nature de la politique budgétaire et la croissance économique des pays de la zone monétaire de l'Afrique de l'ouest (ZMAO). Il cherche donc à déterminer le seuil de déficit public à ne pas excéder et qui est compatible avec la croissance économique des pays de la zone monétaire de l'Afrique de l'Ouest. Les preuves empiriques indiquent un effet positif de la politique budgétaire sur la croissance économique, lorsque le déficit public enregistré par un pays n'excède pas 5 % du PIB. Par conséquent, le critère du déficit public au sein de la ZMAO établie à 4 %, peut-être maintenu, car ce niveau se situe dans la fourchette acceptable du déficit de 5 % identifié.

L'approche linéaire de l'effet de la politique budgétaire sur la croissance économique a été développée par Easterly et al. (1994), Kaminsky et al. (2004). Au sein de cette approche, la théorie néoclassique et celle keynésienne se rejoignent sur les bienfaits de la politique budgétaire sur la croissance, mais avec deux points de vue différents. Pour les néoclassiques, à travers la diminution des taux d'imposition, la politique budgétaire est susceptible d'engranger plus d'investissements. Outre cela, lorsque la politique budgétaire génère des déficits publics, ces derniers peuvent avoir un effet négatif sur la croissance économique. Pour illustrer, les déficits publics conduisent à augmenter les taux d'intérêt. Ainsi, selon la théorie des anticipations rationnelles, les agents font des anticipations sur les impôts qu'ils doivent payer à l'avenir. Ceci conduit à une baisse de la demande et de l'offre privées et, par conséquent, à un ralentissement de l'activité économique. De façon parallèle, la théorie néoclassique avance qu'à travers les déficits budgétaires, la politique budgétaire élimine la consommation totale à vie, en transférant les impôts aux générations futures. Si les ressources économiques sont pleinement employées, une consommation accrue implique inévitablement une épargne réduite. Les taux d'intérêt doivent ensuite augmenter pour équilibrer les marchés de capitaux. Par conséquent, les déficits budgétaires évincent l'accumulation de capital privé.

A notre connaissance, les recherches sur les interactions entre la politique budgétaire et la croissance économique se sont toutes focalisées sur la relation linéaire. Ainsi, dans le but d'élargir le cadre d'analyse de ces deux concepts, nous utilisons un modèle linéaire et non-linéaire afin de voir à quel seuil optimal, le déficit budgétaire et d'endettement sera capable d'influencer la croissance économique dans la zone UEMOA. En effet, le modèle PSTR proposé par Gonzalez et al. (2005) constitue un cadre économétrique permettant de prendre en compte cette non-linéarité.

3. Méthodologie

Dans cette section deux modèles seront appliqués pour vérifier l'hypothèse principale de notre étude qui est l'existence d'une relation non linéaire entre la dette publique et la croissance économique. Le premier est un modèle de croissance standard en panel dynamique sous forme d'équation quadratique. Il permet de tester l'impact de la politique budgétaire sur la croissance économique. Le second modèle est de par Gonzalez et al. (2005) qui permet de tester l'existence de la non linéarité et enfin de déterminer le seuil de dette et déficit budgétaire.

3.1. Efficacité de la politique budgétaire et croissance économique: étude empirique

3.1.1. Présentation du modèle et des variables

Les causes déterminantes de la croissance économique dans le long terme, selon la littérature économique, sont données par la croissance de la population économiquement active, la croissance de la technologie et la croissance du capital physique (investissement). Un modèle de croissance standard est utilisé, dans lequel la dette publique en pourcentage du PIB et déficit budgétaire au premier et au second degré sont introduites comme variables d'intérêt en plus d'un ensemble de variables de contrôle. La variable dépendante de notre modèle est exprimée par le taux de croissance du PIB.

Les données concernent les huit pays de l'UEMOA sur la période 2000-2023 proviennent de la base de la Banque Mondiale, de la BCEAO. Le modèle à estimer est une équation quadratique sous forme de panel, et s'écrit:

Le modèle de l'analyse de l'impact de la politique budgétaire sur la croissance économique s'écrit sous la forme suivante:

$$y_{it} = \mu_i + \alpha_0 SB_{it} + \alpha_1 INV_{it} + \alpha_2 EN_{it} + \alpha_3 DET_{it} + \alpha_4 INF_{it} + \alpha_5 TCER_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Avec:

y_{it} : La croissance du PIB réel;

SB : Le solde budgétaire /PIB

INV : L'investissement publique/PIB

EN : L'épargne nationale brute /PIB

DET : La dette publique/PIB

INF : L'inflation /PIB

$TCER$: Le taux de change effectif

Où ε est un terme d'erreur. En prenant les variables en différence première on obtient un modèle qui explique la variation du PIB en fonction des variations des variables.

3.1.2. Explication des variables

Les variables à expliquer

L'output gap Plane et al. (2008) est la différence entre le PIB effectif et le PIB potentiel rapporté au PIB potentiel. Par ailleurs, d'autres méthodes sont également utilisées pour déterminer cet agrégat. Le filtre Hamiltonien (2017) sera utilisé dans le cadre de ce travail du fait qu'il est simple à mettre en œuvre et de pouvoir l'utiliser sans avoir à prolonger la série initiale. Cependant, ce filtre présente plus d'avantage que le filtre HP qui présente certains inconvénients : le cycle peut être bruité par des phénomènes de haute fréquence et le choix du multiplicateur est basé sur un certain arbitrage Ravn & Uhlig (2002).

Ainsi, Hamilton (2017) souligne les risques encourus à recourir au Filtre de Hodrick & Prescott (1997) en vue de décomposer une série en ses évolutions tendancielle et cyclique. Dans un papier intitulé : « Why You Should Never Use Hodrick-Prescott Filter », il insiste sur trois motifs à savoir : (i) le filtre HP produit des séries avec des relations dynamiques fallacieuses qui n'ont aucun lien avec le processus générateur des données ; (ii) la version unidirectionnelle de ce filtre réduit sans pour autant l'éliminer, la prédiction fallacieuse ci-dessus, avec des séries n'exhibant pas les propriétés recherchées par les utilisateurs du filtre et ; (iii) une formalisation statistique du problème produit généralement des valeurs du paramètre de lissage souvent éloigné de la pratique (par exemple une valeur de lambda largement en dessous de 1600 pour des données trimestrielles). En guise de solution, Hamilton (2017) propose de recourir à une régression de la variable à la date (t+h) sur ses quatre valeurs les plus récentes en date de la date (t). Il faut aussi noter que le taux de croissance économique pouvait être utilisé à la place sauf qu'il dépend des phénomènes de longues périodes qui ont peu de chances d'être dans une relation d'effets non linéaires entre la politique budgétaire et la croissance économique d'une part et d'autre part, le taux de croissance économique donne assez de poids aux phénomènes aléatoires. Ainsi, l'output gap permet une très bonne estimation de ce type de modèle (modèle à seuil) en ce sens qu'il est ne dépend pas de ces aléas conjoncturels et des phénomènes de long terme.

Suivant den Haan (2000), les erreurs de prévision sont stationnaires pour une grande variété de processus non stationnaires. Ce postulat permet d'implémenter le filtre de Hamilton (2017) même sans connaître le processus générateur de données. La relation à estimer est la suivante:

$$y_{t+h} = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 y_{t-2} + \beta_4 y_{t-3} + v_{t+h}$$

La composante cyclique est obtenue telle que:

$$v_{t+h} = y_{t+h} - \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 y_{t-2} + \beta_4 y_{t-3}$$

Sur données trimestrielles, l'auteur recommande d'utiliser h=8 pour des analyses du cycle.

Les variables explicatives

La principale variable explicative dans cette étude est la politique budgétaire captée à travers le solde budgétaire Plane et al. (2008). Elle est accompagnée des variables de contrôle puisque leur non prise en compte peut biaiser les résultats des estimations.

-Le solde budgétaire /PIB exprime une capacité (+) un besoin (-) de financement. Il indique la capacité du gouvernement, en cas d'excédent, à mettre à disposition des autres secteurs à l'économie et du reste du monde des ressources financières et en cas de déficit, à utiliser les ressources financières générées par les autres secteurs et le reste du monde.

- Les dépenses de consommation finale /PIB comprennent toutes les dépenses courantes du gouvernement pour des achats de biens et services (y compris la rémunération des employés).

- L'épargne nationale brute /PIB est calculée comme étant le revenu national brut moins les

dépenses finales de consommation totale plus les transferts.

- L'investissement publique/PIB correspond au rapport entre les fonds alloués à l'investissement, donc la formation brute de capital fixe, et la création de richesses du pays, donc le PIB.

- La dette publique/PIB désigne tous les engagements qui exigent des paiements d'intérêts et /ou de capital par le débiteur au créancier à une ou plusieurs dates futures. Elle comprend le passif intérieur et extérieur tel que les devises et dépôts d'argent, les titres autres que les actions et les prêts. Il s'agit du montant brut du passif du gouvernement moins le montant d'action et de dérivés financières détenues par le gouvernement.

- L'inflation /PIB est mesuré par le taux de pourcentage annuel de l'indice moyen des prix à la consommation. Ce dernier mesure l'évolution du pays moyen des prix des biens et services consommés par les ménages, pondérés par leur part dans la consommation moyenne des ménages. Il permet de mesurer l'évolution de la valeur de la monnaie et donc l'inflation.

3.1.3. L'estimation du modèle

La vérification de l'hypothèse principale de cette étude, qui est l'existence d'une relation non linéaire entre l'efficacité de la politique budgétaire et la croissance économique, se fera en plusieurs étapes. L'estimation du modèle comprendra l'analyse des données qui permettra de dégager les caractéristiques essentielles des variables. Elle fera l'analyse statistique des variables et se poursuivra par l'étude de la stationnarité de toutes les variables du modèle. Afin de parvenir aux résultats, un test de spécification de Hausman sera appliqué pour déterminer laquelle des régressions (Effets Fixes ou Effets Aléatoires) est la plus appropriée. Ensuite un test d'hétéroscédasticité sera fait pour déceler si les variables sont homoscedastiques. Et par la suite, le modèle sera estimé soit par effets fixes ou effets aléatoires corrigé par le test de white en cas de présence d'hétéroscédasticité. Enfin, la méthode des moments généralisés (GMM) en système sera appliquée pour corriger le biais introduit par la variable de gauche retardée ici le taux de croissance et aussi pour faire face à l'endogénéité de certaines variables explicatives.

3.1.4. Présentation de la méthode économétrique

Plusieurs études se sont intéressées à la présence de non-linéarité dans les variables économiques et ont proposé des procédures de tests permettant de mettre en œuvre cette caractéristique. L'hypothèse de non-linéarité peut être justifiée par l'existence d'asymétries dans la dynamique des variables. Ainsi, la classe des modèles à seuil permet d'engendrer les asymétries étant donné qu'ils sont définis par plusieurs régimes correspondants aux différentes dynamiques, qui entrent en action selon la réalisation antérieure du processus par rapport au seuil. Cette catégorie de modèles à seuil doit leur paternité à Tong et Ling (1980) qui ont mis au point des méthodes assez robustes pour ce type d'analyse. En effet, Potter (1995) montre que le modèle autorégressif standard est rejeté au profit d'un modèle à seuil. La majorité des modèles à seuil se réfère soit à la modélisation PTR proposée par Gregory & Hansen (1996) Hansen (1999), (2000) soit à la modélisation PSTR proposée par González et al. (2005). Ces modèles mettent en exergue plusieurs régimes d'une relation entre plusieurs variables.

Pour déterminer l'effet non linéaire de la politique budgétaire sur la croissance économique, nous disposons trois (3) principales catégories de modèles largement utilisées pour identifier des seuils. Ces modèles comprennent le modèle PTR de Hansen (1999), le modèle PSTR de González et al. (2005), et le modèle PSTAR de Fok et al. (2005). Hansen (1999) a été le précurseur en introduisant une méthode pour identifier des seuils dans les données de panel en postulant l'existence d'une transition brutale. González et al. (2005) ont étendu cette approche en autorisant des transitions entre les différents régimes qui ne sont pas brusques, mais plutôt progressives. L'emploi d'une fonction de transition abrupte repose sur l'hypothèse qu'une variation minimale de la variable de transition puisse entraîner instantanément le passage d'un

régime à un autre. Cependant, il est souvent plus plausible que ce passage s'effectue de manière graduelle. À la différence d'autres modèles de séries temporelles, ces deux approches ne permettent pas l'intégration d'une structure autorégressive en raison des difficultés inhérentes aux structures dynamiques présentes dans les données de panel.

3.1.5. Spécification du modèle

Les récents travaux empiriques dédiés à l'exploration des effets de seuil se sont principalement orientés vers l'adoption d'une méthodologie novatrice, celle de l'effet de seuil à transition lisse, connue sous le nom de Panel Smooth Transition Regression (PSTR). Cette méthodologie, développée par González et al. (2005), représente une avancée dans la compréhension des relations non linéaires entre les variables, en particulier dans le contexte des données de panel.

La genèse du PSTR trouve ses racines dans la régression à transition sur données de panel (Panel Transition Regression, PTR), concept initialement formulé par Hansen (1999). Les travaux pionniers de Hansen ont jeté les bases de l'idée selon laquelle les transitions abruptes entre différents régimes peuvent être modélisées de manière plus réaliste en utilisant des fonctions de transition lisse plutôt que des changements brusques. González et son équipe ont ensuite élaboré cette idée en introduisant le PSTR, permettant des transitions fluides entre les régimes, une approche plus flexible pour saisir les nuances des phénomènes observés dans les données de panel.

Dans le cadre spécifique de notre étude, notre choix se porte résolument sur le modèle PSTR. Le principal avantage de ce modèle est qu'il permet aux coefficients des paramètres de varier en fonction du temps et du pays. Par conséquent, les coefficients peuvent prendre différentes valeurs, en fonction de la valeur d'une autre variable observable. Le modèle PSTR permet aux pays de passer d'un groupe à un autre et au fil du temps en fonction de l'évolution des variables de transition. Le modèle PSTR fournit également une approche paramétrique de l'hétérogénéité entre pays ainsi que de l'instabilité temporelle des coefficients de régression, en lissant les modifications de ces coefficients par rapport aux variables de transition. En optant pour le PSTR, nous cherchons à déterminer les éventuels seuils et transitions non linéaires qui pourraient caractériser cette relation complexe, fournissant ainsi une analyse approfondie et nuancée. L'équation du modèle, que nous avons choisie comme base de notre analyse, se décompose comme suit:

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_0 X_{it} + \beta_1 X_{it} G(q_{it}, \gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Y_{it} est la variable dépendante de l'individu i à la période t , $i = 1, \dots, N$ est le nombre des individus (pays) et $t = 1, \dots, T$ la période;

α_i et λ_t sont respectivement les vecteurs des effets fixes individuels pays et temps;

X_{it} représente la matrice des variables explicatives;

$G(q_{it}, \gamma, c)$ constitue la fonction de transition continue entre les régimes. Elle est normalisée de sorte que $0 < G(q_{it}, \gamma, c) < 1$ est associée à la variable de seuil q_{it} qui est le ratio de la dette rapporté au PIB et au paramètre de seuil c et à un paramètre de lissage γ .

β_0 et β_1 représentent respectivement le vecteur des paramètres du modèle linéaire et du modèle non linéaire tandis que ε_{it} représente le vecteur des termes d'erreurs indépendants et identiquement distribués.

González et al. (2005) ont proposé, pour la fonction de transition, une forme fonctionnelle de fonction logistique d'ordre m , exprimée par l'équation (3) suivante :

$$G(q_{it}, \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma \prod_j^m (q_{it} - c_j))]^{-1} \quad (3)$$

Où $c_j = c_1 \dots c_m$ représente un vecteur des paramètres de seuil et $\gamma > 0$ et $c_1 < c_2 < \dots < c_m$

Pour $m = 1$, deux régimes sont observés en fonction des valeurs de q_{it} . Lorsque, γ , le paramètre de lissage décrivant le passage d'un régime à un autre, tend vers l'infini, la fonction de transition évolue vers une fonction indicatrice $I(q_{it} > c_j)$ qui prend la valeur 1 si $q_{it} > c_j$. Par contre, lorsque le paramètre tend vers 0, la fonction de transition devient un modèle de panel linéaire à effets fixes.

Cette fonction de transition intègre à la fois l'effet de seuil et la réactivité de la variable dépendante à l'égard de la variable explicative du pays i à la date (t).

Dans ce modèle nous introduisons nos variables pour obtenir l'équation suivante:

$$y_{it} = \mu_i + \alpha_0 SB_{it-1} + \alpha_1 INV_{it-1} + \alpha_2 DET_{it-1} + \alpha_3 INF_{it-1} + \beta_1 EN_{it-1} I(\leq \gamma_1) + \beta_2 EN_{it-1} I(\gamma_1 < SB_{it-1} \leq \gamma_2) + \beta_3 EN_{it-1} I + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

3.1.6. Procédure d'estimation

L'utilisation du modèle Panel Smooth Transition Regression (PSTR) implique la réalisation de tests préalables visant à évaluer la pertinence et la robustesse du modèle dans le contexte des données analysées. Ces tests préliminaires sont cruciaux pour garantir des résultats fiables et interprétables.

3.1.7. Le test de linéarité

Pour ce test, (Gonzalez et al. (2017) soulignent deux remarques importantes concernant : Le test d'homogénéité peut être utilisé pour sélectionner la variable de transition appropriée dans le modèle PSTR. Dans ce cas, le test au moyen de l'expansion de Taylor est effectué pour un ensemble de variables de transition "candidates" et la variable qui donne lieu au rejet le plus fort de la linéarité (le cas échéant) est choisie comme variable de transition ; ce test peut également être utilisé pour déterminer l'ordre approprié m de la fonction de transition logistique.

Ce test se fait à travers la statistique du multiplicateur de lagrange (LM). Il vise à rejeter l'hypothèse de linéarité en faveur du modèle PSTR. Il sert également à identifier une variable de transition optimale parmi plusieurs variables potentielles. La variable optimale minimise la p-value du test de linéarité de González et al. (2005). L'objectif est de déterminer si l'effet de seuil est statistiquement significatif et, inversement, de démontrer que la relation entre les variables explicatives et la variable expliquée peut être représentée au moyen d'un modèle à changements de régime. La statistique de test LMX est donnée par :

$$LMx = TN \frac{SSR0 - SSR1}{SSR0} \quad (5)$$

Dans cette équation, SSR0 est la somme des carrés résiduels du modèle de panel linéaire à effets fixes, SSR1 est la somme des carrés résiduels du modèle auxiliaire sous H_0 , LMX est distribué suivant une loi de Khi-deux à mk degrés de liberté, tandis que LMF est approximativement distribué asymptotiquement suivant la loi de Fisher, $F(mk; TN - N - m(k + 1))$ (González et al. (2005)).

$$LMF = \frac{TN - N - m(k+1)}{TNmk} \quad \text{et} \quad LMX = \frac{\frac{SSR0 - SSR1}{mk}}{\frac{SSR0}{TN - N - m(k+1)}} \quad (6)$$

3.1.8. Le test de constance des paramètres

Le test de constance des paramètres peut être utilisé pour vérifier si le modèle PSTR change

au fil du temps pour conditionner une fonction de transition douce où la variable de transition est le temps. L'hypothèse nulle de ce test correspond à l'invariance des paramètres, mais une hypothèse alternative est que la valeur du coefficient de pente évolue progressivement dans le temps. Il est possible d'utiliser une statistique de Lagrange ou de Fisher suivant la taille de l'échantillon pour effectuer ce test.

$$LMx = TN \frac{(SSR0 - SSR1)}{SSR0} \quad (7)$$

$$LMF = \frac{TN - N - 2k(h+1) - (m+1)}{TN2hk} LMx = \frac{\frac{SSR0 - SSR1}{2hk}}{\frac{SSR0}{TN - N - 2k(h+1) - (m+1)}} \quad (8)$$

SCR0 est la somme des carrés des résidus sous l'hypothèse nulle autrement dit du modèle PSTR et SCR1, la somme des carrés des résidus lors de l'estimation de l'équation auxiliaire. Sous l'hypothèse nulle la statistique LM est asymptotiquement distribuée selon un $\chi^2(2hk)$ et la statistique LMF est approximativement distribuée selon un Fisher: $F(2hk, TN - N - 2hk)$.

3.1.9. Test d'hétérogénéité et détermination du nombre de régimes

Le test d'absence d'hétérogénéité 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. La logique de ce test est comparable à celle observée lors de tests de constance des paramètres effectué précédemment. Plus, précisément dans ce test l'hypothèse nulle d'un modèle PSTR a une unique fonction de transition $r = 1$ est confronté à l'hypothèse alternative d'un modèle PSTR possédant au minimum deux fonctions de transition $r = 2$. Il est ensuite possible d'utiliser une statistique de Lagrange ou de Fisher suivant la taille de l'échantillon pour effectuer ce test.

$$LMx = TN \frac{(SSR0 - SSR1)}{SSR0} \quad (9)$$

$$LMF = \frac{TN - N - k(m+2)}{mk} LMx = \frac{\frac{SSR0 - SSR1}{2hk}}{\frac{SSR0}{TN - N - 2 - k(m+2)}} \quad (10)$$

SSR0 désigne la somme des carrés résiduels du modèle PSTR à deux régimes (ou à une fonction de transition 1), SSR1 est la somme des carrés résiduels du modèle auxiliaire. Sous l'hypothèse nulle, LMX est distribué suivant une loi de Khi-deux à mk degrés de liberté, tandis que la statistique de Fisher LMF est approximativement distribué asymptotiquement suivant la loi de Fisher, $F(mk, TN - N - 2 - k(m+2))$. En cas de rejet de l'hypothèse nulle, le modèle utilisé est mal spécifié.

3.1.10. Spécification du modèle empirique

Comme définit plus haut, nous appliquons le modèle a seuil modifié sur données de panel dans l'espace UEMOA afin d'analyser l'effet de la politique budgétaire sur croissance. Pour ce faire, nous considérons la spécification empirique suivante:

$$y_{it} = \mu_i + \alpha_0 SB_{it-1} + \alpha_1 INV_{it-1} + \alpha_2 DET_{it-1} + \alpha_3 INF_{it-1} + \beta_1 EN_{it-1} I(\leq \gamma_1) + \beta_2 EN_{it-1} I(\gamma_1 < SB_{it-1} \leq \gamma_2) + \beta_3 EN_{it-1} I(\gamma_2 < DET_{it-1}) + \epsilon_{it} \quad (11)$$

4. Résultats et discussions

4.1. Relation linéaire de la politique budgétaire sur la croissance économique

L'étude de la stationnarité montre que certaines variables ne sont pas stationnaires à l'exemple Investissement, Epargne brute, Taux de change, Dépense de consommation finale. Ces variables ont été stationnalisées en prenant leur différence première. Avec le test de Hausman qui a une hypothèse nulle selon laquelle le modèle à effet aléatoire n'est pas plus pertinent que le modèle à effet fixe. Le test de spécification de Hausmann avec une plus-value de 0,992 rejette la régression par les Effets Aléatoires au profit de celle par les Effets Fixes. Le test d'hétéroscédasticité significatif à 10 % accepte fortement l'hypothèse nulle donc les erreurs sont homoscedastiques. On peut dire que les résultats du modèle à effet fixe sont plus consistants que ceux du modèle à effet aléatoire. Les résultats avec les effets fixes sont relatés dans le tableau suivant:

Tableau 1. Résultats des estimations en panel Effets Fixes

TCPIB	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95%	IC]	Sig
TCPIB-1	0,08	0,012	2,20	0,039	0,002	0,026	***
DEpB	0,199	0,061	3,25	0,001	0,078	0,32	***
Dinv	0,444	0,091	4,89	0	0,265	0,624	***
INFL	-0,142	0,044	-3,25	0,001	-0,228	-0,055	***
Dtch	0,01	0,005	2,12	0,036	0,001	0,019	**
DETT	-0,009	0,013	-0,67	0,506	-0,034	0,017	
Ddcf	-0,572	0,218	-2,62	0,01	-1,004	-0,141	***
SB	-0,143	0,097	-1,47	0,143	-0,336	0,049	
Constant	4,007	0,737	5,43	0	2,549	5,464	***
Mean dependent var		4,627	SD dependent var			2,980	
R-squared		0,358	Number of obs			161	
F-test		8,987	Prob > F			0.000	
Akaike crit. (AIC)		749,520	Bayesian crit. (BIC)			780,334	

Note. *** p<,01, ** p<,05, * p<,1

4.1.1. Estimation avec GMM: Efficacité de la politique budgétaire sur la croissance économique

Pour corriger le biais introduit par la variable de gauche retardée et faire face à l'endogénéité de certaines variables explicatives, le GMM en système est appliqué et les résultats se trouvent dans le tableau suivant:

Tableau 2. Estimation avec GMM: Efficacité de la politique budgétaire sur la croissance économique

Variables	GMM (1)	GMM (2)	GMM (3)	GMM (4)
	TCPIB	TCPIB	TCPIB	TCPIB

TCPIB-1	0,44*** (0,09)	0,46*** (0,09)	0,40*** (0,09)	0,41*** (0,09)
D.EpB	0,22*** (0,07)	0,21*** (0,05)	0,20*** (0,05)	0,19*** (0,06)
D.INV	0,43*** (0,09)	0,39*** (0,09)	0,43*** (0,09)	0,41*** (0,09)
INFL	-0,10*** (0,03)	-0,14*** (0,03)	-0,14*** (0,03)	-0,14*** (0,03)
D.TCH	0,01** (0,00)	0,01* (0,00)	0,01* (0,00)	0,01** (0,00)
DETT	-0,02 (0,02)		-0,01 (0,02)	-0,01 (0,02)
D.DCF		-0,61** (0,25)	-0,62** (0,24)	-0,63*** (0,24)
SB		-0,78*** (0,23)	-0,71*** (0,24)	-0,74*** (0,24)
SB_square		-0,05*** (0,02)	-0,04** (0,02)	-0,05** (0,02)
D.OUV			-0,07 (0,04)	-0,05 (0,04)
D.TBS				0,23*** (0,08)
Constant	5,06*** (0,55)	2,41*** (0,71)	2,84*** (0,95)	2,43** (0,94)
Observations	161	161	161	161
Number of id	8	8	8	8
AR(2)	0,184	0,148	0,142	0,206
Sargentest	0,378	0,196	0,175	0,181

Note. Robust standard errors in parentheses

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Le taux de croissance du PIB décalé d'une période est significatif et positif dans les régressions par les GMM. Les coefficients des variables dans la régression par les GMM sont plus élevés que ceux par les effets fixes, ce qui est dû au biais introduit par la variable retardée.

Le taux d'investissement en pourcentage du PIB a un effet positif sur la croissance économique. Une augmentation de l'investissement entraîne une hausse du revenu national (PIB), ce qui accroît la consommation. Cette hausse de la consommation permet à son tour d'augmenter la production, qui se manifeste par un accroissement du revenu national donc la croissance économique.

La dette a un signe négatif et significatif sur la croissance économique. Cela montre l'existence d'un seuil d'endettement public au-delà duquel la relation dette publique et croissance économique devient négative. La dette publique n'a pas d'impact sur la croissance

économique. L'Etat pour y remédier peut soit diminuer les dépenses publiques ou soit augmenter les impôts. Avec les anticipations des agents, l'investissement diminue et l'effet sur la croissance devient négatif.

Le solde budgétaire n'a pas le signe attendu et est significatif donc les politiques budgétaires appliquées par le gouvernement ont un effet négatif sur la croissance. En effet, le coefficient de la variable solde budgétaire est négatif et celui du solde budgétaire au carré est négatif. Ce résultat révèle que la politique budgétaire n'a pas d'impact sur la croissance économique dans la zone UEMOA.

L'ouverture commerciale est significativement négative contrairement au signe positif attendu. Les pays de la zone UEMOA sont des pays très ouverts. Cette ouverture commerciale est peu favorable du fait de la faiblesse du tissu industriel, de l'essoufflement des débouchés des filières de spécialisation de la zone (arachide ou textile par exemple) et du renchérissement des cours du pétrole. Ces pays commercent peu entre eux, la plus grande part de leurs échanges se fait avec le reste du monde.

L'effet de nos autres variables explicatives sur la croissance économique est positif et significatif. Par ailleurs, le test d'autocorrélation de second ordre d'Arellano et Bond ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'absence d'autocorrélation de second ordre. Donc, les résultats des régressions de l'effet de la politique budgétaire sur la croissance sont robustes.

4.2. Effets non-linéaires du solde budgétaire sur la croissance économique avec la méthode Gonzalez et al. (2005)

4.2.1. Détermination du seuil de la dette

Le seuil optimal qui est susceptible de maintenir soutenable la dette des pays de l'UEMOA est estimé entre 65,57% de l'output gap, donc environ de 65,57 de l'OPG selon nos estimations sur la base de l'échantillon des huit pays de l'UEMOA durant la période 2000-2023. Au-delà de ce seuil, la dette devient insoutenable. Et en deca de ce seuil, on peut dire que ce seuil est obtenu selon une estimation des effets de seuil dans un modèle avec différents seuils. A ce niveau, il faut noter que c'est le seuil unique d'estimation des effets de seuils dans un modèle à différents seuils qui a permis d'obtenir ce résultat.

D'après les résultats de l'estimation du tableau 08 on constate que le seuil optimal pour une bonne soutenabilité de la dette est estimé à 65,57% du PIB. L'estimation a fourni un seuil d'endettement extérieur de 65,57% du PIB suivant deux (02) régimes : pour une dette inférieure à 65,57% du PIB (en régime normal), l'augmentation du solde budgétaire de 1% génère des gains de croissance de 0.675% du PIB toute chose restant égale par ailleurs (effet keynésien). En régime critique en revanche, un accroissement du solde budgétaire freine la croissance économique (effet anti-keynésien). Pour un endettement inférieur à 65,57%, le taux de croissance est positivement corrélé au solde budgétaire (0,007), à l'investissement public (0,017), à l'épargne (0,011), à l'inflation (0,018), au taux de change (-0,005).

Mais delà ce seuil de dette de 65,57%, une hausse de 1 point de pourcentage de la dette réduit la croissance économique de 0,370 point de pourcentage. Lorsque ce seuil dépasse la limite (DEBTsup), on peut affirmer sans risque de se tromper que celle-ci a un impact négatif sur l'output gap. Pour un endettement supérieur à 65,57%, le taux de croissance est négativement corrélé au solde budgétaire (-0,003), à l'investissement public (-0,007), à l'épargne (-0,07), à l'inflation (0,018), à l'inflation (0,010) au taux de change (-0,002). En effet, si le solde budgétaire croît de 1% alors, la croissance économique diminuerait de 0.003% du PIB.

Ce résultat interpelle les pouvoirs publics à ne pas s'endetter au-delà du seuil de 65,57% du PIB pour ce qui concerne la dette extérieure de peur que la politique budgétaire n'ait plus d'effets expansifs sur la croissance.

L'un des critères de convergence des pays de la zone UEMOA dans le cadre de la surveillance

multilatérale, est de ne pas excéder le seuil de 70% du PIB en ce qui concerne la dette totale et puisque la dette extérieure représente plus de 70% de la dette totale, il est clair que le seuil trouvé qui est de 65% du PIB n'est pas à l'abris des critiques. Ce résultat implique probablement que l'État doit trouver d'autres sources de revenus après avoir atteint le seuil d'endettement extérieur de 65% du PIB, qui peuvent émaner d'un endettement intérieur ou d'un accroissement des revenus fiscaux ou non.

Dans le même sillage, la variable telle que le taux de change pénalise la croissance dans la zone UEMOA. En termes de régime normale avec un seuil de 65,57% de la dette, le taux de change a un impact négatif de 0,005 sur la croissance économique ainsi qu'en régime critique de 0,002. Toutefois, si la dette reste dans les limites affichées, autrement dit raisonnable, elle devient soutenable et parfois contribue à rehausser la croissance par l'intermédiaire de l'output gap. De la même manière, l'investissement et l'épargne brute constituent des facteurs qui contribuent à favoriser la croissance. Contre toute attente, l'inflation qui demeure un facteur handicapant la croissance s'est montré positif en situation normale et en situation critique du seuil de la dette des pays de l'union.

Tableau 3. Résultat de l'estimation du modèle « DETTE »

OPG	Dette ≤ 65	Dette ≥ 65
OPG(-1)	0,675***	-0,370***
SB	0,007***	-0,003***
SB(-1)	0,033***	-0,011***
Dinv	0,017**	-0,007**
dINV(-1)	0,018**	-0,008**
DEpB	0,011**	-0,07**
INFL	0,018***	0,010***
Dtch	-0,005***	-0,002***
DEBTinf	0,425***	
DEBTsup		-0,045***
Constant	0,593***	-0,168***
Mean dependent var		0,001
Number of obs		140
SD dependent var		0,341
Chi-square		204,956

Note. *** p<,01, ** p<,05, * p<,1

4.2.2. Détermination du seuil de déficit budgétaire

Il ressort de nos estimations des résultats qui concordent avec la théorie économique. Dans le même sillage, les variables telles que le taux de change, la dette réattardée d'une période et l'output gap en retard de deux périodes ont un impact négatif sur la croissance. Toutefois, si le solde budgétaire respecte les critères de convergence de l'UEMOA ou à défaut reste dans les limites affichées, il demeure soutenable et contribue à accroître la croissance par l'intermédiaire de l'output gap. De la même manière, l'investissement et l'épargne brute constituent des facteurs contribuant à favoriser la croissance. Contre toute attente, l'inflation qui demeure un facteur handicapant la croissance s'est montré positif dans la croissance du PIB des pays de l'union.

A la lumière des résultats du tableau 11, il ressort que le seuil optimal pour un solde

budgétaire affiche une valeur moyenne de -5,1% du PIB. Lorsque ce seuil dépasse la limite (SBsup), on peut affirmer sans risque de se tromper que celle-ci a un impact négatif sur l'output gap.

L'estimation de notre modèle non linéaire ci-dessus permet de déterminer un seuil de déficit budgétaire (exprimé en pourcentage de PIB) significatif à 1 %. Les résultats nous révèlent un seuil de déficit budgétaire (en % PIB) 5,1. Lorsqu'on excède ce seuil de déficit budgétaire de 5,1 % de PIB, la politique budgétaire expansionniste n'a pas d'effet positif sur la croissance économique. L'une des répercussions pourrait être une augmentation du niveau d'endettement des pays membres de l'UEMOA. En revanche, lorsqu'un pays exhibe une orientation budgétaire n'excède pas un déficit budgétaire de 5,1% du PIB, alors la politique budgétaire a un effet positif sur la croissance économique. Au sein de ce régime, les pays membres de l'UEMOA disposent d'une Flexibilité en matière de gestion de la politique économique et sont plus efficaces pour stabiliser et impulser leur activité économique lors de l'accession d'un malaise économique ou d'une phase de récession. À travers ce résultat, comme le seuil de 3 % se trouve dans cette fourchette, nous pouvons donc achever que le critère de convergence budgétaire proposé par les pays de la région de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA) pour la future union monétaire permet de soutenir la croissance économique. Cette norme peut être maintenue comme critère de convergence pour la future union monétaire. Néanmoins, par rapport au seuil estimé, il ressort qu'il existe une marge de manœuvre que les pays peuvent exploiter dans la gestion efficace de leur politique budgétaire.

Pour un seuil inférieur à 5,1%, le taux de croissance est positivement corrélé au niveau de la dette publique (0,003) à l'épargne brute (0,009), à l'investissement (0,007) à l'inflation (0,018). Il est négativement corrélé au taux de change (-0,005). Selon l'analyse en termes de régime d'effet de seuil est dit Keynésien pour une politique de gestions des finances publiques par la rigueur.

Pour un seuil supérieur à 5,1%, le taux de croissance réagit négativement au niveau de la dette publique (-0,001) à l'épargne brute (-0,006), à l'investissement public (-0,004) et au taux de change (-0,003). Les résultats nous révèlent que l'inflation demeure toujours positive comme en régime normale. Il s'agit d'un régime classique dans lequel la rigueur budgétaire est expansive.

Tableau 4. Résultat de l'estimation du modèle « seuil de déficit budgétaire »

OPG	Solde budget <-5.1	Solde budget >-5.1
OPG(-1)	0,808***	-0,502***
OPG(-2)	0,432***	-0,202***
DETT	0,003	-0,001
DETT(-1)	-0,004*	-0,002*
DEpB	0,009*	-0,006*
Dinv	0,007	-0,004
INFL	0,018***	0,014***
Dtch	-0,005***	-0,003***
SBinf	0,095**	

Sbsup		-0,084**
Constant	0,032	-0,064
Mean dependent var		-0,009
Number of obs		133
SD dependent var		0,344
Chi-square		281,675

Source. Auteur, à partir de données de la Banque mondiale

4.2.3. Identification des pays de l’UEMOA en bonne voie vers l’adoption de la future monnaie unique

À partir du seuil de déficit budgétaire estimé, nous déterminons les pays qui sont actuellement sur bonne direction, vers l’adoption de la future monnaie unique sur la base de la discipline budgétaire. Les meilleurs candidats sont les pays dont les soldes budgétaires n’excèdent pas en moyenne, un niveau de déficit public de 5,1 % du PIB. Pour ce faire, nous calculons tout d’abord les soldes budgétaires moyens des pays membres de l’UEMOA et prenons en compte les prévisions des soldes budgétaires de ces pays.

D’après les résultats du Tableau 5 ci-dessous, il ressort qu’il est pénible aux pays de l’UEMOA de se conformer à la norme budgétaire limitant le déficit budgétaire à 3 % du PIB. Ainsi, sans conséquents efforts d’ajustements budgétaires, il sera difficile à tous les pays d’intégrer la future union monétaire régionale et d’adopter la future monnaie unique s’il faut absolument respecter ce critère de convergence budgétaire. Dans le cadre de notre recherche, nous considérons le seuil de déficit budgétaire estimé (5,1% du PIB), il ressort que parmi les huit pays de l’UEMOA, cinq (05) apparaissent comme les meilleurs candidats en bonne voie vers l’adoption de la future monnaie unique, lorsqu’on se base sur la discipline budgétaire. Les pays de la zone UEMOA qui peuvent adopter la future monnaie sont : le Benin, Côte d’Ivoire, Niger, Senegal, Togo. Les autres pays qui ne sont pas retenus, ne peuvent pas adopter la future monnaie unique des pays membres de la CEDEAO. Les résultats nous révèlent que leur déficit budgétaire est supérieur seuil de 5,1%. Parmi ces pays on trouve le Burkina Faso, la Guinée-Bissau, le Mali. Ces pays devraient effectuer d’énormes efforts d’assainissement budgétaire s’ils veulent intégrer déjà respecter la norme budgétaire limitant le déficit public à 3 % du PIB et s’ils veulent adopter la future monnaie unique. Néanmoins, il est important d’apprécier les efforts d’assainissement budgétaire effectués et encore entrepris par les pays membres de l’UEMOA en matière de gestion de finances publiques avec l’aide des institutions économiques et financières de Bretton Woods.

Tableau 5. Solde budgétaire des pays de l’UEMOA

Pays	Obs	Solde budgétaire moyen	Solde budgétaire moyen de 2000-2010	Solde budgétaire moyen de 2011-2023	Prévision en 2030
Burkina Faso	24	-7,73	-7,53	-7,96	-8,19
Benin	24	-3,31	-4,18	-4,5	-2,25
Côte	24	-2,82	-4,12	-3,27	-4,26

d'Ivoire					
Guinée Bissau	24	-8,6	-7,1	-7,5	-8,3
Mali	24	-5,34	-4,97	-5,77	-6,2
Niger	24	-7,46	-9,26	-5,36	-3,26
Senegal	24	-5,27	-6,42	-5,0	-2,57
Togo	24	-3,89	-5,98	-4,88	-2,35
Total	192				

Source. Auteur, à partir de données de la Banque Mondiale

5. Conclusion

Ce travail s'est penché sur la mesure de l'efficacité relative de la politique budgétaire sur la croissance économique au sein de l'UEMOA. L'objectif, cette recherche consiste à analyser l'impact de la politique budgétaire sur la croissance économique dans la zone UEMOA. La recherche est faite sous deux angles en utilisant deux modèles : Le premier est un modèle Linéaire de croissance en panel dynamique. Il permet d'analyser l'impact de la politique budgétaire sur la croissance économique et de montrer s'il existe un effet de retournement de la politique budgétaire sur le taux de croissance de par la variable solde budgétaire. Le second modèle est de Gonzalez et al. (2005) qui permet de tester l'existence de la non linéarité et enfin de déterminer les seuils de déficit budgétaire et de la dette dans la zone UEMOA. La mesure de l'efficacité relative de la politique budgétaire sur la croissance économique au sein de l'UEMOA pour la période de 2000 à 2023. Cela suscite notre intérêt à mener une analyse empirique pour déterminer la nature de la relation existante entre la politique budgétaire et la croissance économique. La détermination des effets de seuils va nous permettre de voir comment la croissance économique des pays membre de l'UEMOA se comporte face à la vérification du déficit budgétaire et du seuil de la dette. En outre, elle permettra d'identifier les pays qui sont actuellement dans une situation normale ou critique d'endettement et qui sont les meilleurs candidats sur la voie de l'adoption de la future monnaie unique en Afrique de l'Ouest, sur la base de la discipline budgétaire.

Donc cette recherche tente d'apporter une contribution sur la question brûlante de l'impact de la politique budgétaire sur la croissance économique qui est au centre de tous les débats au niveau des unions monétaires. Malgré l'acuité du problème dans la zone euro, la zone UEMOA par contre bénéficie d'un environnement différent. Un retard d'envol des taux de croissance économique est toujours constaté, malgré les différentes mesures prises. Dans le cadre de l'analyse de l'impact de la politique budgétaire sur la croissance à travers le modèle linéaire, les résultats nous montrent que le solde budgétaire a un impact négatif sur la croissance économique dans la zone UEMOA.

Théoriquement, la définition d'un tel seuil permet aux pays de soutenir leur croissance économique, d'être plus discipliné sur le plan budgétaire, de converger et leur octroie plus de marge de manœuvre dans la gestion de la politique budgétaire. Dans cette recherche, nous testons empiriquement la validité de ces seuils. Pour ce faire, l'approche non linéaire de Gonzalez et al. (2005) est adoptée. Cette approche permet tout d'abord de déterminer empiriquement le seuil de déficit budgétaire et de la dette à ne pas excéder afin que la politique budgétaire ait un effet positif sur la croissance économique. Avec ces seuils estimés, nous procédons ensuite à l'identification des meilleurs candidats actuels qui sont en bonne voie pour l'adoption de la future monnaie unique lorsqu'on se base sur la question de la discipline budgétaire.

S'agissant de l'étude de l'effet de la politique budgétaire sur la croissance économique dans l'UEMOA, un modèle non linéaire existant dans la relation entre ces deux variables d'intérêt, initialement développé par Gonzalez et al. (2005) a été utilisé afin de déterminer les seuils

endogènes qui permettraient un changement de régimes. Les résultats empiriques obtenus ont mis en évidence des seuils optimaux d'endettement public et de déficit budgétaire, au-dessous desquels l'endettement et le déficit budgétaire stimulent la croissance économique, et au-delà desquels ils ont effet négatif sur la croissance. Les résultats des différents tests montrent bel et bien l'existence d'une relation non linéaire entre la politique budgétaire et la croissance économique conditionnellement à la dette extérieure et au solde budgétaire. De ce fait, les différentes estimations des modèles fournissent des résultats tout aussi logiques et pertinents. D'après les résultats de l'estimation, on constate que le seuil optimal pour une bonne soutenabilité de la dette est estimé à 65,57% du PIB. L'estimation a fourni un seuil d'endettement extérieur de 65,57% du PIB suivant deux (02) régimes. Pour une dette inférieure à 65,57% du PIB (en régime normal), l'augmentation du solde budgétaire de 1% génère des gains de croissance de 0.675% du PIB toute chose restant égale par ailleurs (effet keynésien). Pour un endettement inférieur à 65,57%, le taux de croissance est positivement corrélé au solde budgétaire (0,007). Mais delà ce seuil de dette de 65,57%, une hausse de 1 point de pourcentage de la dette réduit la croissance économique de 0,370 point de pourcentage.

Concernant le seuil de déficit budgétaire, les estimations effectuées sur un panel de huit pays de l'UEMOA révèlent un seuil de déficit budgétaire n'excédant pas un déficit budgétaire de 5,1 % du PIB, la politique budgétaire expansionniste a un effet positif sur la croissance économique ; concluant donc à une efficacité de la politique budgétaire. Par contre, lorsqu'un pays présente des déficits budgétaires excédant le seuil de 5,1 % du PIB, la politique budgétaire expansionniste n'a pas d'effet sur la croissance économique. Au regard de ce résultat, comme le seuil de 3 % se trouve dans la fourchette au sein de laquelle la politique budgétaire permet de soutenir la croissance, nous concluons donc que le critère de convergence budgétaire proposé par les pays de la région ouest-africaine pour la future union monétaire est valide. Il peut être confirmé comme critère de convergence budgétaire pour la future union monétaire. Cependant, par rapport au seuil estimé, il ressort de cela qu'il existe une marge de manœuvre que les pays peuvent exploiter dans la gestion de leur politique budgétaire. Ces résultats mettent en lumière l'importance cruciale d'une gestion prudente de la dette publique et des dépenses publiques, car un endettement excessif et déficit budgétaire au-delà de ces seuils peut être de nature à freiner la croissance économique.

Cette analyse révèle aussi que la norme budgétaire proposée par les pays pour la future union monétaire (déficit public 3 % du PIB) est difficilement respectée par les pays de la région. Par conséquent, il sera difficile à tous les pays d'intégrer la future union monétaire régionale s'il faut absolument respecter ce critère de convergence budgétaire et si de conséquents ajustements budgétaires ne sont pas effectués. Néanmoins, notre étude fait ressortir parmi les huit pays de la région, le Benin, la Côte d'Ivoire, le Niger, le Senegal, le Togo, comme les meilleurs candidats actuels, en voie vers l'adoption de la future union monétaire lorsqu'on se base sur la question de la discipline budgétaire. Les autres pays de la région devront effectuer d'énormes efforts d'assainissement budgétaire s'ils veulent intégrer la future union monétaire et adopter la future monnaie unique.

Références

- Adam, C. S., & Bevan, D. L. (2005). Fiscal deficits and growth in developing countries. *Journal of public economics*, 89(4), 571-597. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2004.02.006>
- Afonso, A., & Sousa, R. M. (2011). The macroeconomic effects of fiscal policy in Portugal : a Bayesian SVAR analysis. *Portuguese economic journal*, 10(1), 61-82. <https://doi.org/10.1007/s10258-011-0071-2>
- Agbékponou, K. M., & Kebalo, I. (2019). Relation dette – croissance économique dans la CEEAO : analyse à travers une approche non-linéaire. *Revue économique et monétaire*, 26, 9-33.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1995). The political economy of budget deficits. *Staff papers*, 42(1), 1-31. <https://doi.org/10.2307/3867338>
- Amat, B., & Eze Eze, D. (2024). Effet de l'endettement extérieur dans la relation politique budgétaire-croissance en Afrique subsaharienne : une analyse de la non linéarité. <https://doi.org/10.5281/zenodo.10602686>
- Barro, R. J. (1974). Are government bonds net wealth? *Journal of political economy*, 82(6), 1095-1117. <https://doi.org/10.1086/260266>
- Bernheim, B. D. (1989). A neoclassical perspective on budget deficits. *Journal of economic perspectives*, 3(2), 55-72. <https://doi.org/10.1257/jep.3.2.55>
- Bikai, L. (2010, août 19). Les effets non linéaires des déficits budgétaires sur l'activité économique en CEMAC [mpa paper]. <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/24524/>
- Blomquist, J., & Westerlund, J. (2013). Testing slope homogeneity in large panels with serial correlation. *Economics letters*, 121(3), 374-378. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.09.012>
- Borsi, M. T. (2018). Fiscal multipliers across the credit cycle. *Journal of macroeconomics*, 56, 135-151. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2018.01.004>
- Bouthevillain, C., Dufrenot, G., Frouté, P., & Paul, L. (2013). Les politiques budgétaires dans la crise : comprendre les enjeux actuels et les défis futurs. De Boeck Supérieur.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Cecchetti, S. G., Mohanty, M. S., & Zampolli, F. (2011). The real effects of debt (SSRN Scholarly Paper No. 1946170). Social Science Research Network. <https://papers.ssrn.com/abstract=1946170>
- Checherita-Westphal, C., & Rother, P. (2012a). The impact of high government debt on economic growth and its channels : an empirical investigation for the Euro area. *European Economic Review*, 56(7), 1392-1405.
- Checherita-Westphal, C., & Rother, P. (2012b). The impact of high government debt on economic growth and its channels : an empirical investigation for the Euro area. *European Economic Review*, 56(7), 1392-1405. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2012.06.007>
- Cheikh Tidiane N. (2012). Analyse de l'efficacité relative des politiques monétaires et budgétaires au Sénégal, 8-9
- Choi, I. (2002). Combination unit root tests for cross-sectionally correlated panels.
- Cour-Thimann, P., & Pisani-Ferry, J. (1995). Combien coûte un redressement budgétaire. *La lettre du Cepii*, 139. <https://econpapers.repec.org/article/ciicepill/1995-139.htm>
- Daly, H., & Smida, M. (2013). Interaction entre politique monétaire et politique budgétaire : cas de la Grèce [fiscal and monetary policy interactions : the Greece case]. Mpa paper, article 45931. <https://ideas.repec.org/p/pramprapa/45931.html>
- Daniel, B. C., & Shiamptanis, C. (2012). Fiscal risk in a monetary union. *European Economic Review*, 56(6), 1289-1309. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2012.04.004>
- Darvas, Z., Rose, A. K., & Szapáry, G. (S. D.). Nber working paper series.
- Darvas, Z., Rose, A. K., Szapáry, G., Rigobon, R., & Reichlin, L. (2005). Fiscal divergence and business cycle synchronization : irresponsibility is idiosyncratic [with comments]. *Nber International Seminar on Macroeconomics*, 2005(1), 261-313.

- <https://doi.org/10.1086/653972>
- Den haan, W. J. (2000). The comovement between output and prices. *Journal of monetary economics*, 46(1), 3-30. [https://doi.org/10.1016/s0304-3932\(00\)00016-7](https://doi.org/10.1016/s0304-3932(00)00016-7)
- Dkhissi, A. (2019). Les effets de seuil de la politique budgétaire et croissance économique—cas du maroc -. *Revue marocaine d'économie*, 1, article 1.
- Easterly, W., Rodriguez, C. A., & Schmidt-Hebbel, K. (1994). Public sector deficits and macroeconomic performance. In *Public sector deficits and macroeconomic performance*. Oxford university press, for world bank. <http://www.scopus.com/inward/record.url?scp=4243249402&partnerid=8yflgkxk>
- Effets macroéconomiques des chocs de la politique budgétaire au maroc : une analyse en var structurel linéaire - proquest. (s. D.). Consulté 5 mars 2025, à l'adresse <https://www.proquest.com/openview/30fee9f1ccd8c27086ba17ab3348086/1?pq-origsite=gscholar&cbl=2031961>
- Ferraresi, T., Roventini, A., & Fagiolo, G. (2015). Fiscal policies and credit regimes : a tvr approach. *Journal of applied econometrics*, 30(7), 1047-1072.
- Fleming, J. M. (1962). Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/024/1962/003/article-a004-en.xml>
- Fok, D., van Dijk, D., & Franses, P. H. (2005). A multi-level panel star model for us manufacturing sectors. *Journal of applied econometrics*, 20(6), 811-827. <https://doi.org/10.1002/jae.822>
- Friedman, M. (1957). *A theory of the consumption function*. Princeton university press. <https://www.nber.org/books-and-chapters/theory-consumption-function>
- Friedman, M. (1970). A theoretical framework for monetary analysis. *Journal of political economy*. <https://doi.org/10.1086/259623>
- Friedman.pdf. (s. D.). Consulté 3 mars 2025, à l'adresse <https://home.uchicago.edu/~vlima/courses/econ200/spring01/friedman.pdf>
- Giavazzi, F., & Pagano, M. (1990). Can severe fiscal contractions be expansionary? *Tales of two small european countries*. *Nber macroeconomics annual*, 5, 75-111. <https://doi.org/10.1086/654131>
- González, A., Teräsvirta, T., & Dijk, D. Van. (s. D.). Panel smooth transition regression models.
- Gonzalez, A., Terasvirta, T., van Dijk, d., & yang, y. (2005.). Panel smooth transition regression models.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Practitioners corner : tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 58(3), 555-560. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1996.mp58003008.x>
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1995). Economic growth and the environment. *The quarterly journal of economics*, 110(2), 353-377. <https://doi.org/10.2307/2118443>
- Hamilton, J. D. (S. D.). *Nber working paper series*.
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels : estimation, testing, and inference. *Journal of econometrics*, 93(2), 345-368. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(99)00025-1)
- Hansen, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00124>
- Hellwig, M., & Neumann, M. J. M. (1987). Economic policy in germany : was there a turnaround? *Economic policy*, 2(5), 103-145. <https://doi.org/10.2307/1344622>
- Hicks, J. R. (1937). Mr. Keynes and the « classics »; a suggested interpretation. *Econometrica*, 5(2), 147. <https://doi.org/10.2307/1907242>
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar u.s. business cycles : an empirical investigation. *Journal of money, credit and banking*, 29(1), 1. <https://doi.org/10.2307/2953682>
- Hurlin, C., & Mignon, V. (2005). An overview of panel unit-root tests. *Economie & prévision*, 169170171(3), 253-294.
- Im, K. S., & Pesaran, M. H. (2003). On the panel unit root tests using nonlinear instrumental variables (ssrn scholarly paper no. 482463). *Social science research network*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.482463>

- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(03)00092-7)
- Kamal, M. (2010). Empirical investigation of fiscal policy shocks in the uk. *Ssrn electronic journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1711968>
- Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M., & Vegh, C. A. (2004). When it rains, it pours : procyclical capital flows and macroeconomic policies. *Nber working papers*, article 10780. <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/10780.html>
- Kebalo, L. (2019). Fiscal divergence and monetary integration in west africa : what to draw from darvas et al. (2005)? (working paper nos. 2019-52). *Economics discussion papers*. <https://www.econstor.eu/handle/10419/206609>
- Keynes, J. M. (1936). The supply of gold. *The economic journal*, 46(183), 412-418. <https://doi.org/10.2307/2224879>
- Lonzo Lubu, G., & Avom, D. (2014, décembre 17). Les effets non lineaires des dépenses publiques sur la croissance économique en rd congo [mpa paper]. <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/60716/>
- Lucas, R. E. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of economic theory*, 4(2), 103-124. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(72\)90142-1](https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90142-1)
- Lucas, R. E. (1976). Econometric policy evaluation : a critique. *Carnegie-rochester conference series on public policy*, 1, 19-46. [https://doi.org/10.1016/s0167-2231\(76\)80003-6](https://doi.org/10.1016/s0167-2231(76)80003-6)
- Mirdala, R. (2011, juin). Financial deepening and economic growth in the european transition economies [mpa paper]. <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/33609/>
- Moon, H. R., & Perron, P. (2004). Testing for a unit root in panels with dynamic factors. *Journal of econometrics*, 122(1), 81-126. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2003.10.020>
- Msatfa, Z., & Meskini, E. (2021). La dette externe et la croissance économique au maroc : une investigation empirique via ardl. *Revue internationale des sciences de gestion*, 4(1), article 1. <https://revue-isg.com/index.php/home/article/view/519>
- Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *The canadian journal of economics and political science / revue canadienne d'économie et de science politique*, 29(4), 475-485. <https://doi.org/10.2307/139336>
- Ndiaye, C. T., & Konte, M. A. (S. D.). Politiques macroéconomiques et stabilisation des chocs dans la zone uemoa.
- Ntiga, N. (S. D.). Non-linear effects of fiscal policy on economic growth in cameroon.
- Onwioduokit, E. (2012). An empirical estimate of the optimal level of fiscal deficit in guinea. *Cbn economic and financial review*, 50(2). <https://dc.cbn.gov.ng/efr/vol50/iss2/3>
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M. H. (2015a). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric reviews*, 34(6-10), 1089-1117. <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>
- Pesaran, M. H. (2015b). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric reviews*, 34(6-10), 1089-1117. <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>
- Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconomic model. *Journal of business & economic statistics*, 22(2), 129-162. <https://doi.org/10.1198/073500104000000019>
- Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A bias - adjusted lm test of error cross - section independence. *The econometrics journal*, 11(1), 105-127. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423x.2007.00227.x>
- Phillips, P. C. B., & Sul, D. (2003). The elusive empirical shadow of growth convergence (ssrn scholarly paper no. 384923). *Social science research network*. <https://papers.ssrn.com/abstract=384923>
- Plane, P., Combes, J.-L., & Ary Tanimoune, N. (2008). La politique budgétaire et ses effets de

- seuil sur l'activité en union économique et monétaire ouest-africaine (uemoa). <https://doi.org/10.3406/ecop.2008.7858>
- Potter, S. M. (1995). A nonlinear approach to us gnp. *Journal of applied econometrics*, 10(2), 109-125. <https://doi.org/10.1002/jae.3950100203>
- Ravn, M. O., & Uhlig, H. (2002). On adjusting the hodrick-prescott filter for the frequency of observations. *Review of economics and statistics*, 84(2), 371-376. <https://doi.org/10.1162/003465302317411604>
- Ricardo, D. (1821). *Die grundsätze der politischen oekonomie oder der staatswirthschaft und der besteuering*. Landes-industrie-comptoir.
- Salma, S., Idriss, E. A., & Said, T. (2016). Threshold effects of fiscal policy on economic growth in developing countries. *Journal of economic & financial studies*, 4(03), 24. <https://doi.org/10.18533/jefs.v4i3.225>
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1975). « rational » expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. *Journal of political economy*, 83(2), 241-254.
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1976). Rational expectations and the theory of economic policy. *Journal of monetary economics*, 2(2), 169-183. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(76\)90032-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(76)90032-5)
- Schaechter, M. A., Kinda, M. T., Budina, M. N., & Weber, A. (2012). Fiscal rules in response to the crisis : toward the « next-generation » rules: a new dataset. *International monetary fund*.
- Singare, H. B. (2023). *Politique budgétaire et croissance économique au mali*. <https://doi.org/10.5281/zenodo.7533591>
- Slimani Salma : les effets de seuil de la politique budgétaire sur l'activité économique : étude sur des pays en voie de développement. (s. D.). Consulté 5 mars 2025, à l'adresse <https://www.labeamse.com/2016/04/slimani-salma-les-effets-de-seuil-de-la.html>
- Soederhuizen, B., Teulings, R., & Luginbuhl, R. (2023). Estimating the impact of the financial cycle on fiscal policy. *Empirical economics*, 65(6), 2669-2709. <https://doi.org/10.1007/s00181-023-02448-0>
- Solow, R. M. (2002). Peut-on recourir à la politique budgétaire ? Est-ce souhaitable ? *Revue de l'ofce*, 83(4), 7-24. <https://doi.org/10.3917/reof.083.0007>
- Swamy, P. A. V. B. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica*, 38(2), 311-323. <https://doi.org/10.2307/1913012>
- Tanimoune, N. A., Combes, J.-L., & Plane, P. (2008). La politique budgétaire et ses effets de seuil sur l'activité en union économique et monétaire ouest africaine (uemoa). *Économie & prévision*, 186(5), 145-162. <https://doi.org/10.3917/ecop.186.0145>
- Tugcu, C. T. (2018). Chapter 8—panel data analysis in the energy-growth nexus (egn). In a. N. Menegaki (éd.), *the economics and econometrics of the energy-growth nexus* (p. 255-271). Academic press. <https://doi.org/10.1016/b978-0-12-812746-9.00008-0>
- Université Ibn Zohr, Agadir, Maroc, Zouirchi, H., El Bettoui, R., Université Ibn Zohr, Agadir, Maroc, Ouia, A., & Université Hassan II, Mohammedia, Maroc. (2023). La relation entre la dette extérieure et la croissance économique au maroc : investigation empirique. *Revistamultidisciplinar.com*, 5(3), 197-223. <https://doi.org/10.23882/rmd.23170>
- View of la dette extérieure publique et son impact sur la croissance économique marocaine étude économétrique. (S. D.). Consulté 3 mars 2025, à l'adresse <https://revuecca.com/index.php/home/article/view/352/314>
- Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics letters*, 97(3), 185-190. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2007.03.003>

Copyrights

Copyright for this article is retained by the author(s), with first publication rights granted to the journal.

This is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution license (<http://creativecommons.org/licenses/by/3.0/>).