



## **La dynamique de la dette publique : cas des pays de la CEMAC**

***Author:***

***Pierre Gaëtant ANGO NGUEMA<sup>1</sup>***

***Affiliation:***

*Enseignant chercheur en Sciences Economiques, Membre du Centre d'Étude et de Recherche en Développement International et du Management des Organisations (CERDIMO) – Université Omar Bongo (UOB) – Gabon*

***Received:* March 15<sup>th</sup>, 2024; ***Accepted:* April 21<sup>st</sup>, 2024; ***Published:* April 26<sup>th</sup>, 2024******

***DOI:* <https://zenodo.org/record/11069120>**

### **Résumé**

L'objet de cette étude est de donner un essai sur la problématique de la soutenabilité de la dette publique. Nous cherchons à analyser l'aptitude et la viabilité de la dette publique dans les six pays de la CEMAC à garder leurs stabilités du développement, en appliquant un choc de croissance économique sur la base de la relation de causalité entre les variables spécifiques pour la période 1990-2022. L'étude est basée sur le modèle dynamique vectoriel de correction d'erreurs (PVECM) en données de panel permettant d'étudier le mécanisme de propagation, à court et à long terme, des chocs par le biais des fonctions de réponses impulsionnelles (IRF). Les principaux résultats produisent une vision future sur les évolutions probables de la dette publique en présence d'un choc de PIB. Ils montrent que la dette publique serait interactive avec le choc survenu dans le PIB, avec la présence d'un caractère tendancielle. Cette évolution tendancielle pose clairement le risque d'une insoutenabilité de la dette publique.

**Mots clés:** Dette publique, Soutenabilité, Chocs économiques, Panel VAR/VECM, IRF.

### **Abstract**

The purpose of this study is to provide an essay on the issue of public debt sustainability. We seek to analyze the ability and sustainability of public debt in the six CEMAC countries to keep their development stabilities, by applying an economic growth shock based on the causal relationship between specific variables for the period 1990-2022. The study is based on the dynamic vector error correction model (PVECM) in panel data to study the mechanism of propagation, in the short and long term, of shocks through the impulse response functions (IRF). The main results produce a future vision on the probable evolutions of public debt in the presence of a GDP shock. They show that public debt would be interactive with the shock occurring in GDP, with the presence of a trend character. This trend clearly poses the risk of public debt becoming unsustainable.

**Keywords:** Public debt, Sustainability, Economic shocks, VAR/VECM Panel, IRF.

## 1. Introduction

La trajectoire et la viabilité de la dette publique observées dans les pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) sont régulièrement entravées par des processus inadéquates de la croissance économique, qui elle-même est liée à la complexité d'un grand nombre d'agrégats interagissant sans coordination centrale (Zomo Yebe [2016]). Dans ce contexte, les chocs macroéconomiques et l'accumulation continue de la dette publique conduisent souvent aux ratios d'endettement public les plus élevés, rendant difficile l'analyse de la dynamique de la dette publique de ces pays si la complexité observée n'est pas correctement gérée, surveillée et progressivement réduites selon la capacité des gouvernements concernés à s'acquitter seuls de leurs obligations actuelles et futures en matière de dette.

D'ailleurs, les effets de la crise financière de 2009, de la baisse du cours pétroliers de 2016, de la pandémie de Covid-19, puis des effets délétères liées à la crise Russo-Ukrainienne témoignent fortement une augmentation des ratios dette publique sur PIB quant à leurs évolutions au niveau mondial suites aux différentes fluctuations macroéconomiques (Ando et al [2023]). En outre, dans les pays de la CEMAC, cet accroissement de l'endettement public ne se manifestent pas de la même façon car ces derniers sont homogènes et continuent tous à restructurer leur dette. Et, bien que les chocs macroéconomiques dans ces pays aient cependant des caractéristiques différentes, ces économies sont généralement sensibles aux chocs économiques, et la persistance de déficits publics élevés se traduit souvent par un accroissement de la dette publique (Zamaróczy et Al [2018]). Alors, dans le long terme, le respect de la contrainte budgétaire, qui est une contrainte de financement, impose un ajustement des recettes et des dépenses publiques.

Dans ce contexte, la trajectoire de la dette publique des pays de la CEMAC est toujours un sujet brûlant d'actualité étant donné que les effets liés aux chocs macroéconomiques sur le ratio de la dette publique sont généralement plus forts en période de récession mais plus persistants en période d'expansion selon la Banque Mondiale [2022]. Ainsi pour commencer un ajustement des recettes et des dépenses, il est primordial de déterminer à quelles conditions le ratio dette-PIB peut être stabilisé. A cet effet, nous estimons que l'analyse de la dynamique de la dette permet d'éclairer sous un jour nouveau la question de la soutenabilité de la dette (Timbeau et al. [2021], étant donné que la soutenabilité de la dette est une condition nécessaire de la stabilité macroéconomique, car elle représente l'équilibre de long terme dont le niveau de la dette publique doit-être compatible avec l'évolution des recettes budgétaires. Mais également, elle représente la capacité d'un État à s'acquitter seul de ses obligations en matière de dette. Alors, nous pensons comme Wyplosz [2016], que définir la

dynamique de la dette publique des pays de la CEMAC nous conduira à (1) connaître quelle serait la trajectoire de long terme de la dette, et (2) d'appréhender si cette trajectoire rencontre à un moment une condition de rupture ou/et des effets rétroactifs, la rendant insoutenable, impliquant dans le futur des ajustements brutaux et douloureux liés ainsi à une construction fragile et incertaine (Flanagan et al. [2019])<sup>1</sup>.

C'est pourquoi nous proposons d'étudier ici la dynamique de la dette publique des six pays de la CEMAC en réponse à une situation économique instable, dont les finances publiques de ces derniers apparaissent dans un état d'addiction grave à la dette publique. De nombreuses études ont été effectuées enfin d'analyser l'effet de l'accroissement de la dette publique des États sur le taux de croissance (Carton [2013] ; Aïda [2014] ; Avom et al. [2015] ; O. Guisse [2016] ; Zomo Yebe [2016] ; De Vita et al. [2018] ; S.Patrice [2020] ; Tatouti [2021] ; Sambou [2023]), alors qu'ici nous allons présenter une relation inverse à savoir, l'effet de la croissance économique sur la situation de la dette publique et plus précisément de sa viabilité.

Cette réflexion est menée essentiellement pour deux raisons : la première est la progression du taux d'endettement<sup>2</sup>. A la fin de 2022, la dette publique du Gabon avoisinait les 60 % alors qu'elle était proche de 39 % en 2015, celle du Cameroun est proche de 45,8 % comparée à l'année 2018 (soit 32 %), le Tchad enregistre un taux d'endettement de 68% du PIB par rapport à celui de 2021 estimé à 55,9 %, celui de la Centrafrique est passé de 43,4 % à 44,7 %, la Guinée Equatoriale reste exposée à un risque de surendettement avec un taux de 35,5 %, et le Congo est ressorti avec un taux de 109,7 % du PIB supérieur au seuil de convergence de la CEMAC plafonné à 70 %. La deuxième raison est la volatilité du taux de croissance économique des pays de la CEMAC du fait que les équilibres macroéconomiques sont menacés par les différents facteurs internes et externes (Égert [2015] ; Lee et al. [2017] ; Hansen [2017]).

## 2. Revue de la littérature

Selon la théorie économique, la question de la soutenabilité de la dette, notamment l'analyse de la viabilité de la dette publique des pays, est principalement inspirée de l'équation dynamique de la dette publique qui met en relation le ratio de la dette au PIB et le taux de croissance du PIB. De nombreuses études ont proposé une revue des modèles théoriques et empiriques d'analyse de la dynamique de la dette publique (Arnone et al. [2016] ; Debrun et al. [2018] ; Raffinot et Ferry [2019]). Au plan empirique, plusieurs méthodes ont été proposées

<sup>1</sup> « Trois mesures à prendre pour prévenir une crise de la dette », Martin Mühleisen et Mark Flanagan, 18/01/2019 ; Revue annuelle du Fond Monétaire International (FMI,2020).

<sup>2</sup> FMI et Banque Africaine de Développement (BAD, 2023).

pour évaluer la trajectoire de la dette dans le cadre de l'analyse de la soutenabilité de la dette publique. En particulier, sous certaines hypothèses concernant le comportement de la croissance économique, les propriétés des séries chronologiques et des séries en données de panel, notamment la stationnarité et la cointégration ont été utilisées pour évaluer la dynamique de la dette publique dans une approche rétrospective.

Le cadre de viabilité de la dette (CVD), élaboré par le FMI et la Banque Mondiale en 2005, propose un mécanisme pour guider les pays et les bailleurs de fonds dans la mobilisation des financements nécessaires au développement des pays à faible revenu, tout en réduisant les risques d'une accumulation excessive de dette publique dans le futur. Les seuils recommandés pour la soutenabilité sont fixés en fonction de la qualité de la gouvernance, mesurée par le CPIA (Country Policy and Institutional Assessment) de la Banque mondiale (Kraay et Nehru [2006]). Des critiques ont été formulées sur ce CVD, notamment la non-exhaustivité de ses facteurs d'analyse. Des pays à risque élevé n'ont pas été anticipés par le CVD et des diagnostics alarmants prévus ne se sont pas révélés vrais dans les faits. En outre, le modèle économétrique de l'analyse empirique pour établir les seuils de Kraay et Nehru [2006] présente des insuffisances méthodologiques, notamment un faible échantillon de pays. Ainsi, des approches alternatives de la dynamique de la dette publique ont été proposées.

Les approches alternatives ont recours à la modélisation macro-économétrique, dont quel que soit le modèle utilisé, il est sujet à des contraintes liées à la période retenue, de l'échantillon, de la spécification et des événements futurs imprévisibles. L'approche alternative initiée par Blanchard et al. [1990] repose sur la proposition d'un ratio d'endettement dérivé de l'état stationnaire de l'économie, soit le ratio de la dette sur PIB vers lequel l'économie aurait tendance à converger à long terme. Ce taux serait la source de stabilisation de la dette publique à l'état d'équilibre. Les modèles théoriques dit « d'espace budgétaire » cherchent à déterminer la limite au-delà de laquelle il y aurait un défaut de paiement sur la dette souveraine (Ghosh et al. [2013]) ou avec une « limite budgétaire » (Bi et Leeper [2013]).

Mendoza et Oviedo [2004] ont introduit l'hypothèse de la « limite de dette naturelle » pour le cas des pays émergents. Cette limite serait le ratio d'endettement maximum que le gouvernement serait en mesure de respecter avec certitude, même dans les pires situations budgétaires. Elle prendrait en compte les problèmes de défaillance des marchés financiers en cas de forte volatilité macroéconomique, à partir de modèles de durabilité. Enfin, des modèles ont été consacrés au « fardeau virtuel de la dette » analysant les conditions dans lesquelles il serait préférable pour les États de ne pas rembourser la dette (Krugman [1988] ; Sachs [1989] ; Obstfeld et Rogoff [1996]). Par ailleurs, les modèles d'équilibre générale dynamique stochastique (DSGE) et

probit ordonné à effet aléatoire ont également été utilisés pour déterminer la probabilité (distribution de probabilité) de défaut souverain, soit le ratio maximal de la dette publique sur PIB qui serait compatible avec la stabilité du niveau général des prix.

Bohn [1998, 2008] a proposé une approche basée sur l'estimation de fonctions de réaction budgétaire. Selon cette approche, une condition suffisante pour la soutenabilité de la dette est que le gouvernement réagisse systématiquement aux augmentations de la dette publique en ajustant le solde primaire net des intérêts. Dans les analyses économétriques, cette condition est généralement testée en régressant le solde primaire sur la variable de la dette retardée d'une période. En présence de relation linéaire, un coefficient d'endettement positif et significatif indiquerait une faible preuve de durabilité et une moindre capacité de remboursement de la dette à long terme. Les applications empiriques sont pertinentes pour tirer des enseignements sur les comportements futurs et pour distinguer les canaux par lesquels les gouvernements peuvent mettre en œuvre des politiques budgétaires durables (Bouabdallah et al. [2017]). Elles sont cependant orientées sur le passé.

L'approche par la contrainte budgétaire intertemporelle (dite comptable) de l'État apparaît pertinente pour saisir la viabilité de la dette, étant donné qu'elle se base sur la fonction temporelle d'accumulation de la dette (Harrod et Domar [1944] ; Blanchard [1990]), et du fait que saisir la tendance future du risque de surendettement au moyen de la dynamique consiste à déterminer la tendance de l'évolution de la dette publique des pays concernés (Galbraith [2010]). Selon Galbraith [2010], il s'agit de savoir, compte tenu de la politique budgétaire menée par les autorités, si la dette ne risque pas d'atteindre des proportions excessives. Les auteurs ont utilisé des tests statistiques pour évaluer cette soutenabilité en proposant certains indicateurs pour la mesurer, qui se diffèrent selon un critère de durabilité, s'appuyant sur le principe d'actualisation du solde primaire qui devrait dépasser le niveau de la dette. Partant du même principe, Fève et Hénin (1998) ont présenté une nouvelle stratégie des tests statistiques bivariés et multivariés pour mesurer la soutenabilité de la dette publique. En pratique, une étude menée par le FMI [2003] propose d'opérationnaliser ce concept en estimant les soldes primaires attendus, les taux d'intérêt futurs et la croissance future sur la base de leurs moyennes historiques à long terme.

Uctum et Thurston [2004] ont évalué la soutenabilité de la dette publique par un test de racine unitaire, ce qui fait appel à une définition actuarielle de la soutenabilité. Leur approche s'appuie sur le fait qu'une dette n'est soutenable que lorsqu'elle suit un processus stationnaire, c'est-à-dire que le processus générateur de cette variable ne se modifie pas dans le temps. Dans le même sens, le FMI a adopté un mécanisme d'analyse de soutenabilité DSA (Debt Sustainability Analysis). Il s'agit

en effet, d'une étude de soutenabilité budgétaire et de la dette publique, avec l'utilisation de diverses méthodes comme le Stress test, Bound test, test de Scenarior. Ces différentes techniques mesurent et testent l'impact des chocs macroéconomiques sur la trajectoire de la dette publique et l'évolution des politiques budgétaires. Parmi les chocs étudiés, on trouve ceux liés au taux de croissance, à l'inflation et...

Comparativement aux autres approches et au vu des travaux empiriques, le cadre d'analyse proposé par Bouabdallah et al. [2017] présente l'avantage de la complémentarité des analyses. Il s'agit d'un cadre d'évaluation de la soutenabilité qui combine une évaluation de chocs déterministe et stochastique, d'une part, ainsi que la proposition des indicateurs de suivi de l'endettement, d'autre part. Cependant, les différentes approches de l'analyse de la capacité des États à rembourser la dette ont pour fondement l'équation dynamique de la dette. Elle est dérivée de l'équilibre Ressources – Emplois de la comptabilité nationale (Raffinot et Ferry [2019]). Selon Raffinot et Ferry [2019], une façon de tenir compte de l'instabilité serait de faire des projections en considérant certaines variables comme des variables aléatoires. La dynamique du ratio d'endettement est alors déterminée en faisant recours aux caractéristiques stochastiques d'une série de variables ou en tenant compte de leur dépendance statistique (Garcia et Rigobon, 2004 ; Tanner et Samake [2006]). Cette approche est utilisée par le FMI dans ses analyses de soutenabilité de la dette publique même si elle est sujette à critique, en raison de l'hypothèse que les caractéristiques stochastiques sont identiques dans le futur à ce qu'elles étaient dans le passé.

Wyplosz [2011] a souligné toute la difficulté de l'analyse de la soutenabilité en précisant qu'il n'existait pas d'approche sans critique. Il la définit comme une « mission impossible », puisqu'il s'agit de définir une dynamique sur le « futur » qui est incertain. En effet, les évaluations de la capacité de remboursement des États dépendront toujours fondamentalement du scénario de base et de ses hypothèses. Les chocs internes et externes aux États et l'apparition de phénomènes économiques de type « cygne noir » comme la pandémie de la Covid-19 pourraient justifier ce degré d'incertitude. Pour y parvenir, la méthodologie adoptée est basée sur une approche synthétique axée sur trois blocs d'analyse complémentaires pour évaluer la soutenabilité de la dette. Le but est de concevoir un cadre permettant d'informer ou de déterminer en avance le risque que courent les États en termes de soutenabilité :

**Le premier bloc** est déterministe et repose sur l'analyse du ratio de la dette au PIB, en présence de certains chocs sur l'économie captés par la dynamique de l'activité économique. Cette dernière est affectée par les variations du solde budgétaire et l'écart de production (Bouabdallah et al. [2017] ; Warmedinger et al. [2015] ;

FMI [2018]). Ce bloc permet de prendre en compte l'impact des chocs défavorables sur la dynamique de la dette et les variations du solde budgétaire permettent de tester la résilience des économies, la capacité de remboursement des États et les ajustements face aux chocs; **Le deuxième bloc** fait une analyse du ratio de la dette publique dans une approche stochastique basée sur l'analyse de l'évolution du ratio de la dette au PIB face aux chocs aléatoires. Il repose sur l'estimation de modèles VARs sur les déterminants du ratio de la dette au PIB et une simulation de chocs aléatoires par la méthode de bootstrap (Bouabdallah et al. [2017]). Ce bloc d'analyse prend en compte les incertitudes, pour simuler les trajectoires du ratio de la dette au PIB, en fonction de ses déterminants et des facteurs relatifs à la capacité d'endettement des États (FMI [2018]) ; **le troisième bloc** propose la conception d'un indicateur synthétique de la capacité à rembourser dans le cadre de l'analyse de la viabilité de la dette publique. A partir d'une analyse en composantes principales, les ratios de solvabilité de la dette publique des États et des facteurs institutionnels ainsi que le risque-pays sont combinés pour déterminer cet indicateur. Ce bloc permet d'appréhender les risques de solvabilité à moyen et long terme, qui ne peuvent pas être directement saisis dans les blocs déterministe ou stochastique.

Nouhaila Belfatmi et Ouakil Hicham [2019] soulignent, dans leurs travaux empiriques, que l'analyse de la dynamique de la dette devient une routine pour les grands organismes financiers, car elle permet de faire face aux différents risques associés à un endettement excessif et insoutenable. Ces derniers analysent la situation du Maroc et montrent que la sensibilité de la dette publique d'un pays face à un choc de croissance, en indiquant que l'évolution prévue de la dette est susceptible d'être modifiée par les changements affectant la situation économique, et ce, en se servant d'une étude quantitative de la propagation dynamique des chocs économiques dans un système linéaire (VAR), et de la fonction de réponse aux impulsions (IFR). Toutefois, les auteurs ne montrent pas les implications liées aux relations de causalité entre les variables spécifiques ni à court terme et ni à long terme.

Fort de cette littérature abondante, nous étudions la soutenabilité de la dette publique des pays de la CEMAC en analysant leur dynamique. Pour ce faire, nous examinons la situation de la dette publique en réponse d'un choc de PIB. Nous tentons de voir comment une fluctuation ou une perturbation du PIB affectera la dynamique de la dette publique de la CEMAC, afin de mieux prendre en considération les risques d'aggravation de la dette sur la base de la relation de causalité entre les variables spécifiques et ce, à l'aide du modèle PVAR/PVECM qui intègre l'analyse des chocs-impulsions et des effets à court et à long terme.

### 3. Méthodologie

#### 3.1. Modèle et méthode d'estimation

En s'inspirant de l'approche méthodologique de Nouhaila et Ouakil [2019], nous adoptons un modèle VAR/VECM en donnée de panel pour étudier la relation entre les variables reflétant les chocs macroéconomiques sur la situation de la dette publique des pays de la CEMAC. Le choix de ce modèle se justifie par le fait que le modèle vectoriel autorégressif (VAR) développé par Sims [1980] et le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) intègrent des tests de racine unitaire qui font appel à une définition actuarielle et des tests de cointégration, et ils permettent d'apprécier les effets à court et à long terme au regard des réponses impulsionnelles à la suite de chocs. Ce sont des modèles multivariés dynamiques qui visent à traiter de manière égale un ensemble simultané de variables, la variable endogène étant régressée sur ses propres décalages et les retards de toutes les autres variables en considérant un système d'ordre fini. Le plus important dans l'utilisation de ces modèles s'est leur capacité à estimer la dynamique générale d'un système et d'arriver à décrire sa réaction par rapport à un choc sur les termes des innovations, et ce, à l'aide d'outils de fonction des réponses aux impulsions (IRF). Dans cette étude, le VAR ( $k$ ) est modélisé comme suit :

$$y_{it} = \phi + A_1 y_{it-1} + \dots + A_j y_{it-k} + u_{it}$$

(1)

où  $y_{it}$  est un vecteur de dimension (7.1) incluant les variables de  $y_{it}$  à la date  $t$ , pour le pays  $i$ , qui sont cointégrées comme  $y_t = [p_t, x_t, \dots, b_t]$ .  $A_j$  est une matrice de paramètres de dimension (7.7),  $j = 1, \dots, k$  le nombre de retard.  $\phi$  est un vecteur d'interception de dimension (7.1) et  $u_{it}$  est un vecteur de dimension (7.1) contenant sept termes d'erreur (le vecteur des innovations est iid). L'estimation des fonctions de réponses impulsionnelles du modèle revient à décrire comment la valeur à une date  $t$  d'une innovation<sup>3</sup>  $u_{it}$  de la variable  $y_i$  de  $y$ , va affecter les variables pour les dates  $t, t+1, t+2, \dots$ . Les IRF sont calculées comme suit :

$$IRF = \sum_{y=0}^k \frac{\partial y_{it}^{\omega} + y}{\partial u_{it}^j} \quad \text{pour } k = 1, 2, \dots$$

(2)

#### 3.1.1. Test de stationnarité pour les données de panel

<sup>3</sup> La simulation d'un modèle structurel repose généralement sur l'analyse des effets statiques et dynamiques d'une variation d'une ou plusieurs exogènes sur les variables endogènes du modèle. Néanmoins un VAR ne contient pas de variables exogènes. Pour simuler ce modèle, il est en fait nécessaire de considérer les innovations comme des variables exogènes et d'analyser les effets des fluctuations d'une ou plusieurs innovations sur les variables du modèle VAR.

Avant de commencer le processus d'estimation de la dynamique de la dette publique des pays de la CEMAC, il est obligatoire de tester la stationnarité qui consiste à analyser les propriétés des données afin de ne pas se tromper sur les relations entre les variables et éviter des estimations fallacieuses. Il existe de nos jours deux générations de tests de stationnarité, dont les tests dits de premières générations tels que les tests de Levin, et al. [2002, LLC], Im et al. [2003, IPS] et Hadri [2000] qui reposent sur les hypothèses d'indépendance transversale, et les tests dits de secondes générations (Pesaran [2003, CADF], Pesaran [2007, CIPS]) qui sont quant à eux, robustes à la dépendance transversale. Ainsi, en donnée de panel, il convient de tester la dépendance transversale (Pesaran [2004], Friedman [1937] et Frees [1995]), ou de tester la forte dépendance transversale (Pesaran [2021]) qui reposent sur l'hypothèse nulle d'indépendance transversale, afin de pouvoir choisir la catégorie de tests de racines unitaires à mettre en œuvre. Afin d'étudier l'existence de ruptures structurelles, la robustesse est vérifiée à la fois sur des unités transversales uniques et sur l'ensemble des données du panel.

#### 3.1.2. Cointégration en panel

L'analyse de cointégration dans le cas d'une série spatiale unique a été considérablement améliorée par la technique de cointégration en panel des séries temporelles de Pedroni [1999, 2000], qui permet l'interdépendance dans le cas de données transversales avec des effets individuels dans les intercepts et les pentes de l'équation de cointégration. Selon Pedroni [1999], la régression en panel des séries temporelles peut s'écrire comme suit :

$$y_{i,t} = \alpha_t + \delta_{i,t} + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \dots + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + e_{i,t}$$

(3)

où  $t = 1, \dots, T$ ;  $i = 1, \dots, N$ ; et  $m = 1, \dots, M$ . Avec,  $T$  représente le nombre d'observations dans le temps,  $N$  représente le nombre de cas individuels dans le panel et  $M$  représente le nombre de variables de régression. Selon Pedroni [1999], il existe sept statistiques pour tester la cointégration dans le cas de données de panel. Quatre statistiques prennent en compte la cointégration intra-dimensionnelle et trois statistiques prennent en compte la cointégration inter-dimensionnelle. D'autres tests utilisés dans le cas de la cointégration en panel dont celui de Kao [1999] et de Johansen [1988, 1992]. D'autres tests utilisés dans le cas de la cointégration de panel basée sur les résidus ont été introduits par Westerlund [2005] qui se réfère aux statistiques du rapport de variance et ne nécessite pas de corrections pour les corrélations sérielles résiduelles, le test de Persyn et Westerlund [2008] présente une correction d'erreur basée sur le test de cointégration, Westerlund et Edgerton [2008] ont pris en compte la présence de ruptures structurelles au sein du panel. Il est également proposé la procédure PVAR de Johansen [1992] afin d'examiner si une cointégration existe et si une relation à long terme existe entre les variables.

### 3.1.3. Causalité de Granger et estimation du panel DOLS

La mise en œuvre du modèle VAR/VECM en panel résulte à la fois du test de cointégration et du fait que le modèle VAR/VECM considère toutes les variables comme à priori endogènes, en contrôlant les interactions entre les variables dépendantes et indépendantes. Granger [1988] a présenté l'effet causal d'une variable sur

$$\Delta Debt_{it} = c_{1i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1ik} \Delta Pib_{it-k} + \sum_{i=1}^k \beta_{1ik} \Delta Rep_{it-k} + \sum_{i=1}^k \varphi_{1ik} \Delta Dep_{it-k} + \sum_{i=1}^k \gamma_{1ik} \Delta Impt_{it-k} + \sum_{i=1}^k \lambda_{1ik} \Delta Expt_{it-k} + \sum_{i=1}^k \delta_{1ik} \Delta SDebt_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

où  $\Delta$  représente la première différence ;  $ECT_{t-1}$  représente le terme à correction d'erreur retardé ( $c_{1i}$ ) ;  $k$  représente la longueur du retard ; et  $\varepsilon_{it}$ ,  $\mu_{it}$  et  $\xi_{it}$  représentent les termes d'erreur non corrélés en série. La direction des causalités du panel peut être identifiée en testant la signification des coefficients des variables dépendantes dans l'équation (4). La méthodologie VECM sur données de panel représente un mélange entre l'approche VAR traditionnelle et l'approche sur données de panel. Le modèle VAR considère toutes les variables du système comme endogènes, et les données de panel permettent une hétérogénéité individuelle non observée. Dans le cas où les variables de  $y_{it}$  sont cointégrées, selon la méthodologie de cointégration de Johansen et Juselius [1992], un VECM peut être estimé comme suit :

$$\Delta y_{it} = \prod y_{it-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

où  $\Delta y_{it}$  est un vecteur de dimension (7.1) qui comprend la dette publique, la croissance du PIB réelle, les dépenses et les recettes publiques, les exportations et les importations, le service de la dette sous la forme de  $[\Delta pt, \Delta xt, \dots, \Delta bt]$ .  $\Gamma$  représente l'ajustement à court terme, et  $\mu_{k-1}$  représente le terme de correction d'erreur. Le terme d'erreur  $\varepsilon$  est un vecteur d'innovations indépendantes et identiquement distribuées. Le terme de correction d'erreur doit être significatif et négatif pour mettre en évidence la causalité à long terme. La correction d'erreur est liée à l'écart de la dernière période par rapport à l'équilibre à long terme, influençant la dynamique à court terme de la variable dépendante. Pour examiner si les variables sont cointégrées, nous avons utilisé le ratio de vraisemblance du test de la valeur propre maximale et le test de la trace. Pour estimer l'équation de régression, nous avons considéré les estimateurs FMOLS (full modified OLS), DOLS (dynamic OLS), PMG/ARDL (pooled mean group estimator), GMM (generalized method of moments).

### 3.2. Données

Les variables reflétant les chocs macroéconomiques sur la dynamique de la dette publique ont utilisé des données annuelles fournies par la base de données de la Banque mondiale [WDI, 2023], du Fond

Monétaire Internationale [FMI, 2023], les données statistiques de country-economy [2023] pour la période 1990-2022. Les données manquantes ont été ajustées par la méthode des moyens mobiles. Ces variables ont été prises en conformité avec la revue de la littérature théorique économique ainsi que les contraintes liées à la non-disponibilités des données. L'échantillon, sélectionné pour cette étude représente les pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (Cameroun, Centrafrique, Congo, Gabon, Guinée Equatoriale, Tchad).

Dans notre étude, le vecteur  $y_t$  de dimension (7.1) contient sept (7) variables : **Debt** désigne le fardeau de la dette intérieure et extérieure du pays, elle est mesurée par le ratio dette publique du compte général de l'Etat en % du PIB ; **Pib** représente les chocs macroéconomiques, sa mesure la plus complète est simplement la croissance du PIB réel en pourcentage qui reflète la confluence de tous les chocs domestiques et extérieurs ; **Dep** et **Rep** représentent respectivement les dépenses et les recettes publiques de l'Etat en % du PIB ; **SDebt** représente le service de la dette publique totale de l'Etat qui indique le montant du capital restant à rembourser en % du PIB ; enfin, **Expt** et **Impt** qui désignent respectivement les exportations et les importations en % du PIB.

Afin d'examiner les caractéristiques de l'échantillon, les statistiques descriptives (univariées et corrélation de Pearson) ont été calculées et sont présentées dans le tableau 1. Ainsi, le tableau 1 ci-dessous, d'après le test de normalité de Jarque-Bera<sup>4</sup>, montre que seule les dépenses publiques (Dep) suivent une loi normale. L'hypothèse de normalité n'est pas rejetée pour une p-value critique supérieure à 5%. Une explication logique et cohérente tient du fait que les pays de la CEMAC opèrent dans un contexte caractérisé par des faibles politiques

La règle de décision est telle que au seuil de 5%, on pose : L'hypothèse nulle (H0) : on ne rejette pas l'hypothèse de normalité dès que la valeur de la probabilité est supérieure à 0.05 ; Contre l'hypothèse alternative (H1) : l'hypothèse de normalité sera rejetée dès que la valeur de la probabilité est inférieure ou égal à 0.05.

<sup>4</sup> La règle de décision est telle que au seuil de 5%, on pose : L'hypothèse nulle (H0) : on ne rejette pas l'hypothèse de normalité dès que la valeur de la probabilité est supérieure à 0.05 ; Contre l'hypothèse alternative (H1) : l'hypothèse de normalité sera rejetée dès que la valeur de la probabilité est inférieure ou égal à 0.05.

budgétaires depuis les indépendances à nos jours. Face à l'importance et l'urgence de leurs besoins, le profil des dettes publiques a considérablement évolué au cours de la décennie écoulée et qui ont permis de financer davantage les dépenses de développement.

Faits intéressants, à la lecture du tableau 1, nous pouvons également constater que la dette publique et la croissance des pays de la CEMAC ne suivent pas une loi normale au sens de C. Jarque et K. Bera [1980]. Ce résultat n'est pas surprenant au regard des différents fondements théoriques (Ferry et al. [2021]). En général, l'évolution de la dette publique est toutefois la conséquence d'un ensemble de facteurs divers qui se déclinent différemment selon les spécificités économiques et financières des six pays de la sous-région. Tout d'abord, l'endettement constitue l'un des leviers principaux pour couvrir les besoins de financement du développement, malgré les efforts entrepris pour renforcer la mobilisation des ressources domestiques. Ensuite, la montée en puissance des nouveaux créanciers contribue à modifier les structures des

dettes publiques de ces pays : d'une part, en alourdissant le stock de dette et le service de la dette et, d'autre part, en complexifiant l'analyse des déterminants des crises de la dette publique.

L'analyse de la dispersion de la distribution montre que l'ensemble des indicateurs sont hétérogènes hormis le service de la dette, avec des coefficients de variation associés supérieurs à 30%. Ce constat indique la forte sensibilité à la volatilité des pays de la CEMAC en cas de chocs. Toutefois, il est difficile de comparer ces statistiques à des études antérieures puisqu'elles utilisent des méthodes de mesure différentes sur des contextes différents ou elles sont quasi-inexistantes pour le cas des pays de la CEMAC. Par ailleurs, les statistiques résumées dans le tableau 1 montrent qu'en Afrique Centrale la moyenne de la croissance du PIB réel est de 2,76, nous cherchons à vérifier si la situation de ce facteur contribue à expliquer la variabilité observée de la dynamique de la dette publique dans l'espace CEMAC dont le fardeau moyen de la dette est estimé à 56,55%.

**Tableau 1.** Statistiques récapitulatives univariées des variables dépendantes et explicatives.

	<b>Debt</b>	<b>Pib</b>	<b>Dep</b>	<b>Rep</b>	<b>Expt</b>	<b>Impt</b>	<b>\$Debt</b>
<b>Moyenne</b>	56,55	02,76	16,67	12,73	40,34	24,64	18,41
<b>Ecart-type</b>	49,77	05,28	09,63	10,80	26,35	15,43	01,83
<b>CV%</b>	88,01	191,30	57,77	84,84	65,32	62,62	09,94
<b>Jarque-Bera</b>	42,51	67,54	2,24**	24,53	18,33	94,53	15,72
	(0,000)	(0,000)	(0,326)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
<b>Obs</b>	198	198	198	198	198	198	198

Significativité p-value (.): \*\*\*p < 1% \*\* p < 5% \* p < 10% ; CV = Coefficient de variation, p-value Jarque-Bera (.)

Source : Estimations de l'auteur, 2023.

Le tableau 2 donne les corrélations de Pearson existantes entre les différences variables. Ainsi, l'analyse de la corrélation montre qu'il existe des corrélations significatives notamment une relation négative entre la dette publique et la croissance économique, ce qui laisse une première

impression sur la relation non linéaire entre la dette et la croissance d'un point de vue théorique. L'ensemble des VIF sont relativement très faible, ce qui nous renseigne sur l'absence de multi-colinéarité entre les variables de l'échantillon.

**Tableau 2.** Statistiques récapitulatives de corrélation des variables dépendantes et explicatives.

	<b>Debt</b>	<b>Pib</b>	<b>Dep</b>	<b>Rep</b>	<b>Expt</b>	<b>Impt</b>	<b>§Debt</b>
<b>Debt</b>	1						
<b>Pib</b>	-0,02 (0,80)	1					
<b>Dep</b>	0,53*** (0,00)	-0,01 (0,85)	1				
<b>Rep</b>	0,04 (0,59)	-0,01 (0,89)	0,52*** (0,00)	1			
<b>Expt</b>	-0,01 (0,95)	-0,02 (0,83)	-0,09 (0,19)	-0,23*** (0,00)	1		
<b>Impt</b>	-0,08 (0,26)	-0,07 (0,31)	0,01 (0,95)	-0,26*** (0,00)	0,57*** (0,00)	1	
<b>§Debt</b>	-0,35*** (0,00)	-0,05 (0,50)	-0,12* (0,08)	0,05 (0,52)	0,35*** (0,00)	0,11 (0,13)	1
<b>VIF</b>	-	1,04	1,47	1,59	1,74	1,59	1,21

Significativité p-value (.): \*\*\*p < 1% \*\* p < 5% \* p < 10% ; CV = Coefficient de variation, p-value Jarque-Bera (.)

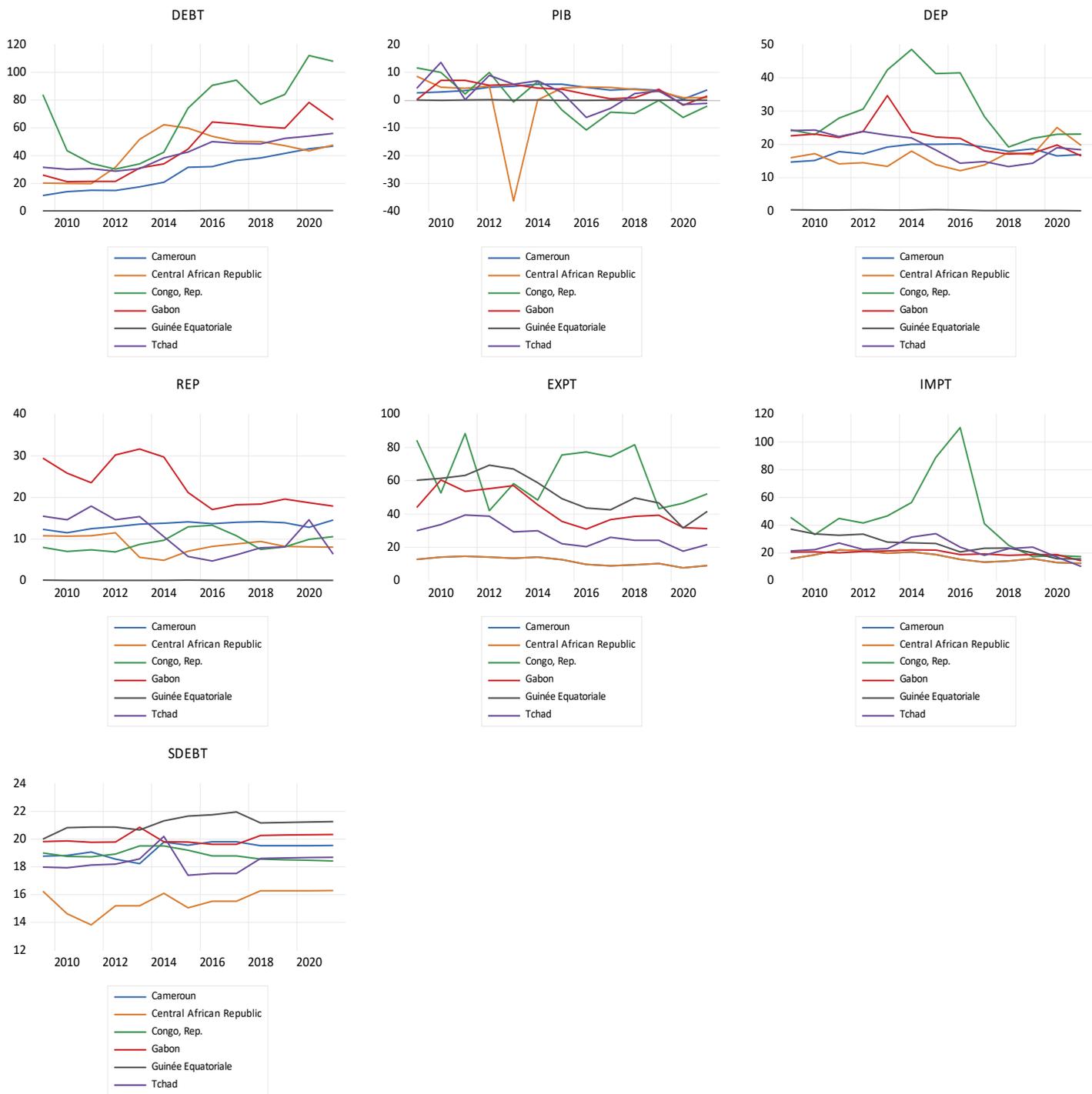
Source : Estimations de l'auteur, 2023.

Dans la figure 1, nous pouvons observer, à partir des années 2010, que tous les pays de la CEMAC enregistrent une tendance ascendante et fluctuante en ce qui concerne la dette publique (Debt), les dépenses publiques (Dep), les importations (Impt) et le service de la dette (Sdebt), et une tendance descendante en ce qui concerne les recettes publiques (Rep).

L'analyse de ce graphique permet de constater, qu'à la suite de la crise financière de 2009, de la chute des cours pétroliers de 2013, des effets pervers de la pandémie de la COVID-19 et de l'impact de la guerre Ukro-Russe, les

recettes budgétaires n'arrivent pas à couvrir le creusement de la dette publique. En d'autres termes, il y a une faible politique budgétaire car les Etats de la CEMAC n'arrivent pas à combler la dette publique et les déficits. En outre, l'évolution de la croissance économique (Pib) illustre de forte volatilité pour l'ensemble des pays de la CEMAC, ce qui permet de conclure que tous les pays de la CEMAC sont sensibles aux chocs macroéconomiques. Les six pays sont homogènes en ce qui concerne les variables analysées, n'enregistrant pas de grandes différences entre leurs dynamiques.

**Figure 1.** Tendances concernant les variables reflétant les fluctuations vers la dynamique de la dette publique pour la période 2010-2022.



**Source :** Projection de l'auteur, à partir d'Eview, 2023

#### 4. Résultats empiriques

Avant de procéder aux estimations de la dynamique de la dette publique des six pays de la CEMAC, à l'analyse de la cointégration, de la causalité et leurs fonctions de réponse impulsionnelle, dans tout exercice d'estimation économétrique en données de panel dynamique il est nécessaire d'étudier la stationnarité. Toutefois, il convient de tester la dépendance transversale afin de pouvoir choisir la catégorie de tests de racines unitaires à mettre en œuvre. Pesaran (2004), Friedman (1937) et Frees (1995) développent un test qui permet de

vérifier et de tester la dépendance transversale et Pesaran (2015, 2021) développe également le test de forte dépendance transversale en données de panel. Le tableau 3 ci-après présente les résultats liés aux différents tests de dépendance transversale. Les résultats révèlent une dépendance transversale du panel des pays analysés, et une forte dépendance transversale pour le même panel car les différents coefficients alpha associés à chaque variables sont compris entre 0,5 et 1 (Pesaran, 2015, 2021) et nous conduisent au choix des tests de racine unitaire de seconde génération.

**Tableau 3.** Tests de dépendance transversale

<b>Test de dépendance</b>					
<b>Pesaran [2004]</b>	9,88***	(0,00)			
<b>Friedman [1937]</b>	91,16***	(0,00)			
<b>Frees [1995]</b>	1,62*	(0,09)			
<b>Test de forte dépendance : si <math>0,5 &lt; \alpha &lt; 1</math></b>					
	<b>Alpha</b>	<b>CD</b>	<b>CDw</b>	<b>CDw+</b>	<b>CD*</b>
<b>Debt</b>	0,91	14,52 (0,00)	6,61 (0,00)	62,86 (0,00)	-6,13 (0,00)
<b>Pib</b>	0,79	1,88 (0,06)	0,72 (0,47)	10,02 (0,00)	5,13 (0,00)
<b>Dep</b>	0,78	2,00 (0,05)	0,57 (0,57)	15,30 (0,00)	5,17 (0,00)
<b>Rep</b>	0,91	-2,55 (0,01)	-3,06 (0,00)	38,32 (0,00)	5,54 (0,00)
<b>Impt</b>	0,81	4,81 (0,00)	5,89 (0,00)	29,42 (0,00)	5,21 (0,00)
<b>Expt</b>	0,99	7,16 (0,00)	1,63 (0,10)	30,92 (0,00)	5,35 (0,00)
<b>§Debt</b>	0,88	1,32 (0,19)	-0,11 (0,92)	16,81 (0,00)	2,71 (0,01)
<b>Reference:</b>					
<b>CD: Pesaran [2015, 2021] ; CDw: Juodis, Reese [2021] ; CDw+: CDw with power enhancement from Fan et. al. [2015] ; CD*: Pesaran, Xie [2021] with 4 PC(s)</b>					

**Significativité p-value (.) : \*\*\*p < 1% \*\* p < 5% \* p < 10%**

**Source : Estimations de l'auteur, 2023.**

Si la propriété de stationnarité n'est pas vérifiée, le risque de régression fallacieuse peut apparaître. Bien qu'il existe plusieurs tests de racine unitaire de deuxième génération, la taille relativement petite de nos données nous conduit à privilégier le test de CIPS (Pesaran, 2007) et le test de CADF (Pesaran, 2003) pour l'ensemble de l'échantillon. En effet, les simulations montrent que le test de racine unitaire de Pesaran (2003, 2007) a une taille et une puissance satisfaisante, même pour des valeurs relativement faibles

du nombre d'observation  $N = 198$  de l'échantillon total du panel et du nombre d'observation  $T = 33$  pour chaque pays du panel. A cet effet, d'après l'analyse du tableau 4, à l'exception de la variable recettes publiques (REP) et exportations (EXPT), au seuil de 10 %, l'hypothèse nulle d'une racine unitaire ne peut être rejetée, car elles sont non stationnaires et intégrées d'ordre un pour des valeurs critiques inférieures à la statistique -1,95.

**Tableau 4.** Tests de racine unitaire pour l'échantillon complet.

Test de racine unitaire en panel de Peşaran sous la dépendance transversale								
	CIPS				CADF			
	En niveau	1er différence	Trend	1er différence	En niveau	1er différence	Trend	1er différence
<b>Debt</b>	-2,13	-4,73***	-2,78*	-5,14***	-2,27	-3,18***	-3,05**	I(1)
<b>Pib</b>	-3,52***		-4,27***		-2,43**		-2,51	-3,62*** I(1)
<b>Dep</b>	-3,33***		-4,50***		-1,57	-3,70***	-2,31	-3,70*** I(1)
<b>Rep</b>	-3,49***		-3,66***		-2,53**		-3,23***	I(0)
<b>Impt</b>	-2,56**		-2,72	-4,84***	-2,11	-2,83***	-1,92	-2,73* I(1)
<b>Expt</b>	-2,86***		-3,19***		-2,72***		-2,96**	I(0)
<b>Debt</b>	-3,09***		-2,95**		-2,78***		-2,68	-2,93* I(1)

Significativité T-Student (.) : \*\*\*t &lt; 1% \*\* t &lt; 5% \* t &lt; 10%

Significativité p-value (.) : \*\*\*p &lt; 1% \*\* p &lt; 5% \* p &lt; 10%

**Source : Estimations de l'auteur, 2023.**

L'existence de séries non stationnaires à niveau ne permet pas l'utilisation des méthodes classiques d'estimation en panel dynamique. Les tests de co-intégration sont donc nécessaires pour examiner l'existence d'une relation de long terme entre les variables mobilisées. L'analyse du tableau 5

montre que dans les trois tests il existe une relation de co-intégration de Kao (1999), Westerlund (2008) et Pedroni (2004). En effet, nous pouvons remarquer que l'ensemble des p-values sont inférieures à la valeur critique de la loi normale pour un seuil de 5%.

**Tableau 5.** Tests de co-intégration

	Statistique	p-value		
<b>Test-Kao</b>	-7,086***	0,000		
<b>Test-Westerlund</b>	3,328***	0,000		
<b>Test-Johansen</b>	<i>H0</i>	<i>Trace statistique</i>	<i>H0</i>	<i>Trace statistique</i>
Cameroun	None	183,89*** (0,000)	Gabon	None 181,65*** (0,000)
	At most 1	128,13*** (0,000)		At most 1 116,93*** (0,000)
Centrafrique	None	192,01*** (0,000)	Guiné Eq.	None 273,67*** (0,000)
	At most 1	130,97*** (0,000)		At most 1 153,63*** (0,000)
Congo	None	184,49*** (0,000)	Tchad	None 173,11*** (0,000)
	At most 1	102,49** (0,020)		At most 1 98,80** (0,030)
<b>Test-Pedroni</b>	2,691***	0,004		
Résultats de cointégration de panels hétérogènes				
	Statistique	P-value	Weighted Statistique	P-value
Panel $\nu$	0,734	0,231	-1,117	0,868
Panel $\rho$	-1,134	0,128	-0,009	0,496
Panel $\rho\rho$	-4,528***	0,000	-2,855***	0,002
Panel $ADF$	-4,552***	0,000	-2,924***	0,001
Groupe $\rho$	0,486	0,686		
Groupe $\rho\rho$	-2,859***	0,002		
Groupe $ADF$	-2,886***	0,002		

Significativité p-value (.) : \*\*\*p &lt; 1% \*\* p &lt; 5% \* p &lt; 10%

**Source : Estimations de l'auteur, 2023.**

L'analyse de cointégration de l'hétérogénéité du panel de Pedroni (2004) montrent qu'à l'exception des statistiques du groupe  $\rho$  et du panel  $\nu$  pour l'échantillon complet, toutes les statistiques rejettent l'hypothèse nulle d'absence

de cointégration pour l'échantillon. Par conséquent, les six statistiques de test soutiennent une relation de cointégration du panel entre les différentes variables. Par ailleurs, nous observons que les résultats du test de Johansen

indiquent que tous les pays de la CEMAC affichent des relations à long terme, car l'hypothèse nulle d'absence de cointégration a été également rejetée au niveau de signification de 5 %. L'ensemble de ces résultats laisse

prévoir une causalité de long terme, à cet effet, après les estimations de base, nous effectuons un test de causalité (test de Wald) pour trouver le sens de causalité entre la dette et les variables explicatives du modèle.

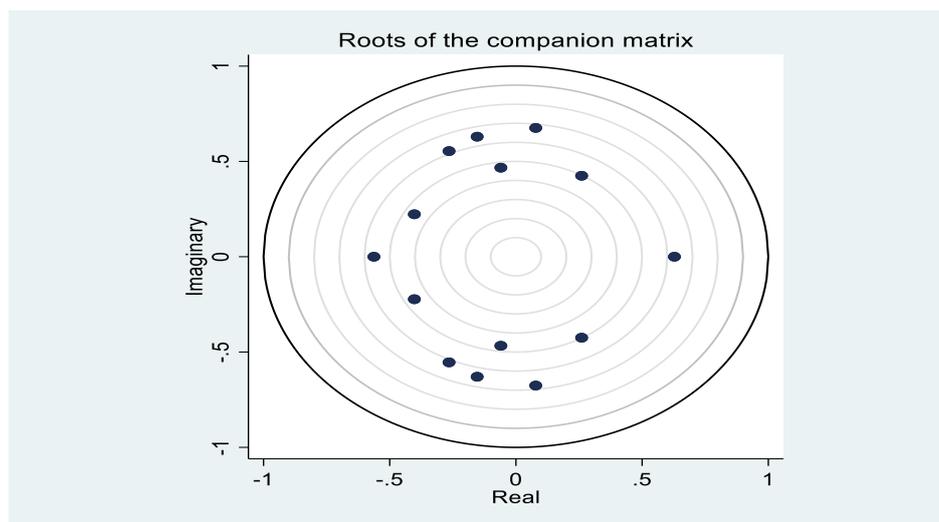
**Tableau 6.** Choix du nombre de retard optimal

Lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	0.9999	88.765	0.737	-413.383	-107.235	-231.485
<b>2</b>	<b>0.9994</b>	<b>42.098</b>	<b>0.747</b>	<b>-208.976*</b>	<b>-55.9020*</b>	<b>-118.027*</b>
3	0.5661	.	.	.	.	.

*Source : Estimations de l'auteur, 2023.*

En analysant le tableau 6 ci-dessous, le modèle qui minimise les critères est celui de **K = deux (2)** retards, qui nous permet de fixer alors le modèle **PVAR(2)** (réciproquement **PVECM(2)**). Ainsi, après avoir ajusté un modèle **PVAR(2)** en différence première de l'échantillon, les modules de la matrice d'accompagnement basée sur les paramètres estimés peuvent être analysés à l'aide d'un test de stabilité<sup>5</sup>. Nous concluons que le modèle est stable car les modules sont inférieurs à un. En effet, la figure 2 montre que les racines de la matrice sont toutes situées à l'intérieur du cercle unitaire.

**Figure 2.** Test de stabilité.



*Source : Estimation de l'auteur, 2023*

Ayant considérés des ruptures structurelles, nous avons constaté lors de l'analyse de la stationnarité que la plupart des unités transversales sont des séries  $I(1)$  et que seules quelques-unes sont  $I(0)$  en niveaux. D'une part, l'ensemble des résultats liés aux tests de cointégration nous ont laissé prévoir des causalités de long terme, et d'autre part, en utilisant le test LM de racine unitaire du panel, nous avons obtenu des résultats stables en considérant des séries intégrées d'ordre un, ce qui nous permet de passer à l'étape des estimations du modèle dynamique du panel VAR vers un modèle dynamique du panel VECM et des régressions des modèles de cointégration (PMG/ARDL). Ainsi, un modèle de panel à correction d'erreur vectorielle (PVECM) a été effectué pour voir la convergence ou la causalité à long terme. L'équation de cointégration et la correction d'erreur ont révélé les relations à long terme et à court terme entre les variables de l'échantillon CEMAC. Le tableau 7 présente les estimations du panel VECM et PMG/ARDL. Les variables avec un signe négatif et un coefficient significatif présentent une relation à long terme, et celles avec un signe négatif mais un coefficient non significatif présentent une relation dynamique à court terme. Pour l'ensemble du système, les résultats indiquent une robustesse car la p-value du test de Wald est significative au seuil de 1%.

<sup>5</sup> Lütkepohl (2005) et Hamilton (1994) montrent tous deux qu'un modèle VAR est stable si tous les modules de la matrice d'accompagnement sont strictement inférieurs à un. La stabilité implique que le VAR de panel est inversible et a une représentation VMA d'ordre infini, fournissant une interprétation connue des IRF et FEVD estimés.

**Tableau 7.** Estimations des relations à long terme et à court terme

Cointegrating Eq:	PVECM	PMG/ARDL					
$\Delta Debt_{t-1}$	1						
$\Delta Pib_{t-1}$	-2.931*** [-3.802]	$\Delta Pib_t$	-2.741*** (0.0000)				
$\Delta Dep_{t-1}$	-4.997*** [-4.103]	$\Delta Dep_t$	0.138 (0.7979)				
$\Delta Rep_{t-1}$	13.545*** [ 6.805]	$\Delta Rep_t$	-2.726** (0.9215)				
$\Delta Impt_{t-1}$	2.839*** [ 7.167]	$\Delta Impt_t$	-0.299 (0.3253)				
$\Delta Expt_{t-1}$	1.726*** [ 3.518]	$\Delta Expt_t$	-2.288*** (0.0000)				
$\Delta SDebt_{t-1}$	-6.303 [-1.465]	$\Delta SDebt_t$	-5.474*** (0.0006)				
C	6.188						
Error Correction:	$\Delta Debt$	$\Delta Pib$	$\Delta Dep$	$\Delta Rep$	$\Delta Impt$	$\Delta Expt$	$\Delta Debt$
CointEq1	-0.174*** (0.002)	0.087*** (0.000)	-0.024* (0.086)	-0.041*** (0.000)	-0.295*** (0.000)	-0.088** (0.014)	0.001 (0.801)
	80.477***						
Test de Wald système	(0,000)						

Source : Estimations de l'auteur, 2023. Significativité t-statistics dans [., t=1,64 et p-value (.) : \*\*\* p< 1% \*\* p< 5% \* p< 10%

La partie correction d'erreur représente la relation à court terme entre les variables. À court terme, lorsque la dette publique (Debt) se situe au-dessus du seuil à long terme, les chocs économiques (Pib) et le service de la dette (SDebt) augmenteront. Une relation positive entre ces variables à court terme indique que la répartition de la valeur ajoutée

et les stocks de la dette au sein de la CEMAC est inégale. Faits intéressants, à long terme, nous constatons qu'il existe une relation négative entre la dette publique et la croissance économique à long terme ; à court terme, la relation est positive. L'équation 4 de cointégration des variables est estimée comme suite :

$$\Delta Debt = C(1) * [\Delta Debt_{t-1} - 2.931 * \Delta Pib_{t-1} - 4.997 * \Delta Dep_{t-1} + 13.545 * \Delta Rep_{t-1} + 2.839 * \Delta Impt_{t-1} + 1.726 * \Delta Expt_{t-1} - 6.304 * \Delta SDebt_{t-1} + 6.188] + C(2) * \Delta Debt_{t-1} + C(3) * \Delta Debt_{t-2} + C(4) * \Delta Pib_{t-1} + C(5) * \Delta Pib_{t-2} + C(6) * \Delta Dep_{t-1} + C(7) * \Delta Dep_{t-2} + C(8) * \Delta Rep_{t-1} + C(9) * \Delta Rep_{t-2} + C(10) * \Delta Impt_{t-1} + C(11) * \Delta Impt_{t-2} + C(12) * \Delta Expt_{t-1} + C(13) * \Delta Expt_{t-2} + C(14) * \Delta SDebt_{t-1} + C(15) * \Delta SDebt_{t-2} + C(16) \quad (6)$$

L'équation (6) ci-dessus fournit des preuves empiriques concernant les relations à long terme entre la Debt, le Pib, les Dep, les Rep, les Impt, les Expt et le SDebt. À long terme, il existe une relation négative entre la dette publique (Debt) et la croissance du PIB (Pib), les dépenses publiques (Dep) et le service de la dette (SDebt), mais une relation positive entre la dette publique (Debt) et les recettes

publiques (Rep), les importations (Impt) et les exportations (Expt). En d'autres termes, l'accroissement de la dette publique au sein de la CEMAC encourage, à long terme, l'augmentation des recettes publiques, les importations et les exportations. Dans le tableau 8, le terme de correction d'erreur (ECT) apparaît négatif et significatif (-0.174, -0.611), indiquant une convergence.

**Tableau 8. Résumé du résultat du modèle de vecteur à correction d'erreur en panel (PVECM).**

$\Delta Debt_{it} \leftarrow \Delta X_{it-k}$	PVECM	PMG/ARDL
Cointeq01	-0.174*** (0.0016)	-0.611*** (0.0083)
$\Delta Debt_{t-1}$	-0.556*** (0.0000)	-
$\Delta Debt_{t-2}$	-0.213** (0.0421)	-
$\Delta Pib_{t-1}$	-0.436** (0.0256)	-1.262* (0.0602)
$\Delta Pib_{t-2}$	-0.263 (0.1109)	0.930*** (0.0082)
$\Delta Dep_{t-1}$	-0.403 (0.2697)	0.276 (0.6324)
$\Delta Dep_{t-2}$	-0.510 (0.1134)	-0.255 (0.7145)
$\Delta Rep_{t-1}$	1.626** (0.0413)	2.765 (0.3591)
$\Delta Rep_{t-2}$	0.209 (0.7820)	2.913 (0.3723)
$\Delta Impt_{t-1}$	0.335*** (0.0095)	1.076 (0.2029)
$\Delta Impt_{t-2}$	0.221** (0.0439)	0.215 (0.7262)
$\Delta Expt_{t-1}$	0.121 (0.3810)	-0.673** (0.0377)
$\Delta Expt_{t-2}$	-0.023 (0.8468)	0.045 (0.8827)
$\Delta SDebt_{t-1}$	0.545 (0.6356)	2.757*** (0.0035)
$\Delta SDebt_{t-2}$	-0.326 (0.7695)	0.142 (0.8418)
C	-1.036 (0.4027)	-2.646** (0.0102)
$R^2$	0.335	
Wald Test		
F-statistic	80.47*** (0.0000)	13.163*** (0.0000)
Chi-square		78.976*** (0.0000)
Nobr Obs.	119	150

**Source : Estimations de l'auteur, 2023. Significativité p-value (.) : \*\*\* p < 1% \*\* p < 5% \* p < 10%**

Concernant la relation de causalité entre les variables, le résultat du PVECM révèle que la dette publique a un effet rétroactif négatif et significatif à l'horizon d'un an et à l'horizon de 2 ans. Par ailleurs, la croissance du PIB réelle a un effet négatif et significatif sur la dette publique à l'horizon d'un an dans l'espace CEMAC, ce qui est confirmé par les résultats du PMG/ARDL en terme de robustesse. Ce résultat nous permet de valider notre hypothèse et

d'atteindre l'objectif de cette étude, sur le plan théorique et empirique, à savoir que les chocs macroéconomiques influencent la dynamique de la dette publique. Nos résultats convergent vers les conclusions de Nouhaila Belfatmi et Ouakil Hicham [2019]. Le résultat du PVECM, qui explique la relation de causalité entre les variables, est visible dans le tableau 8.

**Tableau 9.** Estimations PVECM de l'effet de la dette publique sur les variable de l'échantillon

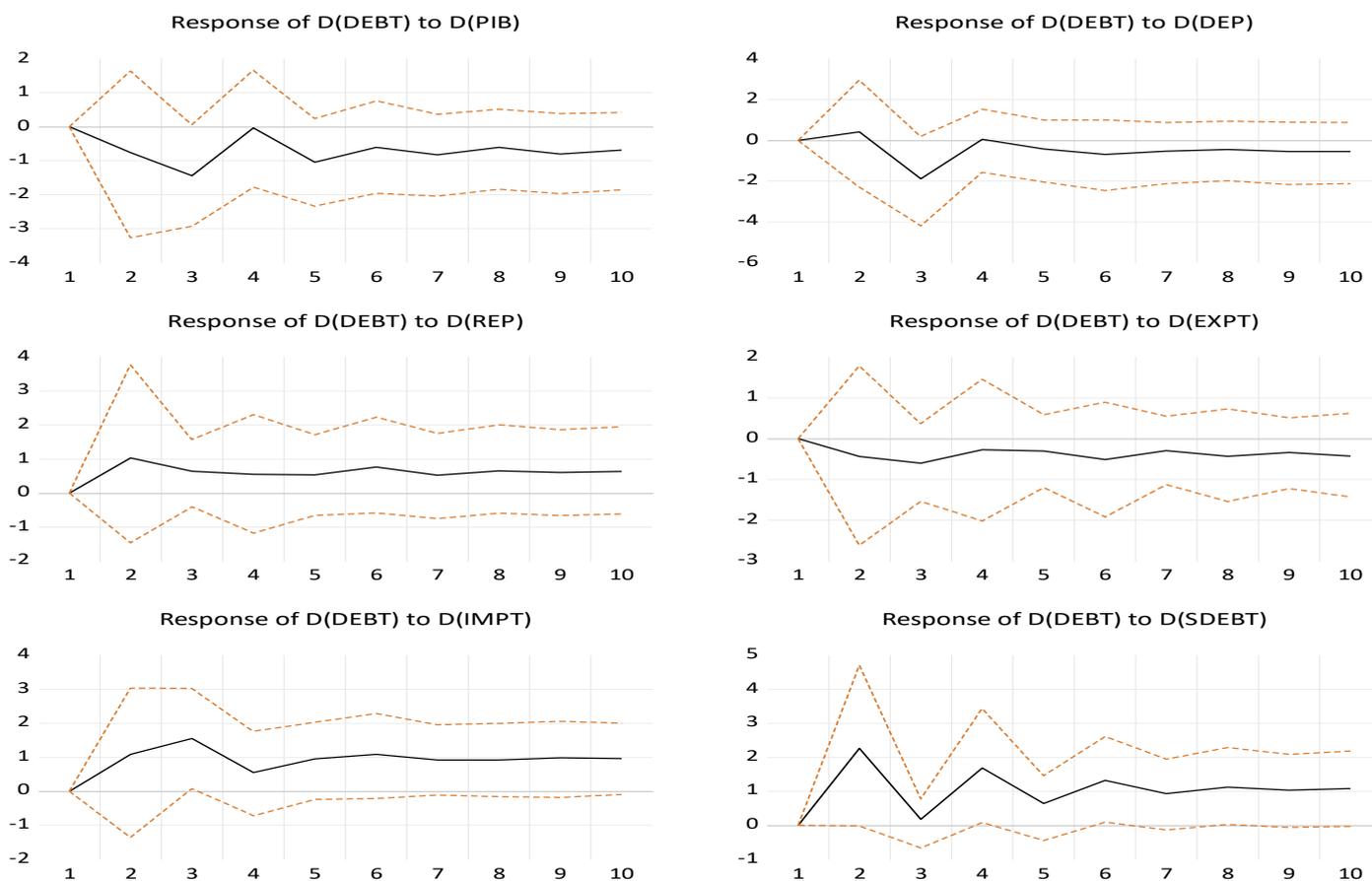
	$\Delta\text{Pib}_t$	$\Delta\text{Dep}_t$	$\Delta\text{Rep}_t$	$\Delta\text{Impt}_t$	$\Delta\text{Expt}$	$\Delta\text{SDebt}$
$\Delta\text{Debt}_{t-1} \Delta X_{it}$	-0.106** (0.0317)	-0.106** (0.0317)	0.032** (0.0133)	0.244*** (0.0010)	0.061 (0.3984)	-0.004 (0.6216)
$\Delta\text{Debt}_{t-2} \Delta X_{it}$	-0.082*** (0.0803)	-0.058** (0.0296)	0.018 (0.1424)	0.105 (0.1336)	0.060 (0.3755)	-0.003 (0.6944)

Significativité p-value (.) : \*\*\* p &lt; 1% \*\* p &lt; 5% \* p &lt; 10%

**Source : Estimations de l'auteur, 2023.**

En analysant l'effet de la dette publique sur les variables de l'échantillon CEMAC (Tableau 9), nous constatons que la dette publique, à l'horizon d'un an et à l'horizon de 2 ans, a un effet négatif et significatif sur la croissance du PIB réelle et les dépenses publiques, ce qui réconforte la théorie

économique (Reinhart et Rogoff [2010]; Avom et al. [2015]; O. Guisse [2016]; Zomo Yebe [2016]; Tatouti [2021]; Sambou [2023]). A l'horizon d'un an, elle influence significativement et positivement les recettes publiques et les importations.

**Figure 3.** Réponses impulsionnelles de la dette publique aux chocs macroéconomiques**Source : Estimations de l'auteur, 2023.**

La représentation (figure 3) résume également l'objectif principal de notre étude. Elle nous fournit une image globale de la réaction conditionnée par la dette publique des pays de la CEMAC suite au choc du taux de croissance du PIB réel. Il est visible qu'à partir de l'IRF découlant des chocs, les encours de la dette publiques sont interactifs avec le choc survenu dans le PIB. Le PIB a un impact instantané sur la dette publique. Dès le milieu de la première période, le niveau de la dette commence à se développer brusquement, et à partir de la troisième année, la dette commence à avoir une trajectoire explosive, puis elle se développe graduellement à partir de la cinquième année,

avec un intervalle de confiance large. De même, l'observations des IRF dans l'ensemble montre que la réaction de chaque variable endogène aux chocs structurels se produit dans les variables exogènes. En somme, l'examen des résultats de la fonction impulsionnelle a fait ressortir le caractère tendanciel de la dette publique. Les chocs du PIB ont fait dérailler la dynamisation de la dette publique dans l'espace CEMAC. Cette évolution tendancielle pose clairement la question de la viabilité de la soutenabilité de la dette : Plus le niveau de la dette publique est élevé, plus il est probable que le niveau de l'endettement public n'est plus soutenable, ce qui soulève

un certain nombre de défis à savoir qu'il exige, notamment, un excédent budgétaire primaire important pour pouvoir assurer le service de cette dette. Techniquement, nous avons trouvé que la série de la dette publique n'est pas stationnaire (Tableau 4), cela induit qu'un risque d'insoutenabilité est présent dans le cas d'un scénario d'instabilité du taux de croissance du PIB. L'analyse de IRF montre les risques d'insoutenabilité de la dette. Il est donc

probable que le gouvernement ne soit pas prêt à tolérer un accroissement continu en court terme. Un rééquilibrage des finances publiques des pays de la sous-région serait alors nécessaire.

Le test de causalité de Granger est utilisé pour déterminer la relation causale entre les variables, et les résultats du test sont présentés dans le tableau 10.

**Tableau 10.** Résultat du test de Wald de causalité/exogénéité de bloc VAR Granger.

Dependent Variable	Dependent Variable Excluded						
	$\Delta$ Debt	$\Delta$ Pib	$\Delta$ Dep	$\Delta$ Rep	$\Delta$ Impt	$\Delta$ Expt	$\Delta$ Sdebt
$\Delta$ Debt		4,909 (0,086)	5,574 (0,062)	6,153 (0,046)	11,352 (0,003)	0,928 (0,628)	0,256 (0,879)
$\Delta$ Pib	5,079 (0,079)		5,062 (0,079)	6,517 (0,038)	14,026 (0,001)	2,641 (0,267)	2,026 (0,363)
$\Delta$ Dep	2,562 (0,277)	5,119 (0,077)		11,424 (0,003)	30,326 (0,000)	7,265 (0,026)	0,437 (0,804)
$\Delta$ Rep	4,980 (0,083)	7,298 (0,026)	6,363 (0,041)		28,034 (0,000)	3,652 (0,161)	0,103 (0,949)
$\Delta$ Impt	6,997 (0,030)	11,544 (0,003)	4,549 (0,103)	24,352 (0,000)		11,509 (0,003)	0,509 (0,775)
$\Delta$ Expt	1,977 (0,372)	2,124 (0,346)	0,761 (0,683)	21,795 (0,000)	13,436 (0,001)		2,644 (0,267)
$\Delta$ Sdebt	0,602 (0,740)	1,751 (0,417)	0,638 (0,727)	2,254 (0,324)	1,354 (0,508)	1,907 (0,385)	

*Source : Estimations de l'auteur, 2023. Remarque : Les nombres entre parenthèses (.) sont les p-value69*

A la lecture du tableau 10, sur la base de la p-value, nous concluons qu'il existe une signification statistique au seuil critique de 10 %, ce qui signifie qu'il existe une relation bidirectionnelle ou de causalité entre la croissance du PIB (Pib), les recettes publiques (Rep), les importations (Impt) et la dette publique (Debt) à long terme et une relation unidirectionnelle entre les dépenses publiques (Dep) et la dette publique (Debt). Cette information est importante car elle nous indique que les variations du PIB affecte la stabilité de la dette publique. Il existe également des études dans la littérature dans lesquelles cette relation est vérifiée, comme Bouabdallah et al. [2017], Nouhaila et al. [2019], et Komi [2016]. Globalement, ces études suggèrent, selon les simulations déterministes, que tous les États de la CEMAC peuvent respecter le critère de convergence du ratio dette-PIB fixé à 70%, tandis que celles intégrant les incertitudes (notamment les chocs stochastiques) laissent apparaître une instabilité de la trajectoire de la dette publique avec des résultats différenciés.

### 5. Conclusion

L'objectif principal de cette étude était d'analyser l'aptitude et la viabilité de la dette publique des pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale à garder leurs stabilités du développement, en appliquant un choc de croissance économique sur la base de la relation de causalité entre les variables spécifiques. Les statistiques descriptives montrent pour tous les pays sélectionnés, une tendance ascendante concernant la dette

publique et une tendance descendante concernant la croissance économique, les dépenses et les recettes publiques, les exportations et les importations, ainsi que le service de la dette peuvent être observées pour la période 2010-2022 qui traduisent une relation en forme d'entonnoir entre la trajectoire de la dette publique et celle des autres variables. L'ensemble des pays de la sous-région sont homogènes en ce qui concerne les variables analysées, n'enregistrant pas de grandes différences entre leurs dynamiques. Sur le plan technique, un se servant d'une étude quantitative de la propagation dynamique des chocs économiques dans un modèle vectoriel de correction d'erreurs en données de panel transversales, et de la fonction de réponse aux impulsions, les résultats montrent que l'évolution prévue de la dette publique des pays de la CEMAC est susceptible d'être modifiée par les changements affectant la situation économique. Les estimations de base et le contrôle de la robustesse par les estimations du PMG/ARDL prouvent : (1) qu'il existe une relation à long terme entre la croissance du PIB réelle et la dette publique ; (2) à long terme, la dette publique est négativement et significativement liée à la croissance du PIB réel ; (3) la confluence des chocs macroéconomiques influencent et définissent la trajectoire et la stabilité de la dette publique ; (4) il existe une causalité bidirectionnelle entre la croissance du PIB réelle et la dette publique ; (5) l'évolution tendancielle pose clairement le risque d'une insoutenabilité de la dette publique et fait craindre la stabilité de cette dernière. L'étude montre que l'importance de la

complexité du processus de développement des pays analysés nécessite l'implication de toutes les parties prenantes (outre les autorités publiques et les entreprises locales) afin de soutenir la croissance en dépit des facteurs exogènes et endogènes, car la stimulation de cette dernière et une consolidation budgétaire pourraient freiner l'accumulation de la dette par rapport à sa dynamique. Toutefois, les limites de la recherche peuvent être données par le choix du nombre de pays, par les indicateurs utilisés comme variables indépendantes et par la période choisie pour l'analyse, d'autres indicateurs, comme les facteurs institutionnels et le risque-pays, peuvent être pris comme variables indépendantes pour rendre compte de la capacité de remboursement de la dette publique.

### Références bibliographiques

- A. Levin, C. F. Lin, et C. Chu, Tests de racine unitaires dans les données du panneau : Propriétés asymptotiques et d'échantillons finis, *Journal of Econometrics*, vol.108, pp.1-24, 2002.
- Agbekponou, K. M. et L. Kebalo (2019), 'Relation dette-croissance économique dans la CEDEAO : analyse à travers une approche non-linéaire', *Revue Economique et Monétaire*, BCEAO, Décembre 2019.
- Arnone M., Bendiera L. and A. F. Presbitero (2016), 'External debt sustainability: Theory and empirical evidence', *Catholic University of Piacenza Economics Working Paper* 33, 1-47
- Barro, R. J. (Oct., 1979). On the Determination of the Public Debt. *The Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, Part 1, 940-971.
- Bohn, H. (2008), "The Sustainability of Fiscal Policy in the United States", in Neck, R. And Sturm, J. (eds.), *Sustainability of Public Debt*, MIT Press, pp. 15-49.
- Bouabdallah, O., Checherita-Westphal, C., Warmedinger, T., Stefani, R., Drudi, F., Setzer, R. and Westphal (2017), 'Debt sustainability analysis for euro area sovereigns: A methodological framework', *ECB, Occasional Paper Series*, N°185/Avril 2017.
- Breitung, J. *The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data*; Emerald Group Publishing Limited: Bingley, UK, 2001.
- Bulow, Jeremy, Carmen Reinhart, Kenneth Rogoff, and Christoph Trebesch. (2020). "The Debt Pandemic." *International Monetary Fund, Finance and Development*, Fall 2020.
- C. M. Reinhart, V. R. Reinhart, et K. S. Etrogoff, Public debt overhangs: advanced-economy episodes since 1800, *Journal of Economic Perspectives*, vol.26, issue. 3, pp.69-86, 2012.
- Chiang, M.H.; Kao, C. *Nonstationary Panel Time Series Using NPT 1.3—A User Guide*; Center for Policy Research, Syracuse University: Syracuse, NY, USA, 2002.
- Choi, I. Unit root tests for panel data. *J. Int. Money Financ.* 2001, 20, 249–272.
- Christophe Hurlin et Valérie Mignon [2006], Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel. Hal Id : halshs-00078770, pp.6-15.
- Debrun, X, J. D. Ostry, T Willems and C Wyplosz, (2019), "Public Debt Sustainability," in A Abbas, A Pienkowski, and K Rogoff (eds), *Sovereign Debt: A Guide for Economists and Practitioners*, Oxford University Press.
- Eichengreen, B. (2020), "Managing the coming global debt crisis", *Project Syndicate*, 18 mai 2020
- Engle F. and Granger J. (1987), « Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, Vol. 55, pp. 1-87.
- Engle, R.F.; Granger, C.W. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econom. J. Econom. Soc.* 1987, 251–276.
- Granger, C. Some recent development in a concept of causality. *J. Econom.* 1988, 39, 199–211.
- Hakura D. (2020), 'What Is Debt Sustainability ? Many factors go into assessing how much debt an economy can safely carry', *FMI, Finance et Développement*, Septembre 2020
- Hansen B., (1999), « Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference », *Journal of Econometrics* Vol. 93, p. 345-368.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. (2003) "Testing for unit roots in heterogeneous panels" *Journal of Econometrics* 115(1), 53–74.
- Im, K.S.; Pesaran, M.H.; Shin, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *J. Econom.* 2003, 115, 53–74.
- IMF (2020). *Fiscal Monitor: Policies to Support People during the COVID-19 Pandemic*. Washington, DC, April.
- Johansen, S. *Statistical analysis of cointegration vectors*. *J. Econ. Dyn. Control.* 1988, 12, 231–254.
- Johansen, S.; Juselius, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *J. Econom.* 1992, 53, 211–244.
- K. S. Im, M. H. Pesaran, et Y. Shin, Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, vol.115, pp.53-74, 2003.
- Kao, C. (1999), « Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data », *Journal of Econometrics*, 90, pp. 1-44.
- Kao, C.; Chiang, M.H.; Chen, B. International R&D spillovers: An application of estimation and inference in panel cointegration. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 1999, 61, 691- 709.
- Komi Ameganvi (Dec., 2020). *Chocs économiques et soutenabilité de la dette publique des Etats membres de l'UEMOA : nouvelle approche basée sur la capacité de remboursement*. Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) ; Document d'Étude et de Recherche. N°COFEB/DER/2020/05
- Kose, M. A., P. Nagle, F. Ohnsorge, and N. Sugawara. 2020. *Global Waves of Debt: Causes and Consequences*. Washington, DC: World Bank.
- Kraay, A. and Nehru, V. (2006), "When is External Debt Sustainable ?", *The World Bank Economic Review*, Vol. 20, No 3.
- Lancelot, R., & Matthieu Lesnoff (2005). *Sélection de modèles avec l'AIC et critères d'information dérivés*.
- Maddala, G.S.; Wu, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 1999, 61, 631–652.
- Medeiros, J. (2012), "Stochastic debt simulation using VAR models and a panel fiscal reaction function – results for a selected number of countries", *European Economy, Economic Papers*,

No 459, European Commission, Brussels

- Nkoro, E. and Uko, A. K. (2016). "Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation". *Journal of statistical and Econometrical Methods*, 5 (4), 63-91.
- Nouhaila Belfatmi et Ouakil Hicham (2017). La dynamique de la soutenabilité de la dette publique face au choc de taux de croissance. ISSN: 2501-9430, ISSN-L: 2501-9430. Available on-line at: <http://www.oapub.org/soc>
- Oumou Guisse. Effets de l'Endettement Public sur la Croissance Economique en présence de non linéarité : Cas des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine. Economies et finances. Université d'Orléans, 2016. Français. NNT : 2016ORLE0502.
- P. Elmendorf et G. Mankiw, Dette publique, manuel de la macroéconomie, vol.1, 1999.
- Patrick Fève, & Pierre-Yves Hénin Source. (1989). Une évaluation économétrique de la soutenabilité de la dette extérieure des pays en développement. *Revue économique*, Vol. 49, No. 1, Stratégies de croissance et marchés émergents.
- Pedroni, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 1999, 61, 653-670.
- Pedroni, P. Fully modified OLS for the heterogeneous cointegrated panels. *Adv. Econom.* 2000, 15, 93-130.
- Persyn, D.; Westerlund, J. Error-correction-based cointegration tests for panel data. *STATA J.* 2008, 8, 232-241.
- Pesaran, M. and Smith, R. (1995) "Estimation of long relationships from dynamic heterogeneous panels" *Journal of Econometrics* 68, 79-114.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.P. (1999) "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels" *Journal of the American Statistical Association*, 94.
- Pesaran, M.H.; Shin, Y.; Smith, R.P. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *J. Am. Stat. Assoc.* 1999, 94, 621-634.
- Raffinot M. et M. Ferry (2019), 'La soutenabilité de la dette', dans : Marc Raffinot éd., *La dette des pays en développement*. Paris, La Découverte, « Repères », 2019, p. 33-56.
- Reinhart, Carmen M. and Kenneth S. Rogoff. 2010a. Growth in a time of debt. *American Economic Review* 100(2), May, 573-578.
- Sims, C. A. (Jan., 1980). *Macroeconomics and Reality*. *Econometrica*, Vol. 48, No. 1., pp.148.
- Tanner, E. and I. Samake (2006, Probabilistic Sustainability of Public Debt: A Vector Autoregression Approach for Brazil, Mexico, and Turkey, January 2007 IMF Working Papers 55(06/295)
- Uctum, M., Thom Thurstonw, & Remzi Uctum (2006). Public Debt, the Unit Root Hypothesis and Structural Breaks: A Multi-Country Analysis. *Economica*.
- Westerlund, J. New simple tests for panel cointegration. *Econom. Rev.* 2005, 24, 297-316.
- Westerlund, J.; Edgerton, D.L. A simple test for cointegration in dependent panels with structural breaks. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 2008, 70, 665-704.
- Wyplosz, C. (2011), "Debt Sustainability Assessment:

Mission Impossible," *Review of Economics and Institutions*, Università di Perugia, vol. 2(3).

- Xavier Timbeau, Elliot Aurissergues et Eric Heyer (Oct., 2021). « La dette publique au xxie siècle : Une analyse de la dynamique de la dette publique avec Debtwatch », ofce, policy brief 93.