

**Approche non linéaire de la soutenabilité de la dette publique :
analyse de la réaction du gouvernement dans l'Union Economique
et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA)**

**A non-linear approach to public debt sustainability: an analysis of
the goverment's response in the West African Economic and
Monetary Union (WAEMU)**

Diop MOR

Doctorant

Université Cheikh Anta Diop de Dakar (UCAD)

Université Cheikh Anta Diop de Dakar (UCAD)-Sénégal

Laboratoire de finances pour le Développement (LAFIDEV)

Date de soumission : 01/03/2026

Date d'acceptation : 04/04/2026

Pour citer cet article :

Diop. M. (2026) « Approche non linéaire de la soutenabilité de la dette publique : analyse de la réaction du gouvernement dans l'Union Economique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA) », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 4 » pp : 304- 326.

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

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cet article analyse la non-linéarité de la soutenabilité de la dette publique dans la zone UEMOA sur la période 2001-2024. En utilisant un modèle de régression à transition lisse en panel (PSTR), nous examinons la fonction de réaction budgétaire des huit pays de l'Union, captée par le solde budgétaire. Nos résultats mettent en évidence un effet de seuil estimé à 33 % du PIB. En deçà de ce niveau, la politique budgétaire réagit de manière contra-cyclique et soutenable ; au-delà, on observe une déconnexion entre l'endettement et le solde primaire, signalant un risque de trajectoire explosive. Ce résultat est crucial, car il suggère que la norme de convergence actuelle de 70 % est largement supérieure au seuil de prudence budgétaire, ce qui nécessite une réévaluation urgente des règles budgétaires communautaires. En outre, les paramètres, notamment le coefficient de pente (γ) du modèle estimé, indiquent que le mécanisme de transition entre les deux régimes s'opère lentement. De plus, l'analyse de causalité entre la dette et le solde budgétaire confirme l'hypothèse d'un cercle vicieux entre ces deux variables.

MOTS-CLÉS : Soutenabilité ; déficit ; dette publique ; PSTR ; UEMOA.

CLASSIFICATION JEL : H62, H63, Q54

Abstract

This article analyses the non-linearity of public debt sustainability in the WAEMU zone over the period 2001-2024. Using a panel smooth transition regression (PSTR) model, we examine the fiscal response function of the eight countries in the Union, as captured by the fiscal balance. Our results highlight a threshold effect estimated at 33 % of GDP. Below this level, fiscal policy reacts in a countercyclical and sustainable manner; above this level, there is a disconnect between debt and the primary balance, signalling a risk of an explosive trajectory. This result is crucial because it suggests that the current convergence norm of 70 % is well above the fiscal prudence threshold, requiring an urgent reassessment of EU fiscal rules. Furthermore, the parameters, in particular the slope coefficient (γ) of the estimated model, show that the transition mechanism between the two regimes is slow. Furthermore, the analysis of causality between debt and the budget balance confirms the hypothesis of a vicious circle between these two variables.

KEYWORDS: public deficit; public debt; PSTR; WAEMU.

JEL CLASSIFICATION : H62, H63, Q54

Introduction

La question de l'endettement des États demeure une problématique permanente au sein de la littérature économique. Dans la zone UEMOA, le recours à l'endettement est en lien principalement avec des déficits chroniques, exacerbés par les insuffisances des ressources internes. En effet, entre 1970 et 1980, le ratio de la dette sur le produit intérieur brut (PIB) de la zone est passé, en moyenne, de 16,4 % à 36,2 % avec un niveau record de 74,6 % en 1985. Cette dynamique s'est quasiment maintenue jusqu'aux années récentes, renforcée par la crise liée à la Covid-19 qui a accru les vulnérabilités de la dette. Pour l'Afrique, ce ratio s'est établi à plus de 70 % en 2020, malgré les politiques d'allègement de la dette initiées au début des années 2000. À titre d'exemple, la part du service de la dette sur les exportations était de 2,76 % sur la période 2006-2010, après un taux de 10,46 % entre 1996 et 2006 (Banque mondiale, 2010).

Au début des années 2000, les économies de l'Union ont entrepris de nouveaux chantiers d'expansion matérialisés par la mise en œuvre de programmes d'urgence d'envergure sur le court ou moyen terme. Parallèlement, les déficits budgétaires sont en hausse, entraînant le recours massif aux financements extérieurs. De fait, le solde global de l'Union n'a connu que quelques rares épisodes d'excédent. Par conséquent, la situation des finances publiques se détériore progressivement. Entre 2015 et 2021 le nombre de pays en situation de surendettement est passé de 6 à 15, en lien avec la pandémie de Covid-19 (FMI, 2021).

La conjugaison des crises actuelles expose davantage les pays à faible revenu (PFR), qui font face à des besoins de financement de plus en plus élevés, ce qui accroît le risque de surendettement sous l'influence de nouveaux investisseurs étrangers. Les levées de fonds du Sénégal, de la Côte d'Ivoire, du Bénin, entre autres, sur le marché des Eurobonds en sont de parfaites illustrations. Ainsi, il est estimé que le marché africain représente plus de 20 milliards de dollars (soit plus de 20 % de la dette extérieure) sur la période de 2006 à 2017 (Diop & Bonnemaïson, 2016). Cependant, les marchés internationaux n'inscrivent pas leur action dans un cadre coopératif traditionnel et mettent en œuvre des politiques de prêt difficilement compatibles avec la soutenabilité des pays pauvres (Rocher, 2007).

La littérature sur l'analyse de la soutenabilité de la dette publique a considérablement évolué, principalement en termes d'approche méthodologique. Celle-ci oppose l'approche linéaire aux travaux pionniers de Bohn (Bohn, 1995; Bohn, 1998) de l'approche non linéaire. Dans les premières vagues de contributions, l'impact de la dette publique est empiriquement testé suivant une équation linéaire (Wilcox, 1989). En revanche, l'approche non linéaire de la soutenabilité

admet que les relations de la dette avec certaines variables ne sont pas identiques au fur et à mesure que son niveau augmente. À ce titre, à l'instar des travaux pionniers de Patilloo (Patillo, Ricci, & Luca, 2011), les méthodes d'analyse s'inscrivent progressivement dans ce paradigme intégrant les effets non linéaires de la dette publique. D'autres travaux, à l'instar de (Burriel, Checherita-Westphal, Cristina, Jacquinet, & Stahler, 2020), font des prédictions sur la réaction des économies lorsque la dette publique atteint certains niveaux élevés. Pour la plupart, les effets néfastes sont liés au recul de la production, à une hausse des primes de risque, à une réaction fiscale des autorités, etc.

La prise en compte de la non-linéarité, en lien avec la réaction du gouvernement via la politique budgétaire, demeure un point de divergence dans la littérature empirique. La détermination du seuil critique, ou du point de retournement des effets positifs de la dette publique, varie selon les études. En effet, les travaux de Reinhart et Rogoff (2010) permettent d'aboutir à un seuil générique de 90 % pour les pays avancés. Toutefois, en tenant compte du cas spécifique des économies émergentes, ce seuil pourrait se situer entre 41 % et 60 %. Ainsi, d'autres auteurs à l'instar de Tran (2018) identifient des seuils de 35 % et 40 % à 55 % respectivement pour des pays d'Amérique latine et d'autres économies émergentes. la base d'un panel de pays africains, Ndoricimpa (2020) soutient que le seuil d'endettement optimal oscille dans la fourchette de 62 à 66 % tandis que Daffé et Manga (2026) trouvent un seuil de 97,76 %. (Tran, 2018) (Ndoricimpa, 2020) (DAFFE & MANGA, 2026)

Au demeurant, ces controverses autour du seuil critique pour l'évaluation de la soutenabilité de la dette publique dépendent de plusieurs aspects. Il s'agit notamment des spécificités économiques des pays étudiés, des différences méthodologiques, mais également de la période d'étude. Au regard de ces différents aspects, il est important de faire des analyses plus pertinentes de la dette publique surtout en prenant en compte ces différentes questions. Parmi celles-ci, figure particulièrement la prise en compte d'autres risques dans les Analyses de Viabilité (AVD), souvent assujetties à des hypothèses optimistes conduisant à des capacités de charge de dette plus élevées et à un rythme d'accumulation plus rapide.

Dans le cadre des pays de la zone UEMOA, l'étude de la soutenabilité de la dette ne doit pas uniquement être fondée sur le niveau d'endettement, les autorités sont amenées à gérer la dette (Sene, 2014). C'est dans cette logique que s'articule notre question centrale de recherche : quel est le seuil pertinent du ratio dette/PIB au-delà duquel la dette publique des États membres de l'UEMOA devient insoutenable ?

L'objectif de cette recherche est d'identifier des régimes de soutenabilité en estimant les effets de seuil via un modèle PSTR tout en contrôlant les hétérogénéités entre pays. Il s'agit de prouver l'existence des effets non linéaires de la dette publique. Autrement dit, nous cherchons comment se modifie la politique budgétaire lorsque les taux d'endettement atteignent un certain niveau. L'hypothèse retenue dans ce travail est que la relation dette-solde budgétaire suit une courbe en « U inversé ».

L'intérêt de notre étude est multiple. Il s'agit tout d'abord de contribuer à la littérature empirique au sein de l'Union en prenant en compte les tendances structurelles des économies telles que les politiques d'annulation de la dette et les innovations institutionnelles. De plus, elle relance l'opportunité et la pertinence de la remise en cause des règles budgétaires particulièrement le critère de convergence sur la dette publique.

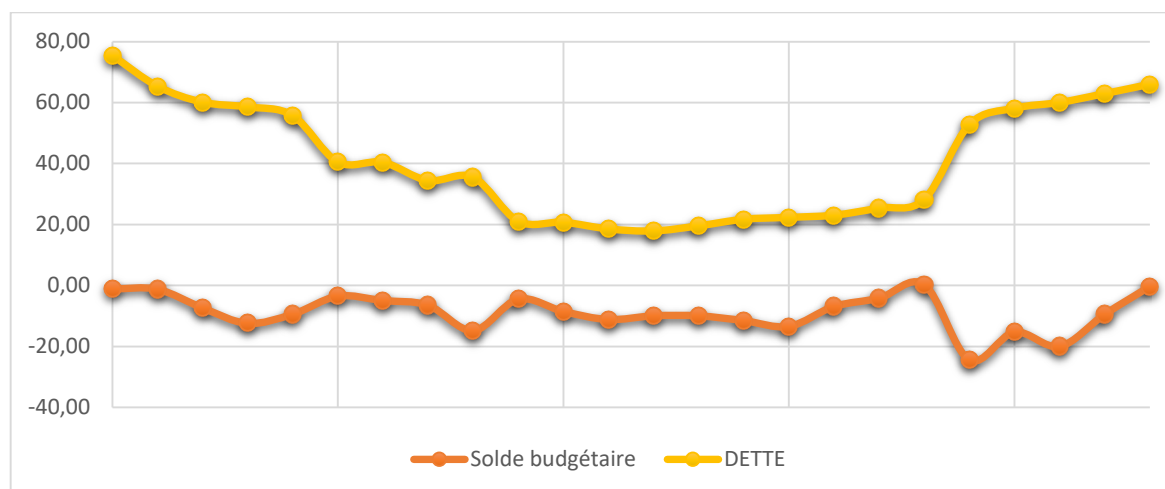
La suite du document présente d'abord l'analyse de l'évolution de la dette publique et du solde budgétaire au sein de l'Union depuis le début des années 2000 jusqu'à la période récente. Ensuite, le document présente les dynamiques croisées de la dette publique et du solde budgétaire. Enfin, la recherche expose la démarche méthodologique ainsi que l'évaluation empirique aboutissant aux conclusions de la recherche.

1. Analyse structurelle de la dynamique de la dette publique et du solde budgétaire : du désendettement au réendettement

L'analyse des faits stylisés repose sur l'examen de quelques variables, notamment le solde budgétaire et la dette publique qui ne sont pas seulement des indicateurs de performance isolés. Bien au contraire, elles sont liées par des mécanismes de causalité et des interdépendances que nous analyserons en profondeur, en nous appuyant sur des données couvrant la période 2001-2024. Le choix de cette période n'est pas fortuit, se justifiant par la fin de la mise en œuvre des politiques d'ajustement structurel (PAS) dans certains pays, ainsi que par l'instauration de politiques d'annulation de la dette publique.

L'analyse de l'évolution de la configuration macroéconomique au sein de l'Union au cours des deux dernières décennies offre un cas d'école sur l'interaction entre les politiques de désendettement multilatéral, les stratégies d'émergence économique et la résilience face aux chocs exogènes. Le graphique ci-dessous permet d'illustrer les trajectoires croisées de la dette publique et du solde budgétaire. Il met en lumière des ruptures structurelles majeures qui ont redéfini les marges de manœuvre des huit États membres de l'Union.

Graphique 1: Évolution de la dette publique et du solde primaire dans l'UEMOA (2001-2024)



Source : Auteur, à partir des données de la BCEAO

➤ **L'héritage du surendettement et le tournant des initiatives multilatérales (2001-2010)**

Au début de la période d'observation, l'UEMOA se trouvait dans une situation d'asphyxie financière héritée des décennies précédentes. Le taux d'endettement public moyen, culminant à près de 75 % du PIB, témoignait d'une incapacité structurelle à assurer le service de la dette tout en finançant les investissements nécessaires au développement. À cet effet, la réduction de l'encours de la dette entre 2001 et 2010 fut la conséquence d'une restructuration coordonnée à l'échelle mondiale. L'Initiative en faveur des pays pauvres très endettés (PPTE) et, ultérieurement, l'Initiative d'allègement de la dette multilatérale (IADM) ont été conçues pour ramener la charge de la dette à des niveaux soutenables. L'IADM, en particulier, a permis l'annulation intégrale des dettes admissibles envers l'Association internationale de développement (IDA) de la Banque mondiale, le Fonds monétaire international (FMI) et le Fonds africain de développement.

Après avoir atteint un point bas historique du taux d'endettement autour de 2011-2012 (environ 20 % du PIB), l'UEMOA est entrée dans une phase de reconstruction économique. Cette période coïncide avec le retour de la stabilité politique et une volonté généralisée de transformer structurellement les économies régionales. La deuxième décennie est principalement marquée par la transition d'un financement concessionnel vers un financement de marché. Celle-ci a été facilitée par des conditions de liquidité mondiale favorables, dues à des politiques monétaires accommodantes dans les pays développés. Par conséquent, plusieurs États de l'UEMOA ont émis des obligations souveraines en devises étrangères.

L'émission massive d'Eurobonds a permis de financer des projets d'envergure mais a introduit une nouvelle dynamique de risque. La part des obligations souveraines dans la dette extérieure totale est passée de 15 % en 2009 à 34 % en 2020 pour l'ensemble de l'Afrique subsaharienne, une tendance très marquée au sein de l'UEMOA. Ce recours au marché international a augmenté le taux d'endettement, tout en maintenant les déficits budgétaires à des niveaux relativement stables, autour de 3 % - 4 % du PIB, grâce à une croissance vigoureuse qui atténuait l'encours de la dette dans un PIB en expansion. Parallèlement, le marché financier régional s'est structuré avec la création de l'UMOA-Titres en 2013. Ce mécanisme a permis aux États membres de mobiliser l'épargne locale et régionale via des Bons et Obligations du Trésor. La dette souveraine sur le marché régional a rapidement progressé.

Quant au solde budgétaire, sur la période 2001-2006, le graphique montre des fluctuations importantes. A l'exception de l'année 2006, où l'Union a bénéficié d'un niveau élevé de dons liés aux opérations d'annulation de dette, le solde est demeuré négatif. Cette période illustre le paradoxe de la dépendance à l'aide. En dépit de la diminution de la dette brute par effet de remise, le besoin de financement primaire reste élevé pour combler le déficit d'infrastructures et répondre à une pression démographique soutenue.

L'année 2020 marque une rupture brutale sur le graphique. Le solde budgétaire plonge vers des niveaux de déficit record, tandis que le taux d'endettement amorce une remontée quasi verticale. Face à l'ampleur de la crise sanitaire et à la nécessité de soutenir les économies à l'arrêt, la Conférence des Chefs d'État et de Gouvernement de l'UEMOA a pris la décision de suspendre temporairement l'application du Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de Solidarité. Cette suspension a levé l'obligation de maintenir le déficit budgétaire en deçà de la norme de 3 % du PIB, offrant aux États la flexibilité nécessaire pour financer leurs plans de riposte économique et sociale.

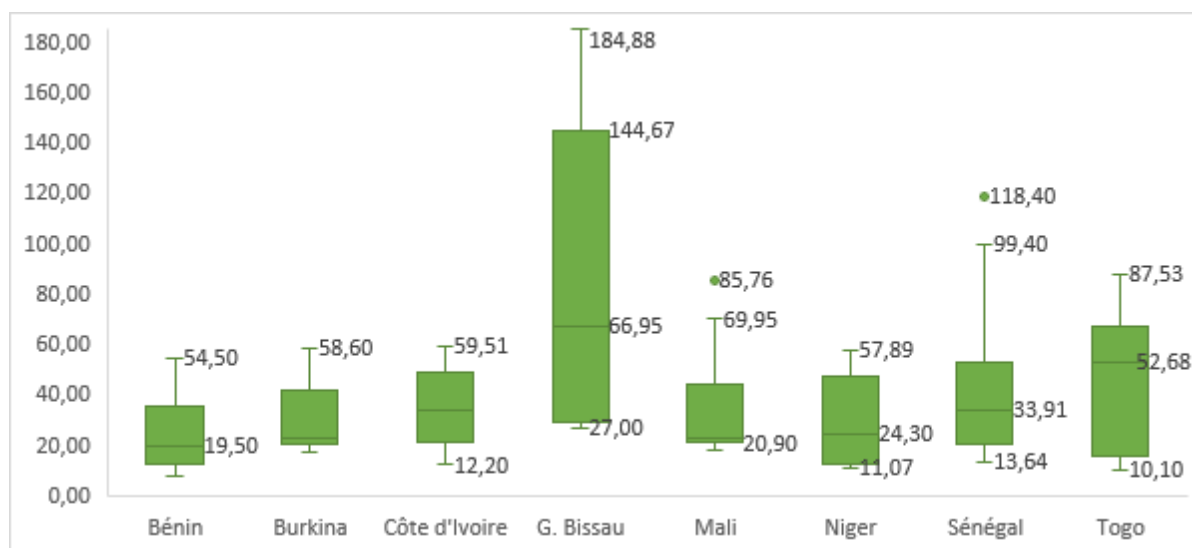
Le déficit budgétaire global de l'Union a ainsi bondi à 5,6 % du PIB en 2020. Cette dégradation des soldes budgétaires a été financée par un recours accru à l'endettement, tant sur le marché régional qu'auprès des partenaires multilatéraux via des financements d'urgence. Un autre facteur critique est le changement radical de l'environnement monétaire mondial et régional. Pour contrer les pressions inflationnistes (7,4 % dans l'Union en 2022), la BCEAO a relevé ses taux directeurs à plusieurs reprises, les portant à 3,50 % pour le taux minimum de soumission. Ce resserrement monétaire a eu un impact immédiat sur le coût de refinancement de la dette des États. Par conséquent, le coût moyen des ressources mobilisées sur le marché régional a doublé en un an. Les taux moyens pondérés pour les bons du Trésor sont passés de 2,88 % en

2022 à 6,10 % en 2023. Le service de la dette (remboursement du principal et des intérêts) pèse désormais lourdement sur les budgets nationaux. En 2023, il a représenté 9 832,6 milliards de FCFA à l'échelle de l'Union, soit 48,5 % des recettes budgétaires totales. Cette situation réduit considérablement l'espace budgétaire pour les politiques de développement.

Le graphique 1 montre une légère inflexion du solde budgétaire vers la fin de la période, suggérant un début de consolidation. Les autorités régionales et le FMI insistent sur l'urgence d'un retour à la norme communautaire de 3 % de déficit budgétaire d'ici 2025-2027. Cette trajectoire est jugée essentielle pour stabiliser le ratio d'endettement et reconstituer les réserves de change de la Banque Centrale.

Ainsi, en 2024, le déficit budgétaire global de l'Union est estimé à 4,8 % du PIB, contre 5,2 % en 2023. Cette amélioration repose sur des réformes de la gestion des finances publiques, notamment la digitalisation des administrations fiscales pour élargir l'assiette et la rationalisation des subventions énergétiques, rendue nécessaire par la cherté de la vie. Toutefois, les profils d'endettement demeurent hétérogènes entre les pays de l'Union.

Graphique 2: Distribution de la dette par pays



Source : Auteur, à partir des données de la BCEAO

L'analyse de la distribution de la dette par pays sur la période 2001-2024 met en évidence des profils de risque et des trajectoires budgétaires distincts. Le boxplot ci-dessus révèle des disparités majeures dans l'amplitude, la médiane et les valeurs extrêmes des ratios d'endettement.

Le Bénin présente une distribution relativement compacte avec une valeur médiane basse, proche de 20 %, et un maximum historique de 54,50 % atteint récemment. Cette configuration suggère une gestion de la dette qui a su rester dans des limites gérables pendant la majeure

partie de la période, malgré une hausse marquée sur la dernière décennie pour financer les dépenses publiques d'investissement. Le Burkina Faso suit une tendance similaire, avec un maximum à 58,60 % et une concentration des données dans la tranche 20-40 %, reflétant une certaine orthodoxie budgétaire jusqu'aux crises sécuritaires récentes. Également, le Niger, bien que possédant un ratio plancher très bas à 11,07 %, montre une dispersion vers le haut atteignant 57,89 %, illustrant l'impact des investissements miniers et pétroliers récents sur le bilan national.

D'autre part, il est noté les économies à forte volatilité et trajectoires atypiques dans leur dynamique d'endettement telles que la Guinée-Bissau, le Togo et le Sénégal. La Guinée-Bissau se distingue par la distribution la plus large et la plus élevée de l'Union. Avec un minimum à 27 % et une valeur médiane dépassant les 66 %, elle a connu des pics vertigineux à 184,88 % du PIB. Cette dispersion extrême témoigne de l'instabilité politique chronique et des difficultés structurelles de mobilisation des recettes domestiques, rendant le pays extrêmement dépendant des appuis extérieurs et des cycles de restructuration de la dette.

Le Togo présente également un profil singulier. Bien que son minimum soit extrêmement bas (10,10 %, atteint en 2012 après l'atteinte du point d'achèvement de l'initiative PPTE), sa médiane se situe au-delà de 52 %, soit le niveau le plus élevé après la Guinée-Bissau. Le maximum à 87,53 % montre que le pays a franchi régulièrement la norme communautaire de 70 %, une situation attribuée à une politique d'investissement public très agressive au cours de la dernière décennie.

L'un des points les plus saillants de l'analyse récente est la valeur aberrante du Sénégal à 118,40 % du PIB en 2024. Jusqu'en 2023, les statistiques officielles plaçaient le pays dans une trajectoire de risque modéré, avec un ratio autour de 76-80 %. Cependant, en 2024 une révision a révélé une accumulation massive d'engagements non documentés et d'arriérés de paiement, projetant le pays bien au-delà de la norme communautaire. Cette réévaluation a eu des conséquences immédiates sur la perception du risque pays. Les agences de notation ont dégradé la note souveraine du Sénégal, reflétant des besoins de financement bruts qui devraient dépasser les 25 % du PIB en 2025. Ce cas illustre un problème systémique de "dette flottante" qui affecte potentiellement d'autres pays de la zone, où la distinction entre les dettes de l'administration centrale et celles des entreprises publiques reste parfois floue.

Dans la section suivante, nous passons à l'évaluation empirique de la soutenabilité de la dette publique dans la zone UEMOA. A cette fin, notre objectif, contrairement aux recherches et

études antérieures sur cette question, consiste à déterminer le niveau d'endettement optimal en testant la réaction du Gouvernement.

2. Analyse et justification du modèle empirique

Nous nous intéressons aux données de panel et, en particulier, à la prise en compte des changements de régime dans les modèles économétriques qui ont pris une place importante dans l'économétrie appliquée. Ceci est dû à la présence de non-linéarité et d'hétérogénéité des individus en séries temporelles et en données de panel.

Le changement de régime dans la théorie est principalement dû à deux facteurs : l'asymétrie des données et les instabilités temporelles des relations induites par des changements structurels. Ainsi, les changements de régime peuvent être soit déterministes soit stochastiques. Dans le premier cas, la date est connue à l'avance (Franses & Van, 2000). En revanche, cette date peut ne pas être connue à l'avance et il existe une variable de transition permettant de la déterminer. Dès lors, les modèles à changement de régime stochastique peuvent être Markoviens ou à seuils selon que la variable de transition est observable ou non. Dans le cadre des modèles markoviens, il est possible d'appartenir, à chaque intervalle de temps, à un régime donné. La variable de transition dans ce cas de figure est inobservable.

Par contre, dans les modèles à seuils, le mécanisme de transition s'effectue simultanément à l'aide d'une variable de transition observable, d'un seuil et d'une fonction de transition. Sur les données de panel, les modèles à seuils sont de deux catégories. En effet, avec un changement de dynamique brusque où la transition est brutale, à dire d'une année à une autre, on parle des modèles PTR (Panel Threshold Regression). En revanche, lorsque la transition se fait sur plusieurs années, il s'agit des modèles PSTR (Panel Smooth Threshold Regression models).

Dans le cas précis de notre travail, nous utilisons les modèles PSTR pour plusieurs raisons. En effet, les pays de la zone UEMOA sont caractérisés par une hétérogénéité au niveau de leurs dynamiques de dette publique. Bien que celle-ci soit soumise aux mêmes contraintes structurelles telles que la dévaluation de 1994, les politiques d'ajustement structurelles (Sarr, 2005), les changements de régime n'interviennent pas souvent dans la même période pour tous les pays. Par ailleurs, selon la littérature, l'impact de la politique budgétaire sur les fluctuations de l'activité économique est assujéti à la dette publique (Tanimune, Combes, & Plane, 2008). De plus, l'évolution de la dette publique depuis 1960 laisse apparaître une non-linéarité sur toute la période et des transitions s'effectuant pour la plupart du temps sur plusieurs années. Les modélisations à seuils (PSTR) reposent sur une transition lisse et ont l'avantage de contenir une infinité de régimes.

Après avoir exposé les fondements théoriques du modèle PSTR, nous passons à la spécification de notre modèle empirique et à la présentation des variables.

2.1. Le modèle empirique

Afin de tenir compte des impacts de la dette publique intérieure et de la dette publique extérieure, nous spécifions notre modèle en fonction de la variable de transition :

$$sb_{it} = \alpha_i + \beta'_0 DETTE_{it} + \beta_1 DETTE_{it} G(q_{it}; \gamma, c) + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Où sp_{it} représente la variable endogène ; x_{it} est la matrice des k variables explicatives ne contenant pas de variables endogènes retardées ; $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)$ et où t iid $(0 ; 2)$; i est le vecteur des coefficients fixes individuels et $DETTE_{it}$ est la fonction de transition associée à une variable de transition q_{it} , à un paramètre de seuil c et à un vecteur de lissage γ .

➤ **Le solde budgétaire** : comme l'indique la méthodologie théorique, nous étudions la soutenabilité de la dette à l'aide d'une analyse non linéaire. À cet effet, dans notre modèle empirique, nous utilisons le solde budgétaire au PIB mesuré par le ratio de la différence entre les recettes et les dépenses publiques ;

➤ **Le ratio de la dette publique** : la principale variable d'intérêt et de transition est le ratio de la dette au PIB. Il s'agit de la dette publique totale, c'est-à-dire la somme de la dette publique intérieure et extérieure rapporté au PIB ;

➤ **Le taux de croissance** : mesuré à partir du PIB. Il permet d'analyser la dynamique de l'activité économique et le cycle économique dans le cadre de l'évaluation de la soutenabilité de la dette publique ;

➤ **La qualité des institutions** : l'indice de gouvernance est calculé à l'aide de l'analyse en composantes principales (ACP). L'indice comporte plusieurs variables, notamment le *contrôle de la corruption, l'efficacité du gouvernement, la stabilité politique et l'absence de violence, la qualité de régulation, l'État de droit et la voix citoyenne et responsabilité*. L'indice de gouvernance est une variable institutionnelle qui permet de mesurer l'effet de la gouvernance à travers la transparence sur la dette publique ;

➤ **L'Indice des prix à la consommation (IPC)** mesure le taux d'inflation, un élément prépondérant du pouvoir d'achat des ménages. Dans la zone UEMOA, le taux d'inflation cible est de 2 %. Ses effets sur l'activité économique demeurent néanmoins contrastés ;

➤ **L'investissement public** est mesuré par le ratio de l'investissement public au PIB.

Les données sont tirées de la base de données de la BCEAO et de la gouvernance de la Banque mondiale et couvrent un échantillon de huit (8) pays de l'Union sur la période 2001-2024, en raison de leur disponibilité.

Les tableaux 1 et 2 présentent, respectivement, les statistiques descriptives et les corrélations partielles entre les variables.

Tableau 1: Statistiques descriptives

Statistique	SB	DETTE	Croissance	INF	IndGouv	InvPublic
Nb. d'observations	192	192	192	192	192	192
Nb. de valeurs manquantes	0	0	0	0	0	0
Minimum	-122,030	7,670	-4,670	-3,500	0,000	0,600
Maximum	60,400	184,880	15,690	14,100	100,000	13,600
Médiane	-5,800	31,008	4,856	1,900	45,201	6,680
Moyenne	-8,737	41,010	4,647	2,393	45,473	6,545
Variance (n)	458,522	1021,536	8,533	7,799	928,235	8,566
Ecart-type (n)	21,413	31,961	2,921	2,793	30,467	2,927

Source : calculs auteur

L'analyse des données du tableau permet d'avoir une première vue sur la distribution et la structure des variables. Notre échantillon est constitué de 192 observations ne contenant aucune valeur manquante. Le solde primaire moyen est déficitaire de -8,74 %, avec un écart-type de 21,41, révélant une forte dispersion. Les valeurs oscillent entre un déficit profond de 122,03 % et un excédent de 60,40 %. S'agissant de la dette publique, la moyenne s'établit à 41 % avec une vaste étendue allant de 7,67 % à 184,88 %. Ce qui suggère une forte variabilité du ratio d'endettement par pays et par période.

La croissance économique moyenne de l'Union sur la période d'étude est de 4,65 %. Elle est relativement stable, avec un écart-type de 2,9 malgré des épisodes de récession (minimum à 4,67 %). Quant au taux d'inflation, il reste stable autour de la moyenne de 2,4 %, ce qui confirme la maîtrise des prix au sein de l'Union. La qualité institutionnelle, mesurée par l'indice de gouvernance, est très hétérogène, couvrant tout le spectre de l'indice (de 0 à 100) avec une moyenne de 45,2. L'effort d'investissement, capté par le taux d'investissement public, affiche une moyenne de 6,5 % du PIB.

Tableau 2: Corrélations partielles des variables

Variables	SB	DETTE	Croissance	INF	IndGouv	InvPublic
SB	1	-0,419	0,051	-0,015	0,055	-0,282
DETTE	-0,419	1	-0,177	0,167	-0,145	-0,116
Croissance	0,051	-0,177	1	0,061	0,196	0,245
INF	-0,015	0,167	0,061	1	-0,053	-0,027
IndGouv	0,055	-0,145	0,196	-0,053	1	0,436
InvPublic	-0,282	-0,116	0,245	-0,027	0,436	1

Source : calculs auteur

2.2. Principaux résultats

➤ Test de dépendance interindividuelle

Afin de déterminer la causalité entre le solde budgétaire et la dette publique au sein des pays de l'Union, nous analysons au préalable leur corrélation. Les tests de dépendance individuelle permettent de conclure quant à l'homogénéité ou non des individus de l'échantillon.

Le tableau présente les résultats d'un test de diagnostic de Pesaran effectué à la suite d'une régression à effets aléatoires (GLS) sur notre échantillon.

Tableau 3: Test de dépendance globale du modèle

Variables	Coefficient	Ecart type	Statistique	p-value
Dette publique	-0,176***	0,042	-4,24	0
Croissance	0,545	0,388	1,41	0,162
Inflation	0,148	0,379	0,39	0,697
Indice de gouvernance	0,089	0,088	1	0,317
Investissement public	-2,905***	0,506	-5,74	0
Constant	10,589**	4,449	2,38	0,018
Pesaran's test of cross sectional independence = 3.484, Pr = 0.0005				

Source : Calcul auteur ; *** p<.01, ** p<.05, * p<.1

L'analyse montre que la probabilité associée au CIPS est nulle. Ce qui permet de rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance transversale. Il existe donc une corrélation entre les erreurs des différents pays du panel. Cela signifie que les pays subissent des chocs communs sur leurs dynamiques de dette et de solde budgétaire. A ce titre, l'analyse des faits stylisés a fait ressortir les similitudes relatives aux programmes d'annulation et/ou d'allégement de la dette ainsi que des trajectoires de désendettement et de réendettement.

Par conséquent, cette existence de dépendance transversale (corrélation entre les pays) justifie l'usage des tests de seconde génération.

➤ Test de stationnarité de seconde génération

Les tests de stationnarité de seconde génération ont été introduits dans la littérature économétrique afin de gérer le problème lié à la corrélation entre les individus d'un même panel. Dans notre contexte, nous estimons que le test le plus approprié est celui de CIPS (Cross-sectionally augmented IPS), également appelé CADF. En effet, contrairement aux tests classiques comme LLC ou IPS, il augmente les régressions de Dickey-Fuller avec les moyennes

transversales des variables pour éliminer l'effet de la dépendance. Les résultats de ce test sont consignés dans le tableau ci-dessus.

Tableau 4: Test de racine unitaire de seconde génération

Variables	CIPS	Décision
Solde budgétaire	-2.454	Stationnaire I(0)
Dette publique	-1.044	Non stationnaire
Dette publique (en différence)	-4.146	Stationnaire I(1)

Source : Calcul de l'auteur. Note : *** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

L'analyse des résultats de nos tests de stationnarité de seconde génération (CIPS) montre une situation mixte nécessitant une attention particulière pour la suite.

En valeur absolue, la statistique du CIPS est supérieure aux valeurs critiques aux seuils de 5 % et 10 %. Par conséquent, l'hypothèse nulle de racine unitaire ne peut être acceptée à ces seuils. Le solde budgétaire est stationnaire en niveau. Il est intégré d'ordre 0, soit I(0). Pour la dette publique, la statistique du CIPS est inférieure aux valeurs critiques en valeur absolue, à tous les seuils. L'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire ne peut être rejetée. La variable de la dette publique est non-stationnaire en niveau. Par conséquent, elle devient stationnaire en différence première.

Ainsi, au regard de nos résultats ci-dessus, nous nous confrontons à deux situations : l'existence de dépendance transversale et la mixité des ordres d'intégration de nos deux principales variables. A ce titre, les tests de causalité classiques à l'instar des tests de Granger standard ou Dumitrescu-Hurlin, risquent de produire des résultats biaisés car ils supposent l'indépendance entre les pays. Par la suite, nous utilisons le test de Juodis, Karavias et Sarafidis (Juodis, Karavias, & Sarafidis, 2021).

➤ Analyse de la causalité entre la dette publique et le solde budgétaire

Le test de JKS (2021) est spécifiquement conçu pour les panels où il existe une dépendance transversale et une hétéroscédasticité des erreurs. Dans ces conditions, il est plus robuste que le test de Dumitrescu-Hurlin et permet de corriger certains biais inhérents aux panels dynamiques.

Tableau 5: Test de causalité à la Granger

H ₀	HPJ Wald		Variable avec un (1) retard		Variable avec deux (2) retards	
	Stat	P-Value	Stat	P-Value	Stat	P-Value
Dette ne cause pas le solde budgétaire	5,68*	0,06	-0,15	-0,342	0,431**	0,02
Le solde budgétaire ne cause pas la dette	22,97***	0,00	0,18***	0,00	0,03	0,517

Source : Calcul de l'auteur. Note : *** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

L'analyse des résultats du test de JKS (2021), illustrée dans le tableau ci-dessus, fournit des conclusions nuancées sur la relation entre la dette publique et le solde budgétaire dans l'UEMOA.

Le test affiche une statistique de HPJ Wald avec une probabilité de 0,06. Au seuil de significativité standard de 5 % l'hypothèse nulle ne peut être rejetée. Il n'y a donc pas de causalité au sens de Granger statistiquement significative de la variation de la dette vers le solde budgétaire à ce seuil précis. Toutefois, le résultat est significatif au seuil de 10 %. Ce qui suggère une relation de causalité faible ou émergente.

En revanche, bien que le test global soit juste au-dessus du seuil de 5 %, l'examen des coefficients individuels par retard apporte un autre éclairage important. D'abord, le coefficient (0,153) du premier retard n'est pas significatif. Ce qui signifie que les variations immédiates de la dette n'influencent pas directement le solde de l'année suivante. S'agissant du second retard, son coefficient (0,431) est statistiquement significatif au seuil de 5 %. Cela indique qu'une variation de la dette survenue deux ans auparavant a un effet prédictif positif et significatif sur le solde budgétaire de l'année en cours.

En outre, s'agissant de la causalité bidirectionnelle, les résultats montrent une statistique de Wald dont la probabilité est nulle et donc inférieure au seuil de 1 %. Ce qui conduit à rejeter fortement l'hypothèse nulle avec une très forte confiance statistique. Le solde primaire cause significativement au sens de Granger les variations de la dette publique dans notre étude.

La significativité économique du second retard suggère l'existence d'une fonction de réaction budgétaire. Dans la littérature sur la soutenabilité, un solde primaire qui réagit positivement à l'accumulation passée de la dette stipule que les autorités ajustent leur politique budgétaire afin de stabiliser la trajectoire de l'endettement (Bohn, 1998). Cette réaction n'est toutefois pas systématique. Dans la suite, nous cherchons à déterminer le seuil à partir duquel celle-ci devient observable via le modèle PSTR.

L'estimation des modèles PSTR requiert une série de tests au préalable avant l'estimation finale. En effet, il convient dans un premier temps de vérifier la non-linéarité entre la variable endogène et la variable d'intérêt. Dans un second temps, la détermination du nombre de seuils et du régime adéquat est une condition nécessaire. Une fois ces deux étapes validées, on pourra faire l'estimation de notre modèle empirique.

➤ **Test de linéarité**

La séquence de ce test est la suivante : le modèle linéaire est testé contre le modèle d'existence du modèle non linéaire avec un seuil. En d'autres termes, l'hypothèse nulle H_0 d'existence de

linéarité est testée contre l'hypothèse H_1 de présence de non-linéarité. Si l'hypothèse H_0 est rejetée, on teste le modèle à un seuil contre le modèle à deux seuils. Le tableau ci-dessus présente les résultats du test de non-linéarité.

Tableau 6: Résultats du test d'homogénéité

m	LMX	PV(LMX)	LMF	PV(LMF)	HACX	PV(HACX)	HACF	PV(HACF)
1	40,20	0,00	7,29	0,00	7,61	0,18	1,38	0,23
2	56,92	0,00	5,01	0,00	7,99	0,63	0,70	0,72
3	62,21	0,00	3,54	0,00	41,98	0,00	2,39	0,00
4	81,24	0,00	3,36	0,00	2,23	1,00	0,09	1,00
5	88,42	0,00	2,84	0,00	16,41	0,90	0,53	0,97
6	92,77	0,00	2,40	0,00	376,70	0,00	9,74	0,00
7	104,60	0,00	2,24	0,00	758,60	0,00	16,26	0,00

Source : calculs auteur

Aux seuils conventionnels de 5 % et de 10 %, toutes les statistiques sont significatives pour les régimes $m=1$ et $m=2$. Par conséquent, l'hypothèse H_0 du modèle linéaire ne peut être acceptée. Ce qui signifie que la relation entre la dette publique et le ratio du solde primaire par rapport au PIB peut se présenter sous la forme non linéaire dans la zone UEMOA.

Le test de non-linéarité constitue une première étape dans la spécification du modèle PSTR. Une deuxième étape permettra de déterminer le nombre de régimes optimaux ainsi que le nombre de seuils ou de fonctions de transition : le test de « non remaining linearity ».

➤ **Test de « non remaining linearity »**

Le tableau suivant résume les résultats obtenus pour le test du choix du nombre de régimes optimal de notre modèle. Le choix de la fonction de transition adéquate se fait sur la base de la somme des carrés des résidus et des critères AIC et BIC.

Tableau 7: Résultats du test de détermination du nombre de régimes

m	LMX	PV(LMX)	LMF	PV(LMF)	HACX	PV(HACX)	HACF	PV(HACF)
1	40,20	0,00	7,29	0,00	7,61	0,18	1,38	0,23
2	21,15	0,00	3,72	0,00	4,64	0,46	0,82	0,54
3	7,53	0,18	1,29	0,27	4,53	0,48	0,77	0,57
4	28,15	0,00	4,66	0,00	7,59	0,18	1,26	0,29
5	12,44	0,03	2,00	0,08	4,68	0,46	0,75	0,59
6	9,34	0,10	1,45	0,21	4,81	0,44	0,75	0,59
7	1,34	0,93	0,20	0,96	6,18	0,29	0,93	0,47
8	0,08	1,00	0,01	1,20	8651,00	0,00	1253,00	0,00

Source : calculs auteur

Les résultats du tableau 5 nous permettent de confirmer l'hypothèse selon laquelle, la relation entre la dette publique et le solde budgétaire peut être matérialisée à l'aide de deux régimes. En effet, sur la base des statistiques du LM et du LM de Fisher, on constate que pour $m=1$, la probabilité est inférieure à tous les seuils. Par conséquent, l'hypothèse nulle est rejetée. En revanche, pour $m=2$, les probabilités sont supérieures aux seuils de 10 %.

Ainsi, la relation entre notre variable endogène et la variable de transition peut se présenter sous la forme d'un modèle non linéaire à deux régimes avec une fonction de transition et un seuil optimal. L'effet seuil de la dette dans l'Union, présenté dans la littérature, est confirmé par nos résultats.

Ainsi, dans ce qui suit, nous pourrions présenter et discuter des résultats des paramètres de la fonction de transition ainsi que de l'estimation finale du modèle PSTR.

➤ Estimation des paramètres du modèle PSTR à deux régimes

Pour la variable de transition, les valeurs des coefficients (β_i) suivant les deux régimes, les paramètres de lissage (γ) et du seuil de transition sont estimés (tableaux 5 et 6). Le paramètre gamma détermine la vitesse/pente du passage entre les régimes. Plus la valeur de ce paramètre est grande, plus la transition est rapide (proche d'un modèle à seuil à transition brutale).

Tableau 8: Estimation des paramètres du modèle PSTR à deux régimes

Paramètre	γ (Pente)	Seuil
Estimation (Est)	0,03492	33,01
Erreur Standard (s.e.)	0,17510	327,90

Source : calculs auteur

Le paramètre de lissage qui décrit la vitesse de passage entre deux régimes est égal à 0,035 et est assez faible pour notre modèle. La faible valeur estimée ici suggère une transition très douce (progressive). Ce qui stipule que la transition entre les deux régimes se fait de manière souple et progressive, d'où le modèle seuil à transition douce (PSTR). Le paramètre seuil estimé est égal à 33,01.

➤ Estimation finale du modèle

Les résultats de l'estimation finale du modèle PSTR sont consignés dans les tableaux suivants. Il convient de souligner qu'à l'instar des modèles logistiques, les coefficients des variables explicatives ne peuvent être interprétés directement tels que des élasticités. En effet, entre deux régimes, il existe une infinité de coefficients. De ce fait, un signe positif du coefficient peut être interprété comme un effet positif de la variable explicative sur la variable endogène. Un signe négatif du coefficient signifierait donc un effet négatif. Seuls les signes des coefficients peuvent être discutés. En outre, en fonction de la variable de transition, les signes des autres variables peuvent se modifier, ou non, en passant d'un régime à un autre.

Tableau 9: Estimation finale du modèle PSTR

Résultats estimations (3 régimes)					
Variable	DETTE	Croissance	INF	IndGouv	InvPublic
Régime 1 (DETTE faible)	0,36	-0,87	0,68	-0,36	-1,49
s.e.	3,86	10,73	8,21	0,47	24,53
Part Non-Linéaire	-0,67	2,74	-1,13	0,89	-3,54
s.e.	3,43	3,43	8,67	3,58	59,30
Régime 2 (DETTE haute)	-0,31	1,87	-0,45	0,53	-5,02
s.e.	0,43	7,47	0,60	3,99	34,78
Ecart type des résidus	12,41				

Source : calculs auteur

Ces résultats, contrairement à l'approche standard de la soutenabilité, montrent qu'il existe une relation non linéaire entre la dynamique de la dette et les finances publiques. Alors que le modèle linéaire suppose que l'impact de la dette publique sur le solde budgétaire est constant pour toutes les observations et toutes les périodes, le PSTR autorise cette sensibilité à varier de manière continue en fonction du niveau d'endettement public.

Le tableau 6 présente les estimations pour un régime de basse dette, un régime de transition et un régime de haute dette. Cette approche permet de capturer l'hétérogénéité temporelle et individuelle au sein du panel, car chaque pays peut se situer à un point différent de la fonction de transition à un instant donné

Les résultats résumés dans le tableau indiquent que la dette publique a un impact mitigé sur le solde budgétaire selon son niveau. Dans un régime où le ratio d'endettement est inférieur au seuil, les effets de la dette sont plutôt positifs. Au-delà du seuil de 33 %, ses effets pervers commencent à apparaître.

Notre résultat contraste notamment avec la norme de convergence fixant le seuil d'endettement à 70 % dans l'UEMOA. Ceci ne traduit pas une non-soutenabilité immédiate, mais une prise en compte plus importante du fardeau de la dette sur les finances publiques, via le service de la dette. La faiblesse du paramètre de lissage stipulant une transition douce sur plusieurs années, implique que la « fatigue budgétaire » ne serait pas systématique. Néanmoins, le résultat implique une anticipation et une gestion plus prudente de la dette pour les autorités. Ceci passerait notamment par : plus de transparence dans la gestion de la dette ; une gestion active dans le refinancement de la dette ; mais également une stratégie d'endettement basée sur un retour progressif aux financements concessionnels et un recours aux ressources domestiques afin de favoriser la dette intérieure.

Dans ces conditions, en régime de sous-endettement, il existe une réaction positive du Gouvernement dans sa politique budgétaire (Owusu, Bökemeier, & Greiner, 2023). Il réagit à

une hausse de l'endettement en améliorant son solde primaire (mesures de consolidation), garantissant ainsi que la dette ne diverge pas. Le coefficient positif du ratio de la dette au PIB décrit une soutenabilité de la dette publique. Dans ce cas de figure, l'État n'ajuste pas la commande publique et poursuit la politique budgétaire initiée au préalable. En réalité, avec un niveau d'endettement acceptable, une bonne partie provient des retombées positives des investissements ainsi que de la productivité. Dans une situation de sous-endettement, les États disposent de marge de manœuvre afin de mettre en œuvre les politiques d'assainissement budgétaire.

Par ailleurs, ces résultats diffèrent de plusieurs autres résultats au sein de la littérature, notamment les travaux de Sarr (2005) et Sira (2012). Ces différences sont dues aux approches méthodologiques. En effet, ces travaux empiriques, pour la plupart, se sont limités à la tendance des séries de la dette et des déficits publics. En d'autres termes, ces auteurs ont testé empiriquement l'évolution des séries, c'est-à-dire leur stationnarité. Or, comme il est souvent prouvé que la dynamique de la dette n'est jamais stable, il est également évident que le retour à la moyenne est peu probable. Ainsi, contrairement à ces études, nos investigations permettent d'analyser la soutenabilité sur des périodes différentes, relativement à la conjoncture économique.

La dette publique a des effets keynésiens dans la mesure où ces ressources sont directement reversées dans le circuit économique à des fins d'investissements publics par exemple. L'évolution du ratio d'endettement et son impact contrasté sont également fortement liés aux évolutions de certaines variables notamment de l'investissement, du solde primaire, de l'inflation, des dépenses publiques ou encore du service de la dette.

Toutefois, dans le cas où le taux d'endettement atteint un certain niveau, la dette publique induit des effets pervers, non keynésiens, voire anti-keynésiens en ce sens que tout endettement conduit à déprimer l'activité économique. Ainsi, le passage au régime 2 voit le coefficient de la dette devenir négatif. Ce basculement illustre parfaitement le concept de « fatigue budgétaire ». Au-delà d'un certain seuil de dette, le coût du service de la dette et les pressions politiques rendent les ajustements budgétaires de plus en plus difficiles, entraînant une dégradation du solde au lieu d'une amélioration. L'État perd alors sa capacité à stabiliser sa trajectoire d'endettement par des efforts discrétionnaires (Mihai et al., 2025). Avec les travaux de Tanimoune et al. (2007), ces effets négatifs de la dette publique ou de la politique budgétaire peuvent être confirmés. Également, les travaux empiriques de Kane (2002) ont établi une causalité entre crise de la dette et crise des finances publiques.

Pour les autres variables, les effets varient en fonction du niveau d'endettement à l'exception du taux d'investissement public. S'agissant de la croissance, la confrontation de nos résultats dans la littérature confirme l'existence d'une relation de cyclicité avec la politique budgétaire. En effet, le coefficient négatif illustre une politique contre-cyclique de l'État qui augmente son déficit quand la croissance économique est faible. En revanche, lorsque l'endettement dépasse le seuil, le signe positif de la croissance stipule une relation pro-cyclique avec la politique budgétaire. Autrement, l'État ne soutient l'économie qu'en période d'expansion.

Le niveau d'inflation suit également le comportement du ratio d'endettement. Dans un régime en deçà du seuil d'endettement, le taux d'inflation agit positivement sur la croissance. En effet, l'amélioration de la productivité entraîne une amélioration de l'offre globale. De plus, la demande globale évolue dans le même sens, le taux d'inflation augmente mais ne dépasse pas 3 %. En pratique ce taux est acceptable pour l'économie. Par contre, dans une situation de surendettement, l'inflation agit négativement. Cette situation peut s'expliquer par la baisse du niveau du revenu national et de la demande. De plus, selon la littérature théorique, en période de fort endettement, les autorités publiques génèrent volontairement de l'inflation afin de réduire le poids de la dette. C'est l'effet Olivera-Tanzi.

S'agissant de l'indice gouvernemental, une meilleure gouvernance pourrait être associée à des dépenses de développement plus importantes, pesant temporairement sur le solde budgétaire, dans le premier régime. Cependant, dans un régime de haute dette, le signe positif montre que la qualité institutionnelle devient un levier de consolidation. Les pays ayant une meilleure gouvernance parviennent mieux à rationaliser leurs dépenses et à collecter l'impôt pour faire face à l'endettement.

Le taux d'investissement conserve un signe négatif constant qui, néanmoins, s'accroît fortement. Cela confirme que l'investissement public, bien que nécessaire pour la croissance future, constitue une charge immédiate pour le solde budgétaire. L'amplification du coefficient négatif dans le régime de haute dette suggère que l'investissement y est probablement plus inefficace ou qu'il est financé par des conditions d'emprunt de plus en plus onéreuses, aggravant mécaniquement le déficit.

Conclusion

L'objectif de cette étude était d'analyser la soutenabilité de la dette publique des États de l'UEMOA. En considérant l'évolution empirique ainsi que les débats controversés autour de cette question, une approche non linéaire est utilisée afin d'évaluer les relations non linéaires de la dette. À cet effet, le modèle PSTR est estimé pour étudier la réaction du solde primaire de

l'État suite aux variations de la dette publique. En se basant sur la littérature théorique et empirique, notre étude se focalise ainsi sur les liens entre la dette publique et le solde budgétaire. La question de la soutenabilité de la dette est assujettie à la réaction du gouvernement qui modifie sa politique budgétaire en fonction du niveau de la dette publique.

Un coefficient positif du ratio de la dette publique retardé par rapport au PIB, traduit une corrélation positive entre les deux variables. En revanche, le signe du coefficient change dès lors que le ratio atteint un certain niveau, soit 33 %. Ces résultats prouvent ainsi l'existence de deux régimes : un régime de sous-endettement où la dette publique est soutenable ; et un régime de surendettement entraînant des effets néfastes sur le comportement discrétionnaire de l'État. Il est important de souligner que le seuil de transition n'est pas homogène suivant les pays.

Les résultats de nos investigations empiriques ont plusieurs implications en termes de politique économique. Le seuil de 33 % bien en deçà de la norme de convergence de 70 % suggère plus de prudence dans les politiques d'endettement qui n'ont pas d'effet de levier immédiat notamment au regard des taux d'investissement public. De plus, le recours aux marchés internationaux noté ces dernières années par les pays de l'Union augmente le risque d'une crise d'endettement. À ce titre, nos résultats suggèrent aux décideurs un retour progressif vers les emprunts concessionnels qui seraient plus enclins à générer un effet de levier financier des investissements financés par la dette publique.

Par ailleurs, l'introduction d'une variable institutionnelle telle que l'indice de gouvernance dans notre modèle empirique appelle à plus de transparence dans la gestion de la dette publique. Ceci passerait par l'application des lois organiques et de règlement sur les finances publiques instaurées par les institutions étatiques et communautaires. À cela s'ajoutent également l'élaboration et la mise en œuvre des stratégies d'endettement favorisant plus le recours à la dette intérieure. En effet, la part prépondérante de la dette extérieure, donc libellée en devises étrangères, expose le portefeuille des États aux risques de change et de taux de change. Dès lors, il est primordial d'assurer une bonne gestion de la dette, en suivant son évolution, particulièrement la dynamique du marché de la dette intérieure.

Enfin, les tests de causalité présentés à l'entame de notre approche empirique ont mis en évidence une causalité bidirectionnelle entre la dette publique totale et le solde budgétaire. L'effet du « cercle vicieux » de la dette implique une maîtrise des déficits budgétaires. À cet effet, la création d'un espace budgétaire devrait passer par une réduction des dépenses improductives notamment les dépenses de fonctionnement en faveur des dépenses d'investissement génératrices de revenus et d'emploi.

Bibliographie

- Agenor, P.-R., Khan, & Mohsin, S. (1996). Foreign currency deposits and the demand for money in developing countries. *Journal of Development Economics*, 50(1), 101-118.
- Bohn, H. (1995). The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, credit and banking*, 27(1), 257-271.
- Bohn, H. (1998). The behavior of US public debt and deficits. *the Quarterly Journal of economics*, 113(3), 949-963.
- Borensztein, E. (1990). Debt overhang, credit rationing and investment. *journal of Development Economics*, 32(2), 315-335.
- Burriel, P., Checherita-Westphal, Cristina , D., Jacquinot, P., & Stahler, N. (2020). Economic consequences of high public debt: evidence from three large scale DSGE models.
- Cohen, D., & Sachs, J. (1896). Growth and external debt under risk of debt repudiation. *European Economic Review*, 30(2), 529-560.
- Cuestas, J., & Regis, P. (2018). On the dynamics of sovereign debt in China: Sustainability and structural change. *Economic Modelling*, 68, 356-359.
- DAFFE, C., & MANGA, C. (2026). DETTE SOUVERAINE ET SOUTENABILITE BUDGETAIRE EN AFRIQUE SUBSHARIENNE : EFFET SEUIL. *Revue française d'Economie et de Gestion*, Volume 7(Numéro 2), 65-83.
- Diop, S., & Bonnemaison, C. (2016). Pays africains et Eurobonds (Euro-obligations): effet de levier pour le financement du développement ou future crise de la dette? *Techniques financières et développement*, 123(2), 27-32.
- Franses, P., & Van, D. (2000). Modèles de séries temporelles non linéaires en finance empirique . *Cambridge University Press*.
- Hénin, P.-Y. (1997). Soutenabilité des déficits et ajustements budgétaires. *Revue économique*, 371-395.
- Jondeau, E. (1992). La soutenabilité de la politique budgétaire. *Économie & prévision*. 104(3), 1-17.
- Juodis, A., Karavias, Y., & Sarafidis, V. (2021). Une approche homogène pour tester la non-causalité de Granger dans les panels hétérogènes. *Économie empirique*, 60(1), 93-112.
- Ndoricimpa, A. (2020). Threshold effects of public debt on economic growth in Africa: a new evidence. *Journal of Economics and Development*, 22 (2), 187-207.
- Olivera, J. (1967). Monnaie, prix et délais fiscaux : une note sur la dynamique de l'inflation. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 20(82), 258-267.
- Owusu, B., Bökemeier, B., & Greiner, A. (2023). Assessing nonlinearities and heterogeneity in debt sustainability analysis: a panel spline approach. *Empirical Economics*, 1315-1346.
- Patillo, C., Ricci, & Luca, A. (2011). External debt and growth. *Review of economics and institutions*. 2(3), 30.

Quintos, C. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts., 13(4), 409-417. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(4), 409-417.

Raffinot, M. (1998). Soutenabilité de la dette extérieure. *Document de travail DT/98/01*.

Rocher, E. (2007). Les risques de ré-endettement des pays en développement après les annulations de dettes. *Bulletin de la Banque de France*, 157, 35-44.

Roubini, N. (2001). Why should the foreign creditors of argentina take a greater hit/haircut than the domestic ones: on the economic logic, efficiency, fairness and legality of 'discriminating' between domestic and foreign debt in sovereign debt restructurings. *Stern School of Business, New York University*.

Sene, B. (2014). Real Exchange Rates Dynamic and Debt Sustainability in Developing Countries. Available at SSRN 655901.

Stiglitz, J. (1986). The new development economics. *World Development*, 14(2), 257-265.

Tanimune, N., Combes, j., & Plane, P. (2008). La politique budgétaire et ses effets de seuil sur l'activité en Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). *Économie & prévision*(186 (5)), 45-162.

Teică, R. (2012). Analysis of the public debt sustainability in the Economic and Monetary Union. *Procedia Economics and Finance*, 3, 1081-1087.

Tran, N. (2018). Debt threshold for fiscal sustainability assesment in emerging economies. *Journal of Policy Modeling*, 40 (2), 375-394.

Wilcox, D. (1989). Wilcox, D. W. (1989)The sustainability of government deficits: Implications of the present-value borrowing constraint. *Journal of Money, credit and Banking*, 21(3), 291-306.