

## Article :

Langue : Français

Publiée : 16 Mai 2024

**Droits d'auteur :** cette publication a été publiée en libre accès selon les termes et conditions de la licence Creative Commons Attribution (CC BY) <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>.



---

## Seuils d'endettement et surendettement : cas des pays de la CEMAC

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

<sup>1</sup>Docteur en Sciences Economiques, membre du Centre d'Étude et de Recherche en Développement International et du Management des Organisations (CERDIMO), Université Omar Bongo (UOB)

Université des Sciences et Techniques de Masuku (USTM) (Gabon),

Email : [angocarter@gmail.com](mailto:angocarter@gmail.com)

### Résumé

L'étude examine les seuils de transition d'endettement qui pourraient susciter les crises de la dette au sein des pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale choisis pour la période 2000-2023. A partir des modélisations à choix ordonné à effets aléatoires et quadratique en SGMM et PSTR, les résultats révèlent que le fardeau de la dette, la qualité des politiques et des institutions, les dépenses publiques, le solde de compte courant, le service de la dette, l'ouverture commerciale et les termes d'échange expliquent une fraction substantielle de la variation entre les pays et les séries temporelles de l'incidence de crise de la dette, avec une relation en forme de U inversée entre la dette et le surendettement, pour des niveaux d'endettement estimés à 57%, 61,5% et 32,64% du PIB. Seuils au-dessus duquel les pays sont exposés aux risques de surendettement. A plusieurs niveaux de contrôle, les résultats de la robustesse demeurent globalement concordants avec les estimations de base, et justifient que les seuils estimés sont endogènes, ne pouvant remettre en cause la norme budgétaire en vigueur au sein de la région qui limite la dette à 70% du PIB. Les seuils estimés dépendent des indicateurs macroéconomiques et de la méthode d'estimation, d'où il n'y a pas un véritable consensus pour un seuil d'endettement optimal absolu. L'article propose que les conséquences potentielles de la hausse rapide de la dette et le niveau seuil de la dette peuvent être considérés comme un indicateur de ciblage de la dette publique pour conduire les politiques économiques des pays de la CEMAC sur le processus d'intégration monétaire régionale.

**Mots clés :** Seuils, Dette publique, Surendettement, CEMAC, Probit Ordonné à effets aléatoires.

---

## Debt thresholds and over-indebtedness: case of CEMAC countries

### Abstract

The study examines the debt transition thresholds that could trigger debt crises within the countries of the Economic and Monetary Community of Central Africa chosen for the period 2000-2023. From ordered choice modeling with random and quadratic effects in SGMM and PSTR, the results reveal that the debt burden, the quality of policies and institutions, public expenditure, the current account balance, debt service, trade openness and terms of trade explain a substantial fraction of the variation across countries and time series in debt crisis incidence, with an inverted U-shaped relationship between debt and overindebtedness, for debt levels estimated at 57%, 61,5% and 32,64 % of GDP. Thresholds above which countries are exposed to the risks of debt distress. At several levels of control, the robustness results remain generally consistent with the basic estimates, and justify that the estimated thresholds are endogenous, not being able to call into question the budgetary standard in force within the region which limits the debt to 70 % of GDP. The estimated thresholds depend on macroeconomic indicators and the estimation method, hence there is no real consensus for a single optimal debt threshold. The article proposes that the potential consequences of the rapid increase in debt and the threshold level of debt can be considered as an indicator of targeting public debt to drive the economic policies of CEMAC countries on the integration process regional monetary.

**Keywords:** Thresholds, Public debt, Overindebtedness, Ordered Probit with random effects.

---

### 1. Introduction

Une évaluation des seuils d'endettement, pour les pays de la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), serait très pertinente pour formaliser des politiques économiques prudentes et efficaces pour ces derniers qui sont victimes des déficits budgétaires persistants, des fondamentaux macroéconomiques faibles et à des niveaux d'endettement public croissants. La viabilité de la dette devient donc une condition essentielle de la stabilité économique dans ces pays, car l'accumulation du capital et la croissance économique sont entravées par les crises de la dette. En effet, la combinaison de la pandémie de COVID-19, des effets de la guerre en Ukraine et de l'inflation révèlent une augmentation des vulnérabilités des pays de la CEMAC liées à l'endettement extérieur au retournement de la conjoncture économique dû aux crises de la dette. La vitesse d'accumulation excessive de la dette publique s'est accélérée, dont le stock de la dette s'est établi à 45,8% du PIB en 2023 contre 27% du PIB en 2013, pour un ratio du service de la dette sur les recettes budgétaires moins favorable de 22,7%, contre 19% un an plus tôt selon les données de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC)[2023].

Par ailleurs, les efforts consentis pour y faire face, à travers des signatures des programmes économiques appuyés par la facilité élargie de crédit avec le Fonds Monétaire International (FMI), ont engendré une forte dégradation des finances publiques, notamment une

montée vertigineuse de la dette qui fait craindre la stabilité de la viabilité de la dette dans les pays concernés. Aujourd'hui, les indicateurs macroéconomiques prévisionnels du Fonds Monétaire et International et ceux de la Banque Africaine de Développement (BAD) indiquent que l'ensemble des pays de la CEMAC sont en quasi-récession avec des taux d'endettement de 74% pour le Gabon, 120% pour le Congo, 99% pour le Cameroun, 47% pour le Tchad, 65% pour la Guinée Équatoriale, 56% pour la Centrafrique. A cet effet, le fardeau de la dette publique peut devenir une entrave au développement des pays de la CEMAC et posent le problème de surendettement.

Le surendettement est abordé lorsque le niveau d'endettement public d'un pays, combiné à d'autres facteurs internes et externes, menace sa capacité à honorer ses obligations relatives à la dette publique, et aboutissant bien souvent à un krach économique. Parmi les premiers signes, figure la difficulté pour un pays d'obtenir auprès des créanciers des taux d'intérêt bas, phénomène qui s'explique par la crainte des investisseurs d'un défaut de paiement potentiel. Ainsi, la situation de surendettement d'un pays donné est liée aux perceptions des investisseurs mondiaux quant à la viabilité de la dette. A cet effet, les indicateurs d'endettement sont comparés aux seuils indicatifs (valeur actuelle de la dette en % du PIB, service de la dette en % des exportations et des Recettes, valeur actuelle de la dette publique totale en % du PIB) du cadre de viabilité de la dette du FMI [2018] sur une période de projection pour mesurer la viabilité de la dette, où quatre catégories de surendettement sont mentionnées à cet égard :

**Risque faible** : tous les indicateurs d'endettement sont en deçà des seuils de référence et des seuils des tests de résistance ; **Risque modéré** : les indicateurs d'endettement sont inférieurs aux seuils dans le scénario de référence, mais les tests de résistance montrent que les seuils d'endettement public pourraient être dépassés en cas de choc exogène ou de changement brusque de politique économique ; **Risque élevé** : au moins un des seuils du scénario de référence a été dépassé, mais le pays n'a pas encore de difficultés à rembourser ; **Surendettement** : le pays éprouve déjà des difficultés à rembourser sa dette. Il y a des arriérés, soit la restructuration de sa dette est en cours ou imminente, soit il présente des signes précurseurs de surendettement.

Au regard de la littérature, il n'existe aucun niveau absolu au-delà duquel le rapport dette-PIB devient insoutenable, car cela dépend d'un certain nombre de facteurs. A partir des modèles économétriques non-linéaires, de nombreuses études ont révélé plusieurs seuils endogènes au-delà duquel la dette a un effet négatif sur la croissance économique (Reinhart et Rogoff [2010] ; S.Patrice [2020] ; Tatouti [2021] ; Sambou [2023]). Cependant, nous cherchons à présenter le lien entre la dette publique et le surendettement, afin de déterminer les seuils au-delà duquel la dette publique peut empêcher le pays de réaménager sa dette et ainsi mener à un défaut de paiement et à une crise de la dette. A cet effet, nous formulons donc l'hypothèse que l'impact du surendettement sur les indicateurs macroéconomiques est différent selon un niveau d'endettement à déterminer.

Cette réflexion est menée pour deux raisons essentielles : Premièrement, aujourd'hui, les institutions nationales et internationales ont progressivement reconnu le surendettement comme un obstacle majeur à la croissance et au développement des pays débiteurs et de ses conséquences en termes de contraintes de liquidité et de rationnement du crédit sur les marchés

internationaux. A cet égard, la deuxième raison repose sur le fait que le surendettement peut expliquer les difficultés des pays de la CEMAC à sortir du sous-développement, notamment en raison de l'effet de la dette publique qui continue d'augmenter et les implications des seuils dans les politiques économiques qui montent en faveur de la viabilité de la dette.

## 2. Revue de la littérature

La littérature empirique sur la dette couvre de nombreuses dimensions à l'analyse de la viabilité de la dette. Piscetek [2019] détermine que le solde primaire est un contributeur important à l'évolution des niveaux d'endettement, tandis que l'effet du différentiel de croissance des taux d'intérêt et le taux de change est bénin. Campos et al. [2006] mettent en exergue la variation du taux de change, de l'inflation, du taux de croissance de l'économie et par le différentiel de croissance des taux d'intérêt (Ncube et al. [2015]). Yapo [2001] et Loubelo [2002] s'accordent à reconnaître la variation des termes de l'échange, la croissance du PIB réel, le service de la dette comme variables susceptibles d'influencer le surendettement. Les travaux de McFadden et al. [1985], Kraay et Nehru [2006] et du FMI [2018] plaident en faveur du fardeau de la dette, la qualité des politiques et des institutions, les chocs macroéconomiques. D'autres travaux intègrent la politique d'ouverture internationale et les dépenses publiques (Raffinot [2001], Lawin [2006]).

La plupart des travaux s'accordent à reconnaître que ces variables hypothétiques permettent l'existence d'un seuil d'endettement au-delà duquel la crise de la dette peut engendrer des effets néfastes. Les travaux de Cohen [1986], Trehan et al. [1988], Kremers [1989], Bartolini et Cottarelli [1994] retracent les effets négatifs d'une crise de la dette à partir d'un ratio d'endettement situé au-dessus du seuil de soutenabilité budgétaire pour lequel l'État serait incapable de faire face à ses obligations financières sans s'engager dans un jeu de Ponzi<sup>1</sup>. Ces travaux indiquent que les faits escomptés dépendent de la politique d'endettement élaborée afin de restructurer la dette et pour éviter le défaut de paiement. Les travaux de Sachs [1989], Krugman [1988] et Agenor [2004] aboutissent aux mêmes conclusions à partir de l'analyse de la courbe de Laffer [1970]<sup>2</sup>. Ces derniers montrent que la dette devient de moins en moins soutenable lorsque sa valeur nominale augmente en parallèle à l'augmentation de la valeur marchande. Ainsi, on pourra s'attendre à une plus grande probabilité de défaut partiel du pays, puis, arriver à une certaine limite (seuil de transition) où la valeur marchande devient une fonction décroissante de la valeur nominale. On transite alors dans une phase de surendettement et de faibles incitations à la bonne gouvernance (forte probabilité de défaut), puis à de faibles qualités des politiques et des institutions qui affectent négativement l'investissement (public et privé) et la consommation privée.

Les travaux d'Abdellatif et Mustapha [2015] dévoilent l'existence d'une courbe de Laffer entre la dette extérieure et la croissance économique, autrement un effet seuil moyen au-delà duquel la confiance statistique établit les effets du surendettement. Selon Égert [2015], la

---

<sup>1</sup> Un système de Ponzi est un montage financier frauduleux qui consiste à rémunérer les investissements des clients essentiellement par les fonds procurés par les nouveaux entrants. Si l'escroquerie n'est pas découverte, elle apparaît au grand jour au moment où elle s'écroule.

<sup>2</sup> La courbe de Laffer a été utilisée à l'origine par Krugman [1988] pour décrire la relation concave entre l'encours de la dette et la probabilité de son remboursement. La littérature empirique récente définit tout simplement la courbe de Laffer de la dette comme étant une représentation de la relation non monotone entre la dette et la croissance économique.

crise de la dette peut être détecté à des niveaux très bas d'endettement qui se situent dans un intervalle de seuils. Ces niveaux bas d'endettement s'expliquent par les opérations de réduction du principal et du service de la dette. Lee et al. [2017] renforcent les conclusions de Égert [2015] en avançant que le niveau d'endettement au-dessus duquel la dette du gouvernement central a un effet négatif sur la croissance économique résulte de l'ampleur du seuil d'endettement au-delà duquel la croissance est extrêmement sensible à la couverture des données, à la fréquence des données utilisées, à la définition de la crise de la dette et à la période d'analyse. De Vita et al. [2018] soulève que cette sensibilité est induite par les effets du surendettement à partir d'un certain seuil.

Pour Wyplosz [2005], la viabilité de la dette publique n'est pas facile à opérationnaliser et sa définition pratique soulève des difficultés et des controverses dans la façon d'appréhender et de traiter les effets de la crise de la dette. Wyplosz [2011] fait une analyse critique des hypothèses des scénarios de référence des cadres d'analyse de la viabilité et des modèles stochastiques en mettant l'accent sur la difficulté à élaborer un cadre cohérent d'analyse de la dette, en raison du caractère incertain de toute prédiction du futur. Le FMI et la Banque Mondiale [2018] considèrent, quelques soit les scénarios envisagés, à un certain niveau d'endettement, que le surendettement crée autant de problèmes qu'il n'en résout et qu'il recouvre plusieurs problèmes à la fois sur la performance économique qui pourraient provenir de la complexité du problème lui-même, de l'espace-temps, des facteurs institutionnels et politiques d'un pays.

Les travaux récents de Norbert Gaillard [2023] soulignent, qu'à partir d'un certain seuil d'endettement, la situation des pays en développement (PED) est certainement la plus dramatique et ces derniers sont exposés au surendettement généralisé qui génère des crises économiques et politiques néfastes avec un record de défauts de paiement souverains au regard de l'Agence de notation Moody's [2022]. Selon l'auteur, le refinancement de la dette publique de ces pays s'effectue généralement dans des conditions de plus en plus défavorables avec des dépressions économiques majeures, ce qui jette un doute sur la solvabilité de ces États. Ainsi, Gaillard [2023] relève deux obstacles majeurs : (1) l'amplification des problèmes de coordination entre créanciers qui résulte d'une tactique non coopérative s'inscrivant dans un contexte géopolitique tendu où le créancier octroie parfois des prêts cachés à des PED en vue d'accroître son influence ; (2) l'absence de mécanisme multilatéral contraignant destiné à résoudre les crises de dette publique, car, les acteurs ont cru un temps que l'instauration de clauses d'action collective dans les contrats de dette (permettant à une majorité qualifiée de détenteurs d'une émission obligataire d'imposer une restructuration) serait la panacée, mais il n'en est rien.

Il en ressort que, que quel que soit la structure économique d'un pays, une base commune du surendettement se définit par un excès de dette qui peut affecter la croissance à travers plusieurs canaux dont la pensée économique tente régulièrement d'exposer. Au regard des multiples travaux empiriques, la littérature économique a du mal à se positionner définitivement sur la détermination d'un seuil d'endettement optimal quant aux implications de la politique économique sur les facteurs macroéconomiques. Dans l'ensemble, les études empiriques passées en revue sont quasi-unanimes à la non linéarité de la trajectoire de la dette,

toutefois, les seuils de transition estimés diffèrent au niveau des méthodes économétriques. A cet effet, notre investigation sur les modélisations non linéaires nous a conduit à trouver trois principales approches :

**L'approche Quadratique** repose sur l'hypothèse que l'effet de la dette sur un facteur endogène change de signe après un point d'inflexion. La spécification de ce modèle consiste à introduire le carré du ratio de la dette dans le groupe de variables exogènes. A l'optimum, le point optimal correspond au niveau d'endettement qui maximise la variable endogène lorsque cette dernière est dérivée par le poids de la dette ; **L'approche Spline** permet de montrer la différence d'impact de l'endettement en dessous et au-dessus du seuil. Le principe de la fonction Spline, est d'estimer le modèle jusqu'à ce que l'effet de la dette sur la variable endogène change de signe. Dans ce cas, la détermination du seuil optimal se fait par l'estimation de l'équation pour différents seuils et le seuil choisi correspond au coefficient de détermination le plus élevé. Cependant, certains auteurs pensent que la fonction Spline, tel qu'elle a été définie, est très délicate et difficile à appliquer, étant donné qu'elle demande un grand nombre d'estimations avant d'aboutir au seuil optimal exact (Partillo et al. [2011]). **Les modèles à changement de régimes** développés par Hansen (PTR, modèle de régression à seuil en panel [1999]) puis prolongés par Gonzales et al. (PSTR, modèle de régression à seuil lisse en panel [2005]) et Fok et al. (PSTAR, modèle autorégressif à seuil lisse en panel [2005]), constituent une alternative intéressante aux modèles non linéaires classiques. Ils sont de plus en plus utilisés par les auteurs, du fait qu'ils fournissent moins de volatilité dans les résultats, mais présentés dans le cadre de panels cylindrés (Hansen [1999]).

En résumé de cette partie, nous présentons, dans le tableau ci-dessous, les différents seuils optimaux de la dette (en % PIB), dérivés dans quelques études empiriques, tout en mentionnant les méthodes économétriques utilisées.

**Tableau 1.** Synthèse de quelques travaux empiriques éminents

<b>Etudes empiriques</b>	<b>Seuils</b>	<b>Modèles</b>	<b>Echantillons étudiés</b>
Reinhart et Rogoff [2010]	90 %	Analyse Stylisée	44 PED et PD
Kumar et Woo [2010]	90 %	Spline	38 pays émergents et PD
Presbitero [2010]	90 %	Quadratique / Spline	92 PED
Partillo et al. [2011]	35% ; 40 %	Quadratique / Spline	93 PED
Baum et al. [2012]	67 %	Modèle à seuil dynamique	12 pays européens
Chercheria et Rother [2012]	90-100 %	Quadratique	12 pays européens
Mandri Badr [2015]	46 % ; 70 %	Quadratique / Spline	48 PED
Égert [2015]	20-60 %	Modèles à seuil dynamique	PD
Belguith et al. [2017]	39,5 %	PSTR	4 pays du Moyen Orient
Agbekponou et Kebalo [2019]	30,71 %	PSTR	Pays de la CDEAO

Source : Auteur. PED : pays en développement, PD : pays développé, UE : Union Européenne.

Dans le cas de l'Union Européenne, Bouabdallah et al. [2017] adoptent les éléments du Cadre de viabilité de la dette (CVD) élaboré conjointement par le FMI et la Banque Mondiale (BM) en 2005, en intégrant une méthode d'estimation des chocs sur le solde budgétaire à partir de modèles VARs, des simulations stochastiques par la méthode de bootstrap ainsi que l'évaluation de la relation entre les déterminants de la soutenabilité de la dette et les facteurs

institutionnels ainsi que le risque-pays par une analyse en composantes principales. L'étude a eu recours au modèle de Warmedinger et al. [2015], qui fait le lien entre les multiplicateurs budgétaires à court terme et l'impact à moyen et long terme de l'assainissement budgétaire sur la viabilité de la dette. L'excédent ou le déficit du solde budgétaire permet de mesurer la capacité et les seuils de la dette des États à faire face à leurs engagements.

Bien que des critiques ont été formulées sur le CVD, notamment la non-exhaustivité de ses facteurs d'analyse, il a fait l'objet de plusieurs révisions dont la dernière date de juillet 2018. Ce cadre d'évaluation de la soutenabilité de la dette propose un mécanisme pour guider les pays et les bailleurs de fonds dans la mobilisation des financements nécessaires au développement des pays, tout en réduisant les risques d'une accumulation excessive de dette dans le futur. Ce mécanisme repose sur un modèle polytomique temporel à effets aléatoires (Kraay et Nehru [2006]) qui analyse essentiellement le comportement probabiliste de la viabilité de la dette par rapport au risque de surendettement des pays, avec des simulations stochastiques des trajectoires et des indicateurs de soutenabilité de la dette, permettant de préciser les déterminants qui favorisent les crises de la dette et l'existence d'un seuil d'endettement optimal. Les seuils recommandés pour la soutenabilité de la dette sont fixés en fonction de la qualité de la gouvernance, mesurée par le score CPIA de la Banque mondiale.

Comparativement aux autres travaux empiriques, la méthodologie du CVD du FMI [2018], dont s'inspire la présente étude, présente l'avantage de la complémentarité des analyses. Le cadre combine une évaluation de chocs déterministes et stochastiques, et propose des indicateurs de suivi de l'endettement public. Nous adoptons également l'approche quadratique et d'autres techniques d'estimation en guise de robustesse. Même si les études examinant les effets de seuil de la dette sur la croissance paraissent abondantes ces derniers temps, cependant, rares sont celles qui concernent exclusivement l'examen entre les seuils d'endettement et le surendettement dans l'espace CEMAC. C'est l'une des raisons, pour lesquelles nous décidons de s'y intéresser dans notre partie empirique.

### 3. Méthodologie

#### 3.1. Méthode d'analyse avec les choix discrets ordonnés à effets aléatoires

Nous nous inspirons des travaux de Kraay et Nehru [2006] qui ont développé le modèle Probit ordonné à effets aléatoires, à l'exposé de la méthodologie du CVD du FMI [2018], avec la prise en compte des effets d'hétérogénéité des pays de la CEMAC et des risques qui peuvent amener à nuancer la notation du risque extérieur. Ce modèle combine les équations retardées d'une période avec les équations en niveau (Hurlin [2003] ; Hoti et McAleer [2004]) comme suit :

$$Prob[Surend_{it} = j | X_{i,t}] = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Dette_{it-1} + \gamma X_{it-1}), \text{ avec } j = \{0,1\} \quad (1)$$

A partir de la relation (1), les seuils d'endettement sont calculés à l'aide de l'équation (2) suivante :

$$Seuil = \frac{\Phi^{-1}(Prob^0[Surend_{it} = j]) - \left( \hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^6 \hat{\gamma}_k \bar{X} \right)}{\hat{\beta}_1} \quad (2)$$

Où,  $\Phi(\cdot)$  désigne la fonction de distribution normale ;  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  et  $\gamma$  représentent les vecteurs des paramètres à estimer. La **Det** est la variable seuil de transition et désigne le niveau du fardeau de la dette publique totale en % du PIB ; le vecteur  $X_{it}$  regroupant un ensemble de variables de contrôle et d'intérêt, à savoir : le **Pib** qui représente la croissance du PIB réel en % reflète la confluence de tous les chocs domestiques et extérieurs, la **Cpia**<sup>3</sup> désigne la qualité des politiques et des institutions, **Ouv**<sup>4</sup> représente l'ouverture commerciale, **Sdette** représente le service de la dette indiquant l'évolution du remboursement des emprunts précédent, **Sbp**<sup>5</sup> représente le solde primaire par rapport au PIB, **Tce** représente les termes de l'échange, **Scc** désigne le solde du compte courant hors intérêt sur la dette extérieure, et **Dep** représente les dépenses publiques de l'Etat en % du PIB. Avec, les six (6) pays, indicés  $i = (1, \dots, 6)$ . La probabilité pour qu'un pays  $i$  choisisse la modalité  $k = (0, 1)$  au temps  $t$  est une fonction de ses caractéristiques. Etant donné que les modalités sont mutuellement exclusives, la somme des probabilités des  $k$  modalités vaut 1 pour chaque pays.

Les seuils sont calibrés pour trois valeurs du score CPIA associées à une gouvernance faible, gouvernance moyenne et forte (3,25, 3,5 et 3,75, respectivement). En fixant la valeur moyenne des variables de contrôle et d'intérêt  $\bar{X}$ , le modèle modifie celle de la probabilité de surendettement jusqu'à ce que soit obtenu le seuil optimal de la dette publique qui réduit au minimum la somme des erreurs de type I et II dans l'échantillon<sup>6</sup>. En examinant l'effet des seuils d'endettement public sur le surendettement du pays  $i$ , cette étude désigne le surendettement (**Surend**) comme la variable polytomique analysée de façon endogène. Dans la mesure empirique, la compilation de cette variable consiste en un échantillon déséquilibré, irrégulièrement espacé d'observations des épisodes de temps normal codées en zéro («  $j = 0$  ») et des épisodes de crise de la dette codées en un («  $j = 1$  »). Selon le CVD, nous définissons les épisodes de crise de la dette comme périodes dans lesquelles les conditions suivantes sont utilisées pour caractériser le surendettement :

- Les arriérées extérieures de la dette publique et garantie par l'État (CGE) sont supérieurs à 5 % de la dette extérieure ;
- La dette est rééchelonnée, c'est-à-dire, le pays reçoit un allègement de la dette sous la forme de rééchelonnement ou de la réduction de la dette des créanciers bilatéraux ;
- Le financement du FMI dépasse 50 % de la quote-part, c'est-à-dire, le pays reçoit un soutien substantiel de la balance des paiements auprès du FMI dans le cadre de ses accords de réserve non prolongés ou de ses facilités élargies de crédit (FEC) ;
- Ou le souverain n'a pas remboursé le principal ou les intérêts à la date d'exigibilité ;
- Le non-remboursement du principal ou le non-paiement des intérêts aux créanciers intérieurs. On utilise les données historiques de la dette du FMI sur les arriérés intérieurs pour identifier la crise de la dette intérieure. Car il est très difficile de déterminer à quel moment se produit le défaut sur la dette intérieure, car la dette intérieure peut facilement

<sup>3</sup> Score de l'évaluation institutionnelle et des évaluations classé de 1 (faible qualité) à 6 (bonne qualité).

<sup>4</sup> Elle est mesuré par le taux d'ouverture commerciale =  $((\text{exportations} + \text{importations})/2)/\text{PIB} \times 100$ .

<sup>5</sup> Il est mesuré par le rapport entre les recettes totales moins les dépenses autres que d'intérêts et le PIB.

<sup>6</sup> Une erreur de type I correspond à l'incapacité de prévoir un cas de surendettement (crise manquée) et une erreur de type II à l'incapacité de prévoir un cas de non-surendettement (fausse alarme).



être monétisée où disparaître sous l'effet de restrictions financières, et les épisodes de crise de la dette intérieure sont très hétérogènes selon les pays (FMI [2018]).

Techniquement, nous observons un panel de données de six pays supposés indépendants et identiques, placés face au même ensemble de choix entre les épisodes de crise et des épisodes de temps normal, cela émerge une problématique d'hétérogénéité inobservable des pays analysés. Conditionnellement à un ensemble de variables explicatives, une partie de chacun des processus décisionnels reste non quantifiable et doit-être considérée comme aléatoire par le modélisateur (Gouider et MoKhtar [2010]). Or, en raison d'effet de cadrage, les éventualités individuelles à une série de détresse de la dette reviennent parfois à une vision bruitée du surendettement individuel lié aux facteurs explicatifs exogènes des pays de la CEMAC. A cet effet, l'application des techniques de panel aux modèles de choix discret permet de gommer ces bruits. Cependant, le Probit ordonné n'étant pas optimal du fait que ses propriétés sont seulement valides asymptotiquement (Gouider et MoKhtar [2010]), c'est pour ces limites que nous proposons un modèle Probit ordonné à effets aléatoires pour estimer les paramètres du modèle.

Le terme aléatoire  $\varepsilon_{i,k}$  s'écrit : «  $\varepsilon_{i,k} = v_{i,k} + u_i$  », où  $u_i$  correspond à l'hétérogénéité non observée, supposée aléatoire et indépendamment distribué de  $X_{i,k}$ .  $v_{i,k}$  est le terme aléatoire normalement distribué, correspondant aux erreurs de mesures spécifiques aux crises de la dette. Suite au problème d'identification, la variance intra-individuelle de la composante non expliquée est normalisée à un ( $\sigma_v^2 = 1$ ), la variance inter-individuelle de la composante non expliquée est notée  $\sigma_u^2$  à estimer. Le terme d'erreur aléatoire total  $\varepsilon_{i,k}$  est tel que :

$$E(\varepsilon_{i,k} \setminus X) = 0, \quad var(\varepsilon_{i,k}) = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 = 1 + \sigma_u^2 \quad \text{et} \quad corr(\varepsilon_{i,k}, \varepsilon_{i,s}) = \rho = \frac{\sigma_u^2}{1 + \sigma_u^2} \quad (3)$$

Les erreurs  $u_i$  et  $v_{i,k}$  sont indépendants entre eux et des variables explicatives  $X_{i,k}$ , où  $\varepsilon_{i,k}$  représente les crises de la dette corrélées pour le même pays  $i$  dû au terme commun  $u_i$ . Les  $c_i$  ( $cut_i$ ) sont des constantes délimitant les intervalles des valeurs de la variable latente (Surend) et qui conditionnent les choix des pays. Ici, nous posons que la constante est égale à zéro et nous estimons  $c_1$  (Green [2000]). L'effet marginal pour une variable explicative donnée est défini par :

$$\frac{\partial P(y_{i,t} = 1 \setminus X_{i,k}, u_i)}{\partial X_{j,i,k}} = -\beta_j \Phi(c_2 - X_{i,k} \beta - u_i) + \beta_j \Phi(c_1 - X_{i,k} \beta - u_i) \quad (4)$$

Son signe est donné par celui du coefficient de  $\beta_j$  et mesure l'élasticité due aux poids des variables explicatives sur le surendettement. Les p-values des variables explicatives permettent de déceler les déterminants susceptibles de favoriser les crises de la dette, la probabilité liée au ratio logarithme de vraisemblance analyse la significativité globale pour la bonté de l'ajustement. Le pseudo- $R^2$  de McFadden analyse le degré du pouvoir explicatif du modèle. La qualité de l'ajustement global du modèle peut être appréciée par l'analyse du taux de prédictions au seuil de 50% (McFadden [2000]). Pour tester les effets aléatoires en données de panel, nous examinons la significativité statistique de rho ( $\rho$ ), en utilisant le test statistique de Wald ( $w = \rho^2 / S_p^2$ ). Si  $w$  est supérieur à la valeur critique du khi-deux (3.84 pour un niveau critique de 95%), nous rejetons l'hypothèse de nullité de  $\rho = 0$  au sens de Green [2000]. Comme

$\rho \neq 0$ , si l'effet aléatoire existe, alors  $\varepsilon_{i,k}$  et  $\varepsilon_{i,s}$  sont corrélés pour un même pays, mais non corrélés à travers les pays. Cependant, si les effets aléatoires ne sont pas significatifs,  $\sigma_u^2 = 0$  et  $\rho = 0$ , ce qui indique qu'il n'y a pas de corrélation entre les épisodes de crise de la dette selon  $\varepsilon_{i,k}$  pour un même pays.

### 3.2. Méthode d'analyse avec la forme quadratique

Nous utilisons la Méthode des Moments Généralisés en système (SGMM) qui contient un terme d'interaction quadratique comme suit :

$$Surend_{it} = \alpha + \beta Surend_{i,t-1} + \gamma_1 Dette_{it} + \gamma_2 Dette_{it}^2 + \phi X_{it} + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Où, les paramètres  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$  et le vecteur de paramètres  $\phi$  sont à estimer,  $\eta_t$  représente les effets temporels, **Dette** étant la variable de transition, la variable **Dette**<sup>2</sup> est le terme d'interaction et **Surend** représentant la variable endogène telle que définie précédemment,  $X_{it}$  représentant le vecteur regroupant les variables de contrôle (**Pib**, **Dep**, **Cpia**, **Ouv**, **Tce**, **Sdette**, **Scc**, **Sbp**) tenant compte de l'hypothèse de convergence (**Surend**<sub>t-1</sub>) pour le pays *i* au temps *t*,  $\varepsilon_{it}$  est le terme d'erreur. En dérivant **Surend**<sub>it</sub> par le poids de la dette dans l'équation (5), nous obtenons :

$$\frac{\delta Surend_{it}}{\delta Dette_{it}} = \gamma_1 + 2\gamma_2 Dette_{it}. \text{ A l'optimum, on a : } \frac{\delta Surend_{it}}{\delta Dette_{it}} = 0, \text{ d'où le } Seuil = \frac{-\gamma_1}{2\gamma_2} \quad (6)$$

Le terme d'interaction de la dette est inclus dans l'équation cinq (5) pour étudier les effets du surendettement non linéaires de la variable seuil. Cela permet de détecter si, au-delà d'un certain niveau, la variable seuil devient plus ou moins importante dans la détermination de l'effet marginal de la dette publique sur le surendettement. La Méthode des Moments Généralisés en système (SGMM) est utilisée pour l'équation cinq (5). En général, le SGMM est effectuée en fonction des spécificités observées (l'hétérogénéité, la structure dynamique, l'endogénéité)<sup>7</sup> qui découlent de la spécification quadratique qui indique l'introduction de la variable dette avec son carrée représentée dans l'équation cinq (5).

Le GMM en système permet de pallier aux différents biais observés qui peuvent résulter de l'hétérogénéité, la structure dynamique, l'endogénéité, et il consiste à combiner pour chaque période l'équation en différences premières avec celle en niveaux (Arellano et Bond [1991] ; Blundell et Bond [1998]<sup>8</sup>). Le système d'équations obtenu est estimé simultanément à l'aide de l'estimateur des moments généralisés de Hansen [1982], dont le principe est d'introduire les variables explicatives retardées comme instruments. Ainsi, dans le cas de l'équation en différences premières, les variables sont instrumentées par leurs valeurs retardées d'au moins

<sup>7</sup> **L'hétérogénéité** : La présence des effets individuels non observés, qui diffèrent d'un pays à un autre et qui expliquent la variable endogène. Ces effets sont en mesure d'être corrélés avec les variables explicatives. Lorsque qu'ils ne sont pas contrôlés, ce qui est le cas avec la méthode des Moindres carrés ordinaires (MCO), les coefficients estimés sont biaisés. **La structure dynamique** : L'aspect dynamique de nos équations (Surend retardé) rend les estimateurs MCO et les effets fixes biaisés (Baltagi [1995]). Ces biais peuvent provenir, d'une part, d'une corrélation potentielle entre la variable retardée **Surend**<sub>t-1</sub> et les autres variables explicatives (y compris les effets individuels) et, d'autre part, d'une corrélation potentielle du **Surend**<sub>t-1</sub> par rapport aux valeurs passées, courantes ou futures du terme d'erreur **e**. **L'endogénéité** : ce problème est important dans les spécifications cherchant à expliquer la crise de la dette publique. Certaines variables explicatives peuvent être affectées elles-mêmes par la variable dépendante.

<sup>8</sup> Blundell et Bond (1998) ont montré à l'aide des simulations de Monte Carlo que l'estimateur des GMM en système est plus efficace que l'estimateur des GMM en différence qui produit des estimateurs biaisés lorsque le panel est non cylindré et le nombre de pays est plus important que celui des périodes.

deux périodes. Alors que l'équation en niveaux utilise comme instruments les variables prédéterminées retardées d'une période et plus. Des variables instrumentales exogènes doivent être introduites, afin de remédier à l'endogénéité.

En outre, l'efficacité de l'estimation par le SGMM repose sur les conditions suivantes : Premièrement, les instruments choisis doivent être valides, i.e. non corrélés avec le terme de l'erreur. Cette hypothèse peut être confirmée ou infirmée via les tests de Sargan ou Hansen. Deuxièmement, il ne faut pas qu'il ait une autocorrélation d'ordre 2 des résidus, toutefois on tolère une autocorrélation d'ordre 1 à condition qu'elle soit négative. Sur le plan pratique, l'application de la technique GMM en système nécessite la distinction entre les variables exogènes, les variables dites prédéterminées et les variables endogènes. En ce qui concerne le nombre de retards choisi, nous prenons en considération les recommandations de Roodman [2009], qui stipulent que le nombre d'instruments total ne doit pas dépasser le nombre de pays, histoire de ne pas affaiblir la fiabilité des tests de Sargan et Hansen.

### 3.3. Données

Cet article utilise les données de panel transversales, composées des six pays de la CEMAC (Cameroun, République de la Centrafrique, Congo, Gabon, Guinée Equatoriale, Tchad) et de la période 2000-2023, ce qui fournit un panel de données de 144 observations des six pays supposés indépendants et identiques, placés face au même ensemble de choix entre les épisodes de crise de surendettement et des épisodes de temps normal. Nous collectons l'ensemble de données publiées de la Banque mondiale [WDI, 2023], du Fond Monétaire Internationale [FMI, 2023], de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale [BEAC, 2023].

Dans la mesure statistique des indicateurs du surendettement, nous analysons les approches mixtes, précisément les indicateurs élargis du CVD (qui contiennent de profondes répercussions opérationnelles sur la définition de la conditionnalité du FMI en matière de dette, et sur l'affectation des financements concessionnels de la part de certaines institutions multilatérales). Un indicateur supérieur au seuil de référence signale un risque de surendettement, ces indicateurs sont analysés autour du ratio moyen de liquidité (le service de la dette publique rapporté aux exportations), autour des ratios moyens du fardeau de la dette (la valeur actualisée nette rapportée aux exportations **(a)** et/ou au produit intérieur brut **(b)**). Le tableau 2 résume ces résultats par pays de la CEMAC.

Fondamentalement, à la lecture du tableau 2, la faible qualité des institutions et politiques des pays de la CEMAC montrent que le niveau de l'endettement est inquiétant, car les indicateurs pour la plupart présentent des risques de surendettement qui sont désormais « élevés ». L'analyse de ce fardeau de la dette pour l'ensemble des pays de la CEMAC, au cours de la période 2010–2023, indique que les critères permettent de se prononcer en faveur du surendettement, ce qui sous-entend à cet effet un endettement excessif au regard des seuils d'endettement indicatifs élargis.

**Tableau 2.** Indicateurs élargis moyens par pays de la CEMAC pour la période 2010-2023

Pays	Fardeau de la dette <sup>(a)</sup> (< 100 %)	Fardeau de la dette <sup>(b)</sup> (< 30 %)	Ratio de Liquidité (< 15 %)	Score CPIA (qualité des politiques et des institutions)	Risque de surendettement
------	---	--	--------------------------------	--	--------------------------

Centrafrique	<b>175,36</b>	25,56	<b>29,11</b>	<b>2,5 &lt; 3,25 (Faible)</b>	<b>Elevé</b>
Cameroun	<b>100,10</b>	21,32	<b>26,35</b>	3,3 < 3,50 (Moyenne)	<b>Elevé</b>
Congo	60,76	<b>36,69</b>	<b>18,01</b>	<b>2,7 &lt; 3,25 (Faible)</b>	<b>Elevé</b>
Gabon	86,81	<b>36,51</b>	<b>32,19</b>	<b>2,2 &lt; 3,25 (Faible)</b>	<b>Elevé</b>
Guinée Eq.	40,36	21,38	5,03	<b>3,2 &lt; 3,25 (Faible)</b>	Faible
Tchad	<b>109,14</b>	<b>31,57</b>	<b>79,23</b>	<b>2,7 &lt; 3,25 (Faible)</b>	<b>Elevé</b>

Source : Auteur, à partir du panel de données du rapport annuel du FMI [2023]

Le cas de la Guinée Equatoriale s'explique en grande partie par les efforts budgétaires que le gouvernement guinéen a réalisés ces dix dernières années, mais, les résultats des autres pays traduisent une difficulté à dégager suffisamment de ressources financières pour faire face aux intérêts de la dette publique. Dans un tel contexte accablant, Obstfeld et Rogoff [1996] affirment qu'au-delà d'un certain encours de la dette, les PED choisissent souvent rationnellement le défaut de paiement et préfèrent subir les sanctions imposées par ses créanciers, des mesures d'austérités de la part du FMI et les autres Institutions Financières Internationales (IFI). Les statistiques relatives des variables des modèles sont présentées le tableau 3 ci-dessous.

**Tableau 3.** Statistiques descriptives des variables dépendantes et explicatives.

	Moyenne	Ecart-type	CV	Test J-B		Obs
				Statistiques	P-value	
<b>Surend</b>	00,56	00,49	87,50%	-	-	144
<b>Dette</b>	49,88	33,34	66,80%	34,9	(0,00)	144
<b>Cpia</b>	02,86	00,44	15,40%	05,5**	(0,06)	144
<b>Dep</b>	21,35	08,51	39,90%	45,3	(0,00)	144
<b>Sec</b>	-03,73	15,68	-420%	68,1	(0,00)	144
<b>Sdette</b>	20,51	54,13	244%	125,1	(0,00)	144
<b>Ouv</b>	31,28	17,68	56,50%	18,4	(0,00)	144
<b>Tce</b>	04,57	21,95	480%	00,7**	(0,71)	144
<b>Sbp</b>	-06,27	33,87	-540%	95,1	(0,00)	144
<b>Pib</b>	03,82	08,97	234%	71,5	(0,00)	144

**Tableau 4.** Résultats des tests d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité et d'endogénéité.

Test	Statistiques	P-value
Wooldridge pour la corrélation sérielle	1,36	(0,29)
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg pour l'hétéroscédasticité	0,00	(0,95)
Hausman (Test d'endogénéité)	3,01	(0,22)

CV : Coefficient de variation ; Test J.B : test normalité Jarque-Bera (\*\*): Niveau de signification de 5%.

Source : Auteur [2024] à partir du logiciel Stata 18.

L'observation importante du tableau 3 qui se dégage de ces statistiques est que toutes les variables s'écartent de la distribution normale au regard de la normalité de Jarque-Bera, à l'exception des variables Cpia et Tce. Cependant, la non-normalité de tout régresseur n'est pas un problème car la somme des variables aléatoires tend à être normale (théorème central limite). De plus, les erreurs du modèle découlent de l'hypothèse de normalité (tableau 4). A l'exception des variables Cpia, Sec et Sbp, les statistiques reflètent la forte volatilité de l'ensemble des variables de l'échantillon à la sensibilité des chocs car les coefficients de variation associés sont tous supérieurs à 30%.

**Tableau 5.** Statistiques récapitulatives de corrélation des variables dépendantes et explicatives.

	Surend	Dette	Cpia	Dep	Scce	Sdette	Ouv	Tce	Sbp	Pib
Surend	1									
Dette	0,47** *	1								
	(0,00)									
Cpia	0,08 (0,34)	0,02 (0,7)	1							
Dep	-0,16* (0,07)	0,12 (0,1)	-0,01 (0,87)	1						
Scce	0,01 (0,88)	0,04 (0,5)	-0,11 (0,17)	-0,05 (0,56)	1					
Sdette	0,22** *	0,06	0,23***	-0,09	-0,50***	1				
	(0,01)	(0,5)	(0,01)	(0,26)	(0,00)					
Ouv	-0,06 (0,49)	0,06 (0,4)	-0,26*** (0,00)	0,59** (0,00)	-0,08 (0,35)	-0,07 (0,3)	1			
Tce	0,05 (0,53)	0,01 (0,9)	0,01 (0,87)	-0,15* (0,07)	0,27*** (0,00)	-0,03 (0,7)	0,12 (0,17)	1		
Sbp	-0,04 (0,64)	0,02 (0,8)	0,16** (0,04)	0,07 (0,37)	0,25*** (0,00)	0,07 (0,4)	0,36** * (0,00)	0,12 (0,1)	1	
Pib	-0,04 (0,66)	-0,07 (0,4)	0,001 (0,99)	-0,06 (0,48)	0,05 (0,53)	-0,02 (0,7)	0,37** * (0,00)	0,11 (0,1)	0,21** (0,02)	1
<b>VIF</b>		1,03	1,43	2,40	2,09	1,64	3,68	1,24	1,72	1,44

Source : Auteur [2024] à partir du logiciel Stata 18. (.) : P-value significativité \*\*\*1%, \*\* 5% et \*10%.

A la lecture du tableau 5, l'analyse de la matrice de corrélation de Karl-Pearson [1932] indique que certains des régresseurs ont une association significative avec le surendettement. Fait intéressant, il existe une corrélation significative entre la dette et le surendettement. Cependant, si nous gardons à l'esprit les propriétés des données de séries chronologiques, ces corrélations ne sont pas menaçantes en ce qui concerne la multi-colinéarité. Les valeurs du facteur d'inflation de la variance (VIF) pour toutes les variables sont inférieures à cinq (5), ce qui indique qu'il n'y a pas de problème de multi-colinéarité. Dans l'ensemble, l'analyse de ces différentes statistiques suggèrent que les paramètres estimés seraient impartiaux, cohérents et efficaces.

#### 4. Résultats empiriques

##### 4.1. Analyse des estimations du modèle à choix discret ordonné

###### 4.1.1. La validité du modèle

L'analyse du processus générateur de données de panel pour le modèle à choix ordonné à effets aléatoires est estimé par la fonction log-vraisemblance introduite par Butler et Moffitt [1982] et la méthode de quadrature de Gauss-Hermite à 24 points d'intégration en accord avec la structure du modèle à effets aléatoires. Dans la procédure de l'estimation des effets aléatoires, nous nous inspirons de la méthodologie de Jebeniani Gouider et MoKhtar Kouki [2010]. A cet effet, le tableau 6 présente les principaux résultats liés aux estimations des modèles à choix ordonné à effets aléatoires avec les effets marginaux et l'estimation du modèle Probit ordonné

standard à effets fixes pour un certain niveau de contrôle de la robustesse pour le panel des six pays de la CEMAC.

D'après le résumé du tableau 6, l'analyse du processus générateur de données de panel et les estimations des paramètres relatifs aux hypothèses du modèle Probit ordonné à effets aléatoires révèle un rho ( $\rho$ ) significatif au seuil de 1%, ce qui indique qu'il y a bien hétérogénéité entre les pays de la CEMAC. De plus, le test de Wald,  $w = (0,6925)^2 / (0,1121)^2 = 38,16 > 3,84$  pour un niveau critique de 95 %, nous permet de rejeter la nullité de  $\rho = 0$ , ce qui indique qu'il existe un effet significatif de l'hétérogénéité entre les pays de la CEMAC. Alors, il existe une corrélation entre les épisodes de crise de la dette pour un même pays, mais pas à travers les pays de CEMAC. Nous constatons que les qualités prévisionnelles de ce modèle sont satisfaisantes car le taux d'erreur est assez faible pour le surendettement de niveau 0 et 1, avec une prédiction correcte de 79,71%. Le pseudo  $R^2$  de McFadden [1994] est égale à 40,39% indique un bon ajustement du modèle avec un fort pouvoir explicatif. La statistique du rapport de vraisemblance (LR chi2) est significatif au seuil de 1%, ce qui montre que le modèle est globalement significatif au seuil conventionnel de 1%. En conclusion, les résultats de notre modèle tendent à prouver leur validé économétrique et justifient leur impact explicatif des comportements des pays de la CEMAC pour le surendettement.

En outre, nous n'expliquons que 22,75% de la variance totale de l'échantillon CEMAC, car la fraction de la variance expliquée est beaucoup plus faible que celle non expliquée (77,25%). Ceci suggère que la variation des crises de la dette des pays n'est probablement pas expliquée par les caractéristiques observables. Par ailleurs, la majorité de la variance expliquée est due à la dimension interindividuelle avec 20,99% (6 pays), alors que le poids de la dimension temporelle expliquée vaut 5,03% de la variance totale (en moyenne 23 ans par pays). En conclusion, la probabilité de surendettement est principalement due à la différence interindividuelle dans l'espace CEMAC. Par conséquent, il y a stabilité des réponses aux chocs économiques et financières des pays d'une série de crise de la dette à une autre.

**Tableau 6.** Résultats des estimations des modèles discrets à choix ordonné

Variables	Choix ordonné à effets aléatoires		Choix ordonné à effets fixes
	Probit	Logit	Probit standard
Dette <sub>t-1</sub>	0,049*** (0,000)	0,088*** (0,000)	0,037*** (0,000)
Cpia <sub>t-1</sub>	0,907* (0,061)	1,635* (0,054)	0,823** (0,045)
Dep <sub>t-1</sub>	-0,071** (0,013)	-0,119** (0,015)	0,063** (0,022)
Scct <sub>t-1</sub>	0,046*** (0,002)	0,080*** (0,002)	0,030** (0,028)
Sdette <sub>t-1</sub>	0,012** (0,020)	0,019** (0,021)	0,008* (0,080)
Ouv <sub>t-1</sub>	0,042** (0,015)	0,072** (0,015)	0,038** (0,016)
Tce <sub>t-1</sub>	-0,016** (0,034)	-0,029** (0,029)	-0,014* (0,058)
Sbp <sub>t-1</sub>	-0,009 (0,123)	-0,017 (0,130)	-0,009* (0,074)
Pib <sub>t-1</sub>	-0,003 (0,876)	-0,003 (0,922)	-0,005 (0,808)
Surend <sub>t-1</sub>			0,756**

			(0,017)
cut1	4,339*** (0,006)	7,754*** (0,006)	4,089* [1,1787]
rho	0,6925*** [0,1121] (0,000)		
AIC	132,878	132,950	
BIC	165,077	165,150	
Nombre d'observation	138	138	138
Lo-likelihood	-55,43	-55,47	-53,46
LR Chi2	58,49*** (0,000)		82,04*** (0,000)
Pseudo-R <sup>2</sup>	40,39%	40,41%	43,42%
Prédiction correcte	79,71%	81,16%	80,43%
<b>Seuil d'endettement</b>	<b>57%</b>		
Variance (B:Between, W:Within, T:Total) <sup>9</sup>			
B expliquée (%B exp/T)	0,923(20,99%)	B non expliquée (%B non exp/T)	
W expliquée (%W exp/T)	0,221(05,03%)	2,252(51,23%)	
		W non expliquée (%W non exp/T)	1(22,75%)

Source : Auteur [2024] à partir du logiciel Stata 18. [.] : Ecart-type. (.) : P-value significativité : <1%\*\*\*, <5%\*\*\*, <10%\*.

#### 4.1.2. Les déterminants du surendettement

L'estimation du modèle 1 (Eq.1) appellent plusieurs commentaires. Plus précisément : **(1)** Le signe positif lié à la variable « Dette » significative au seuil de 1%, prouve que la dimension du fardeau de la dette est vérifiée par l'analyse économétrique. La dynamique à la hausse des ratios d'endettement constitue un signal du risque de surendettement. Ce qui conforte les conclusions de Marc Raffinot [2004]. **(2)** Le signe positif de la qualité des politiques et des institutions (Cpia) confirme l'influence significative au seuil de 1% à la hausse de la probabilité de surendettement. Toutes choses égales par ailleurs, la probabilité pour un pays de la CEMAC d'être en situation de surendettement est d'autant plus importante que sa qualité de la gouvernance est faible.

Le degré **(3)** d'ouverture commerciale (Ouv) des pays de la CEMAC impacte positivement et significativement au seuil de 5% le surendettement. De façon générale, les pays dont la qualité de la politique d'ouverture internationale est faible ont beaucoup de chance d'avoir un niveau d'endettement explosif. **(4)** Les termes de l'échange (Tce) influencent négativement au seuil de 5%. Ces résultats suggèrent que les fluctuations positives des termes de l'échange ont la capacité de réduire les épisodes de crise de la dette dans l'espace CEMAC. **(5)** Le service de la dette (Sdette) favorisent positivement le surendettement au seuil de 5%. Ainsi, plus le poids du service de la dette externe continue de peser lourdement sur les pays de la CEMAC, plus ces États sont sensibles à la volatilité en cas de choc exogène à de fortes tensions sur la liquidité suscitant un défaut de paiement potentiel. **(6)** Les dépenses publiques (Dep) influencent négativement le surendettement au seuil de 5%. Ceci prouve que la persistance des dépenses déficitaires a conduit à l'accumulation de la dette dans l'espace

<sup>9</sup> Nous calculons la valeur estimée linéaire du Surendettement pour chaque observation :  $Y^*_{ikt} = \beta'X_{ik}$ . Puis, nous calculons la moyenne de ses valeurs estimées  $Y^*_{it}$  pour chaque pays  $i$  et nous générons une nouvelle variable  $Y^d_{ikt} = Y^*_{ikt} - Y^*_{it}$ . La variable  $Y^d_{ikt}$  est ainsi une mesure de l'hétérogénéité intra-individu pour un pays  $i$ . Une dernière étape consiste à calculer, les variances de  $Y^*_{it}$  et  $Y^d_{ikt}$ . Nous obtenons la variance totale :  $var(Y^*_{ikt}) = var(Y^*_{it}) + var(Y^d_{ikt}) + var(u_i) + var(v_{ik}) = 0,923+0,221+2,252+1=4,396$ . Avec :  $\rho = \sigma_u^2 / (1 + \sigma_u^2) = 0,6925 \Rightarrow \sigma_u^2 = 0,6925 / (1 - 0,6925) = 2,252$ .

CEMAC au fil du temps, car ces gouvernements ont emprunté pour financer leurs dépenses. (7) La balance courante hors intérêt (Scc) est positif et significatif au seuil de 1%. Son impact sur le surendettement révèle que lorsque que la balance courante des pays de la CEMAC est négative, ces derniers compensent leur balance par des emprunts auprès d'agents extérieurs, ce qui renforce leurs difficultés à rembourser ou contracter la dette. (8) La croissance du Pib (Pib) et le solde primaire (Sbp) s'avèrent être des contributeurs insignifiants à la variabilité des crises de la dette dans la CEMAC.

Aux regards des fondements théoriques, l'hypothèse selon laquelle le surendettement peut être largement expliqué par le fardeau de la dette, la qualité des politiques et des institutions trouve sa validité. Notamment, ces résultats convergent avec les résultats de Kraay et Nehru [2006], et du FMI [2018]. Contrairement à ces derniers, nous avons trouvé que la croissance est insignifiante, mais avec un paramètre négatif qui indique qu'il existe une relation inverse entre le surendettement et la croissance économique. Ainsi, ce résultat met en évidence le lien entre la dette et la croissance (Krugman [1988]). En ce qui concerne les variables de contrôle, les dépenses publiques, l'ouverture commerciale, le service de la dette publique, le solde du compte courant et les termes de l'échange sont des déterminants du surendettement. Au regard de la littérature, ce qui justifie l'intérêt que nous avons porté sur ces facteurs afin d'éviter un biais dans l'estimation des paramètres d'intérêt (Frisch et Waugh [1933]). Aussi, nous constatons que les signes des coefficients sont conformes à l'intuition économique, ce qui prouve la validité du modèle sur le plan économique. Cependant, nous signalons que ces résultats suggèrent que nos facteurs sont importants pour les crises de la dette tant dans les PED à faible revenu que dans les pays à revenu intermédiaire.

#### 4.1.3. Analyse de la robustesse

Pour tester la robustesse des résultats de base, nous changeons de technique d'estimation en procédant à l'estimation du Logit ordonné à effets aléatoires. Cette démarche privilégie le modèle Probit ordonné à effets aléatoires car ses critères AIC (132,878) et BIC (165,077) sont plus faibles que ceux du modèle Logit ordonné à effets aléatoires. Et, le test du rapport de vraisemblance montre qu'il y a suffisamment de variabilité entre les pays de la région pour favoriser une régression Probit ordonné à effets aléatoires par rapport au Logit ordonné à effets aléatoires (-55,43 > -55,47), ce qui indique que la prise en compte de l'hétérogénéité des pays améliore la puissance explicative du modèle en général. En outre, nos résultats montrent que les signes des paramètres et les degrés de significativité des facteurs déterminants du surendettement restent inchangés au regard des spécifications de base. Ainsi, il en résulte que les résultats de la robustesse demeurent globalement concordants avec les résultats de base.

En tant que deuxième niveau de vérification de robustesse, nous avons estimé la spécification dynamique du Probit avec des effets spécifiques non observés par pays (Eq.7). Cependant, nous soulignons que la limite du modèle 7 avec la variable dépendante retardée introduite, l'on peut supposer un problème d'endogénéité. A cet effet, pour corriger ce problème, nous l'analysons à partir du SGMM (section 4.2.2.). Ici, nous estimons d'abord le modèle (7) en appliquant la correction des conditions initiales suggérées par Wooldridge [2002], tel que :



$$Prob[Y_{it} = 1] = \Phi(\beta' X_{it-1} + \alpha Y_{it-1} + \mu_i) \quad (7)$$

Où :  $Y_{i,t}$  indique la valeur de l'indicateur du surendettement dans l'épisode immédiatement avant celui qui se produit à l'instant  $t$  dans le pays  $i$  donné ; Alpha ( $\alpha$ ) est un paramètre qui capture la persistance de la crise de la dette publique ; Et  $\mu_i$  est un effet invariant spécifique au pays non observé qui capture les caractéristiques persistantes du pays qui influencent la probabilité de crise de la dette.

Les résultats de cette spécification sont reportés dans le tableau 6 (dernière colonne). Nous arrivons aux mêmes conclusions que précédemment à savoir que la dette publique, la qualité des politiques et des institutions, les dépenses publiques, le solde courant, le service de la dette, l'ouverture commerciale et les termes d'échange demeurent des facteurs déterminants importants de la probabilité de surendettement. Bien que les estimations ponctuelles des coefficients diffèrent quelque peu par rapport aux spécifications précédentes avec des significations quelque peu plus faible dans certains cas, les résultats restent assez cohérents avec ceux décrits précédemment. Un résultat très important est qu'il y a une persistance au niveau de la probabilité du surendettement, du fait que le coefficient associé au retard de la survenue du surendettement est positif et significatif au seuil de 5%. Cette persistance du surendettement au fil du temps est non seulement due à la persistance des charges des facteurs explicatifs mais aussi d'une histoire de crise récente.

#### 4.1.4. Seuil d'endettement

L'aspect fondamental de cette étude réside essentiellement dans la détermination du seuil optimal d'endettement public qui suscite des polémiques. L'estimation de l'équation 2 aboutit à une valeur du seuil de la dette estimée à **57%** du PIB. Ce seuil corrobore avec les résultats empiriques récents qui montrent qu'un effet non-linéaire détecté intervient à des seuils bas d'endettement qui se situent entre 20% et 60% (Égert [2015], Kossi et al.[2019]). Les premières conclusions tiennent sur la comparaison avec les seuils de référence élargies du cadre de viabilité de la dette du FMI, étant donné que la spécification binaire du surendettement s'est construite selon sa méthodologie. Selon ce CVD, pour les pays ayant une gouvernance faible, un seuil supérieur à 30% indique une situation de surendettement. Alors, les États de la CEMAC sont en situation de surendettement. Cela signifie qu'en dessous de 57%, le surendettement admet un impact positif sur les indicateurs macroéconomiques, mais pour un fardeau de la dette supérieur à 57%, les pays éprouvent des difficultés à restructurer et rembourser leur dette. Au sein de ce régime, la politique budgétaire n'est pas efficace pour générer la croissance économique.

La deuxième conclusion tient compte du critère de convergence, car le seuil estimé est un seuil endogène dynamique influencé par le poids de la dette du gouvernement central sur la période 2000-2023. Au cours de cette période, le niveau d'endettement a considérablement baissé à cause des rééchelonnements de la dette pour certains pays et à cause des initiatives PPTE pour la plupart, c'est ce qui explique l'écart observé entre le seuil estimé dans cette étude et la norme budgétaire de la CEMAC limitant la dette publique à 70% du PIB. Nous pensons que les gouvernements de la CEMAC pourraient anticiper sur les crises de la dette en réduisant le fardeau de la dette lorsque ce dernier est supérieure ou proche des seuils estimés à partir

d'une consolidation budgétaire. Ce seuil estimé devait donc guider les pays de la CEMAC à élaborer globalement des politiques budgétaires plus efficaces. A l'image de cette étude, des études périodiques sur des intervalles réguliers devraient être effectuées afin de proposer des mesures rendant plus efficaces les politiques économiques.

## 4.2. Analyse de la non-linéarité avec la forme quadratique en SGMM

### 4.2.1. Test de stationnarité sur les variables du modèle

L'approche quadratique (Eq.5) constitue un troisième niveau de contrôle de la robustesse aux spécifications de base (Eq.1). Toutefois, avant de procéder aux différentes estimations de ce modèle (Eq.5), il est obligatoire de tester la stationnarité des variables afin d'éviter des estimations fallacieuses. Le tableau 7 présente les résultats associés. Il convient de noter que le surendettement est une variable dummy, ce qui fait que son évolution ne peut être affectée par un facteur temporel. Par conséquent, le test de stationnarité pour cette variable n'a aucune signification.

**Tableau 7.** Tests de stationnarité sur les variables du modèle empirique<sup>10</sup>

<b>Test de dépendance transversale</b>					
	Pesaran	Friedman	Frees		
Statistique	-0,504 (0,6143)	23,227*** (0,0003)	-0,049 (0,1078)		
<b>Test de racine unitaire de 1<sup>ère</sup> génération</b>					
	<b>Test de LLC</b>		<b>Test de IPS</b>		<b>Décision</b>
	En Niveau	Différence 1 <sup>ère</sup>	En Niveau	Différence 1 <sup>ère</sup>	
Dette	0,0139	-2,4656***	-0,0991	-4,9728***	<b>I(1)</b>
Dette <sup>2</sup>	0,4084	-2,2382**	-1,0104	-5,9704***	<b>I(1)</b>
Cpia	-1,5077*		-1,2168	-6,6928***	<b>I(1)</b>
Dep	-1,5815*		-1,0270	-6,6991***	<b>I(1)</b>
Scs	-3,5974***		-2,1680**		<b>I(0)</b>
Sdettes	-4,2304***		-4,2247***		<b>I(0)</b>
Ouv	-2,6685***		-2,1565**		<b>I(0)</b>
Tce	-7,6982***		-6,7822***		<b>I(0)</b>
Sbp	-0,8399	-6,6977***	-0,4066	-6,3955***	<b>I(1)</b>
Pib	-4,2756***		-4,5735***		<b>I(0)</b>

Source : Estimations de l'auteur [2024] à partir de Stata 18. (.) P-value Significativité : \*\*\*p < 1% \*\* p < 5% \* p < 10%

Les résultats révèlent une indépendance transversale avec le test de Pesaran et celui de Frees non significatifs, et nous conduisent au choix des tests de racine unitaire de première génération. Il en ressort que certaines valeurs sont inférieures à la statistique -1,95 qui provient de la statistiques w-tbar de IPS, ce qui permet de rejeter l'hypothèse nulle d'intégration à niveau I(0). D'autres valeurs sont supérieures à cette statistiques, ils sont donc stationnaires à niveau.

### 4.2.2. Résultat de la fonction quadratique

L'existence de séries non stationnaires à niveau ne permet pas l'utilisation des méthodes classiques d'estimation en panel dynamique ce qui justifie notre intérêt pour le SGMM. En outre, comme nous sommes en panel dynamique (avec une variable dépendante retardée), il n'y a pas de risque de régression fallacieuse même si les régresseurs sont non stationnaires. D'où le tableau 8 retrace les estimations dynamiques effectuées.

<sup>10</sup> Les tests de 1<sup>ère</sup> générations (Levin, et al. [2002], Im et al. [2003]) reposent sur les hypothèses d'indépendance transversale, ceux de 2<sup>nd</sup> générations (Pesaran [2003, 2007]) sont robustes à la dépendance transversale (Pesaran [2021], Friedman [1937], Frees [1995]).

**Tableau 8.** Résultats des estimations dynamiques par l'approche SGMM et PSTR

	SGMM	PSTR	
Surend <sub>t-1</sub>	0,2724** (0,039)	0,1934** (0,038)	
Dette	0,0123*** (0,000)		
Dette <sub>(&lt;32,64)</sub>		-0,0157*** (0,001)	
Dette <sub>(&gt;32,64)</sub>		0,0021 (0,161)	
Dette <sup>2</sup>	- 0,0001*** (0,001)		
Cpia	0,1663* (0,096)	0,3126** (0,023)	
Dep	- 0,0179*** (0,000)	-0,0167** (0,010)	
Scs	0,0062*** (0,000)	0,0044 (0,188)	
Sdette	0,0024*** (0,000)	0,0027* (0,054)	
Ouv	0,0101*** (0,000)	0,0030 (0,533)	
Tce	-0,0006 (0,609)	-0,0016 (0,320)	
Sbp	- 0,0025*** (0,001)	-0,0003 (0,817)	
Pib	-0,0023 (0,685)	-0,0010 (0,827)	
Constante	-0,4504 (0,163)	-0,0477 (0,912)	
Test de Wald système	164,51*** (0,000)	1,82* (0,089)	
<b>Test de validation du modèle</b>			
Test de Portemanteau	6,0000 (0,4232)	Test de Wald- (LM <sub>w</sub> ) 21,17** (0,020)	
Test Sargan-Hansen	6,0000 (1,0000)	Test de Fisher-(LM <sub>F</sub> ) 04,95*** (0,000)	
AR(1)	-1,9858** (0,0461)		
AR(2)	0,9781 (0,3280)		

Source :  
de l'auteur

Estimations  
[2024] à

partir de Stata 18. (.) P-value Significativité : \*\*\*p < 1% \*\* p < 5% \* p < 10%

Nous constatons que le test de Portmanteau Jochmans [2020] fournit des preuves solides d'absence d'une corrélation sérielle dans les erreurs. Les résultats indiquant la non significativité du test de Sargan-Hansen constituent une preuve solide contre l'hypothèse nulle selon laquelle les restrictions de suridentification sont valides. Le diagnostic statistique des tests AR(1) et AR(2) dont les hypothèses nulles respectives sont « autocorrélation d'ordre 1 des résidus négatifs » et « Absence d'autocorrélation d'ordre 2 », sont conformes à ce que la théorie économétrique dicte. Le modèle est globalement significative au seuil de 1% (test de Wald en système). En conséquence, le modèle SGMM étant validé par les différents tests, nous pouvons dès lors interpréter nos résultats.

Nous observons que les coefficients résultants du SGMM sont significatifs, et ont tendance à corroborer la théorie et les estimations de base (Eq.1), la variable  $S_{bp}$  devient significatif au seuil de 1%, ce qui nous permet de suggérer que le solde budgétaire primaire est également un facteur déterminant du surendettement. De façon générale, nous confirmons l'hypothèse de convergence que le fardeau de la dette, la qualité des politiques et des institutions, les dépenses publiques, le solde de compte courant, le service de la dette et l'ouverture commerciale demeurent des facteurs importants du surendettement, avec une persistance du surendettement au fil du temps qui est vérifiée significativement au seuil de 10%. En outre, le passage du modèle 1 au modèle 5 n'a pas un grand effet sur les paramètres du modèle, car les signes sont les mêmes, la significativité et les degrés des paramètres estimés ne varient pas tellement. Cette concordance justifie, à nouveau, la validité de la robustesse de nos résultats.

#### 4.2.3. Effets des seuils d'endettement

Il ressort de la forme quadratique, que la dette a un double impact sur le surendettement. En effet, la dette publique des pays de la CEMAC favorise le surendettement avant d'entraver son évolution lorsqu'elle atteint un certain seuil. Le résultat découle de la significativité de la variable d'endettement et de son carré, mais également des signes opposés de leurs coefficients (positif pour Dette et négatif pour  $Dette^2$ ). Cela se traduit sous forme d'une courbe de Laffer (U inversée) entre la dette et le surendettement. La confirmation est donnée par le test de détection de non linéarité proposé par Lind et Mehlum [2010] qui permet d'éviter toute ambiguïté ou mauvaise interprétation concernant le type de la relation (convexe, concave, monotone). Il fournit le point extrême, en l'occurrence le seuil optimal d'endettement estimé à 61,5% du PIB et significatif au seuil de 1%, en maximisant l'équation 5 estimée. Nous présentons les résultats de ce test dans le tableau 9.

**Tableau 9.** Résultats du test de non linéarité

		SGMM*	PSTR
Test de Lind et Mehlum [2010]		2,72*** (0,004)	
Test de Bootstrap	Seuil unique		19,77*** (0,000)
	Double seuil		03,44 (0,600)
	Triple seuil		03,15 (0,687)
<b>Seuil optimal</b>		<b>61,5 %</b>	<b>32,64 %</b>
IC(Seuil)			[31,61 ; 33,94]

\*Hypothèses :  $H_0$  : Relation en forme de U ou monotone vs  $H_1$  : Relation en forme de U inversée  
Source : Auteur [2024] à partir de Stata 18. (.) P-value Significativité : \*\*\* $p < 1\%$  \*\*  $p < 5\%$  \*  $p < 10\%$

L'effet de seuil de la dette sur le surendettement s'explique par plusieurs mécanismes. En effet, lorsque l'endettement public entraîne une augmentation du taux d'intérêt, la dette publique engendre des épisodes de crise de la dette, ce qui évince la croissance économique. Celle-ci est une conséquence de l'augmentation de la demande de fonds prêtables. Le second canal par lequel la dette publique passe pour influencer négativement le surendettement se trouve être la qualité des politiques et des institutions. En effet, la relation dette-croissance est profondément modifiée par la prise en compte des variables institutionnelles (Kourtellos et al.[2013]), au regard des agences de notation, dont la qualité de la gouvernance fait partie des conditions à remplir pour bénéficier de l'allègement de la dette de la part des Institutions Financières Internationales (IFI) et des bailleurs de fonds. D'autres mécanismes résident

également dans le paiement du service de la dette publique qui nécessite une augmentation des impôts. Or, la hausse de la fiscalité réduit à son tour le revenu disponible, ce qui diminue l'investissement privé (moteur de la croissance), suscitant des efforts supplémentaires des États de la CEMAC en matières des dépenses publiques.

A un dernier niveau de contrôle de la robustesses, nous avons estimé le modèle PSTR au sens de Gonzales et al.[2005]. En testant la linéarité du modèle, nous avons les statistiques  $LM_w$  et  $LM_F$  qui sont significativement différent de zéro, cela indique que l'effet non-linéaire existe et ce dernier est significatif dans le modèle à  $k = 2$  régimes au seuil de 1% (test de Bootstrap), c'est-à-dire  $r = 1$  seuil d'endettement qui vaut 32,64% du PIB. Le test de Wald en système justifie la significativité globale du modèle PSTR au seuil de 10%. En conséquence, notre modèle PSTR est validé sur le plan économétrique et conforte l'hypothèse d'une non linéarité entre la dette publique et le surendettement des pays de la CEMAC. En sommes, ces résultats démontrent à suffisance la robustesse de nos résultats quant à la non linéarité observée aux estimations SGMM, en justifiant par la même occasion qu'il n'y pas un véritable consensus pour un seuil d'endettement optimal absolu. Car la détermination des seuils dépend des indicateurs macroéconomiques et de la méthode d'estimation à la période d'analyse considérée. En effet, en comparant ce seuil (32,64%) avec les seuils trouvés en utilisant le SGMM (61,5%) et le Probit ordonné à effet aléatoire (57%), nous trouvons des écarts de 28,86% et 24,36%, cela s'explique par l'utilisation de la variable de transition qui est la dette publique. Toutefois, le seuil 32,64% conforte également l'hypothèse que les pays de la CEMAC sont en situation de surendettement au regard des indicateurs élargis du CVD, dont la gouvernance de ces pays est caractérisée par une faible qualité des politiques et des institutions. Mais les seuils 57% et 61,5% semblent les plus raisonnables compte tenu des réalités locales.

## 5. Conclusion

Cette étude a tenté d'analyser la viabilité de la dette publique, dans un panel de six pays de la CEMAC au cours de la période 2000-2023, avec pour objectif de montrer qu'il existe un lien significatif entre la dette et le surendettement. Ce qui nous a permis de donner une réponse à la question du lien qui existe entre les seuils d'endettement public et les épisodes de crise de la dette observées dans les pays de la sous-région qui sont régulièrement exposés à de forte vulnérabilité externe et interne, avec une augmentation rapide et inquiétante des ratios d'endettement publics. A partir de la méthodologie du cadre de viabilité de la dette du FMI, les résultats plaident en faveur d'un effet significatif de l'hétérogénéité du surendettement entre les pays de la CEMAC qui permet de constater une corrélation entre les épisodes de crise de la dette pour un même pays, mais pas à travers les pays de l'échantillon. Ces résultats suggèrent que les implications opérationnelles sur la viabilité de la dette publique et la politique d'endettement dans ces pays concernent l'ajustement de la variabilité du surendettement par rapport au fardeau de la dette, la qualité des politiques et des institutions, les dépenses publiques, le solde du compte courant, le service de la dette, l'ouverture commerciale et les termes de l'échange. Cet ajustement permet de définir un seuil critique de 57% du PIB au-delà duquel le surendettement devient une entrave à la croissance économique. Entre autre, à plusieurs niveau de contrôle de la robustesse, ces résultats laissent apparaître que les points critiques relatent la forme d'une courbe de Laffer (U inversée), dont nos différentes méthodes

économétriques nous ont permis d'affirmer l'hypothèse de non linéarité, et de déterminer les seuils d'endettement optimaux non absolus, en l'occurrence, 57% estimé avec le Probit à effets aléatoires, 61,5% estimé avec l'approche quadratique et 32,64% avec la spécification PSTR. Étant donné les conséquences potentielles de la hausse rapide de la dette, ces niveaux seuil de la dette peuvent être considérés comme des indicateurs de ciblage de la dette pour conduire les politiques économiques sur le processus d'intégration monétaire régionale. La projection de ces résultats permet de trancher sur la conformité des seuils de 57% et 61,5%, qui paraissent les plus raisonnables suivant les données historiques de l'endettement et de la croissance dans ces pays, dont l'analyse de ces seuils se doit périodique à l'image de cette étude. Quelques pistes de recherche peuvent être empruntées en vue de répondre à la même problématique, dont il est également possible d'envisager une analyse plus fine, en se focalisant sur les canaux par lesquels la dette affecte le surendettement et vice versa.

### 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.
- Ando, Sakai, Prachi mishra, Nikhil Patel, Adrian Peralta-alva & Andrea Presbitero (2023), « Fiscal consolidation and public debt », CEPR, discussion paper, n° 18548.
- Arellano M., Bond S. 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Arellano M., et Bover O. (1995), "Another look at the instrumental-variable estimation of error components models" *Journal of Econometrics* 68, pp.29-52.
- Blundell, R. et S. Bond (1998), « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, 87(1) : 115-143.
- 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.
- 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. Et-rogooff, Public debt overhangs: advanced-economy episodes since 1800, *Journal of Economic Perspectives*, vol.26, issue. 3, pp.69-86, 2012.
- Campos CF, Jaimovich D, Panizza U. The unexplained part of public debt. *Emerging Markets Review*. 2006. Sep 1;7(3):228-43.
- Checherita-Westphal, C. et Rother, P. (2012). The impact of high government debt on economic growth and its channels : An empirical investigation for the Euro area. *European Economic Review*, 56(7):1392-1405.
- Christophe Hurlin et Valérie Mignon [2006], Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel. Hal Id : halshs-00078770, pp.6-15.
- Colletaz G. et Hurlin C. (2006), "Threshold Effects in the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach", *Document de Recherche LEO 2006-04*
- Egert, B., (2015). The 90% public debt threshold: the rise and fall of a stylized fact. *Applied Economics*, vol. 47(34-35), pp. 3756-3770.
- Fouquau J., Hurlin C. et Rabaud I. (2008), "The Feldstein-Horioka Puzzle: a Panel Smooth Transition Regression Approach", *Economic Modelling*, vol. 25(2), pp. 284-299
- FMI, 2017, Note d'orientation sur le cadre de viabilité de la dette pour les pays à faible revenu
- Jacques Fontanel. La dette publique, un fardeau pour les générations futures ?. 2021, pp.124.
- 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.
- Koen Jochmans, "Testing for correlation in error-component models", *Journal of Applied Econometrics*, n. 35, December 2020, pp. 860-878.

- Kraay, Aart et V. Nehru, 2006, « When is Debt Sustainable ? » Revue économique de la Banque Mondiale, 20(3) : pp. 341-65, (Washington).
- Kumar, M.S and J. Woo(2010) « Public and Economic Growth » IMF Working Paper WP/10/174 (International Monetary Fund).
- Mandri Badr, effets de seuil de la dette publique sur la croissance économique, 2015. La problématique de soutenabilité de la dette publique au Maroc. Classification JEL:F34, H63, O11
- Mehrotra NR, Sergeyev D. Viabilité de la dette dans un monde de taux d'intérêt bas. Journal d'économie monétaire. 2021. 1er novembre ; 124 :S1-8.
- Norbert Gaillard (2023), Le fardeau de la dette des pays en développement. L'Echo, Juin 2023.
- Pattillo, H. Poirson et L. Ricci (2012) « Dette extérieure et croissance » Finances & Développement, page 32-35.
- Piscetek M. Public debt dynamics in New Zealand. New Zealand Treasury Working Paper; 2019.
- 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
- Wyplosz, C. (2011), "Debt Sustainability Assessment : Mission Impossible," Review of Economics and Institutions, Università di Perugia, vol. 2(3).