ISSN: 2658-8455
Volume 5, Issue 7 (2024), pp. 1-23.
© Authors: CC BY-NC-ND

IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

La neutralité ricardienne : Une limite à l'analyse de la viabilité de la dette des pays de la CEMAC

Ricardian neutrality: A limit to the analysis of the debt sustainability of CEMAC countries

Pierre Gaëtant ANGO NGUEMA, (*Docteur, Enseignant-chercheur en Sciences Economiques*)
Centre d'Étude et de Recherche en Développement International et du Management des Organisations (CERDIMO)
Faculté de Droit et des Sciences Economiques (UOB)
Université des Sciences et Techniques de Masuku, Gabon

Sydney Leslie DIBOUNDA SIMA, (*Docteur, Enseignant-chercheur en Sciences Economiques*)
Centre d'Économie Publique (CEP)
Faculté de Droit et des Sciences Economiques (UOB)
Institut National des Sciences de Gestion, Gabon

Adresse de correspondance :	Faculté de Droit et des Sciences Economiques (UOB), CERDIMO Tel : +24177317997 ; Institut National Supérieur d'Agronomie et de Biotechnologies (INSAB) - Université des Sciences et Techniques de Masuku (USTM), Gabon Faculté de Droit et des Sciences Economiques (UOB), CEP Tel : +24177441486 ; Institut National des Sciences de Gestion, Gabon
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude et ils sont responsables de tout plagiat dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	ANGO NGUEMA, P. G., & DIBOUNDA SIMA, S. L. (2024). La neutralité ricardienne : Une limite à l'analyse de la viabilité de la dette des pays de la CEMAC. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, *5*(7), 1-23. https://doi.org/10.5281/zenodo.12638523
Licence	**Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND**

Received: May 22, 2024 *Accepted: July 01, 2024*

La neutralité ricardienne : Une limite à l'analyse de la viabilité de la dette des pays de la CEMAC

Résumé

L'étude examine la répartition du surendettement sur les agrégats macroéconomiques en vérifiant empiriquement la validité ou non de l'équivalence ricardienne comme une principale limite à l'analyse de la viabilité de la dette au sein du panel des pays de la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale choisi pour la période 2000-2023. A partir de l'approche ARDL, paramétré comme un modèle à correction d'erreurs (MCE), les résultats indiquent que le niveau de l'investissement privé demeure faible et cela face aux épisodes de crise de la dette à long terme, avec des effets peu significatifs de la politique fiscale. Toutefois, l'investissement privé constitue un canal de transmission du surendettement et rejette le principe de l'équivalence ricardienne (PER), ce qui favorise l'analyse de la viabilité de la dette (AVD). Les résultats estimés par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) et les Moindres Carrés Généralisés (MCG) révèlent que la consommation est également un canal de transmission du surendettement. Cependant, l'assiette fiscale joue un rôle important dans cette transmission et valide le PER, ce qui a tendance à limiter l'AVD des pays de la sous-région. Dans l'ensemble, ces résultats prouvent l'existence des anticipations des agents économiques face à une hausse des impôts destinés à rembourser l'emprunt dans la mesure où ces agents sont victimes ou pas de l'illusion fiscale selon des canaux de transmission bien précis du surendettement. Ces résultats sont robustes à une variété de spécifications alternatives.

Mots clés : Équivalence ricardienne, Surendettement, Politique fiscale, ARDL, MCG.
JEL Classification : B22, C33, E13, F34,
Type du papier : Recherche empirique

Abstract

The study examines the distribution of overindebtedness across macroeconomic aggregates by empirically verifying the validity or otherwise of Ricardian equivalence as a main limitation to the analysis of debt sustainability within the panel of Economic and Monetary Community countries. of Central Africa chosen for the period 2000-2023. From the ARDL approach, parameterized as an error correction model (ECM), the results indicate that the level of private investment remains low in the face of episodes of long-term debt crisis, with insignificant effects of tax policy. However, private investment constitutes a channel of transmission of over-indebtedness and rejects the principle of Ricardian equivalence (PER), which favors the analysis of debt sustainability (DSA). The results estimated by Ordinary Least Squares (OLS) and Generalized Least Squares (GLM) reveal that consumption is also a channel of transmission of over-indebtedness. However, the tax base plays an important role in this transmission and validates the PER, which tends to limit the DSA of countries in the sub-region. Overall, these results prove the existence of expectations of economic agents in the face of an increase in taxes intended to repay the loan to the extent that these agents are victims or not of the fiscal illusion according to very specific transmission channels. over-indebtedness. These results are robust to a variety of alternative specifications.

Keywords: Ricardian equivalence, Overindebtedness, Fiscal policy, ARDL, MCG.
Classification JEL : B22, C33, E13, F34,
Paper type: Empirical Research.

ISSN: 2658-8455
Volume 5, Issue 7 (2024), pp. 1-23.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

1. Introduction

Le caractère illusoire de la puissance publique à recourir aux mécanismes d'ajustement par la dette pour desserrer la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État et assurer une soutenabilité des finances publiques (Reinhart et Rogoff, 2010 ; Kumar et Woo, 2010) renouvelle les analyses relatives au rôle de la politique budgétaire (Solow, 2002 ; Brand, 2012) à travers la problématique de la disparition de l'hypothèse de neutralité ricardienne[1] dans un environnement ponctué de crises économiques et financières, de grande incertitude (Artus, 2019 ; 2023) et de surendettement. En effet, la question de la viabilité de la dette reste indissociable au risque de surendettement, de la gestion des crises économiques et financières en particulier et de celle de la politique économique en général.

La viabilité de la dette se définit-elle comme la capacité d'un pays à honorer ses obligations de dette sans requérir d'allégement de la dette ni accumuler d'arriérés (FMI, 2018). Une dette viable est une dette qui demeure à un niveau stable en proportion du PIB et qui n'est donc pas sur une pente continuellement ascendante. Il s'ensuit que la dette publique d'un pays est considérée comme étant viable si le gouvernement est en mesure de s'acquitter de toutes ses obligations de paiement actuelles et futures sans recourir à une aide financière exceptionnelle ou sans se retrouver en défaut de paiement (FMI, 2018 ; Hakura, 2020).

Sur le plan théorique, la question de la viabilité de la dette en lien avec l'hypothèse de neutralité ricardienne s'est principalement axée autour de l'analyse des effets macroéconomiques nuisibles de celle-ci sur l'économie réelle. En effet, l'école classique ne trouve en l'endettement aucun bénéfice pour les générations futures (Ricardo, 1817 ; Barro, 1974 ; Buchanan, 1976). L'effet de l'endettement est donc neutre et peut, dans certains cas, être nuisible. Barro (1974) prolonge l'analyse de Ricardo en défendant l'idée selon laquelle « Un titre d'État représente pour son détenteur certes, un avoir, mais constitue pour le contribuable une créance. Ainsi, en rendant son détenteur plus riche, tout titre d'État rend simultanément le contribuable plus pauvre.

En conséquence, l'effet net de la détention de ce titre sur la richesse est neutre puisque globalement les contribuables ne sont ni plus riches ni plus pauvres ». Cela est d'autant plus pertinent que Barro se fonde sur l'hypothèse de l'altruisme intergénérationnel des agents économiques pour affirmer que l'endettement n'aurait aucun effet sur la demande, car les agents économiques anticipent son remboursement dans le futur par une hausse des impôts. Ces derniers vont alors accroître leur épargne actuelle, ce qui aura pour conséquence à long terme la neutralité du financement par emprunt (Bernheim, 1987 ; Seater, 1993). En plus d'être inefficace, l'endettement chez les classiques constitue également une charge pour les générations futures, car elle transfère une charge fiscale des générations présentes aux générations futures (Ricciuti, 2003).

[1] *La neutralité ricardienne apparaît lorsqu'un déficit public fait monter le taux d'épargne des ménages ou des entreprises. Si un pays a un déficit public important, les agents économiques du secteur privé de ce pays anticipent qu'il devra résorber ce déficit public dans le futur par une hausse de la pression fiscale ou par une baisse des dépenses publiques. Le revenu futur actualisé des agents économiques du secteur privé est donc réduit, ce à quoi ils réagissent en réduisant leur consommation (ou leur investissement) présente, donc en épargnant davantage. Si la neutralité ricardienne est présente, la réaction de l'épargne du secteur privé aux déficits publics neutralise l'effet du déficit public sur la demande de biens et services (Artus, 2019 ; 2023). Selon cette hypothèse, le choix du mode de financement du déficit public est neutre, car il ne change en rien l'impact de l'intervention de l'État dans l'économie, i.e. un effet d'éviction ou une baisse de la consommation et de l'investissement due à la hausse des dépenses publiques, ce qui fait baisser la croissance économique. L'hypothèse de l'équivalence ricardienne dans sa version élargie (Wallace, 1981 ; Villieu, 2010 ; Mucherie, 2012) compare trois modes de financement du déficit, à savoir la fiscalité, la dette publique et le seigneuriage.*

Ainsi, en présence de neutralité ricardienne, les politiques budgétaires expansionnistes sont peu efficaces pour stimuler l'activité. Si le taux d'épargne du secteur privé s'accroît lorsqu'il y a un déficit public important, les politiques budgétaires expansionnistes sont peu efficaces pour stimuler l'activité (Artus, 2023). La dette apparait alors comme l'un des principaux leviers d'ajustement pour absorber les chocs, mais également pour relancer la croissance économique en période de crise. Alors, la présente réflexion, qui prend appui sur les pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), se propose donc d'analyser l'influence de l'hypothèse de neutralité ricardienne sur la viabilité de la dette. En effet, l'incapacité des États de la sous-région à générer des ressources nécessaires pour desserrer leurs contraintes budgétaires intertemporelles et assurer l'équilibre intertemporel légitime ladite étude en raison notamment : **(1)** du recours fréquent à l'endettement extérieur, qui jettent le doute sur les gains de productivité et l'expérience nationale de croissance économique des pays de la zone ; **(2)** de la dynamique explosive de la dette qui permet d'apprécier l'impact de la récente crise sur les agrégats budgétaires, mais également la contribution de la politique budgétaire aux stratégies de sorties de crise.

2. Revue de la littérature

Une littérature théorique et empirique abondante a établi l'existence des effets mixtes par rapport à l'hypothèse du surendettement et à la validité empirique de l'équivalence ricardienne aboutissant aux réalismes des effets macroéconomiques de la dynamique de la dette. Pour Gürbüz et Raffinot (2001), l'effet de la dette publique de l'État sur l'investissement est théoriquement indéterminé. Ce lien peut s'exprimer aussi bien sous la forme d'une relation négative (debt overhang, effet d'éviction), que positive (effet multiplicateur sur la croissance économique et donc sur l'investissement privé). Les classiques et les néoclassiques (notamment A. Smith, 1723-1790 ; D. Ricardo, 1772-1823 ; R. Barro, 1944 ; F. Hayek, 1899-1992 ; A. Marshall, 1842-1924) confinent l'État dans l'utilisation principale des ressources qui lui sont propres, c'est-à-dire ses recettes fiscales et non fiscales. Ils justifient leur opinion par le théorème de l'équivalence ricardienne (PER) et l'effet d'éviction[2]. À cet effet, de nombreuses études ont été menées pour vérifier la validité de ce principe dans les économies en développement. Si les résultats empiriques sur le PER dans les pays développés sont plus ou moins partagés (Seater, 1993), pour les pays en développement, en revanche, la majeure partie des conclusions sont contraires à ce principe.

Dans la mesure empirique du PER, la plupart des modèles utilisés par certains auteurs comme Feldstein (1990) et Bernheim (1987) consistent en une estimation directe d'une fonction de consommation agrégée ou de l'investissement privé. Marinheiro et Carlos (1996) évaluent le PER et constatent que l'existence d'imperfections sur le marché des capitaux conduisent les individus à augmenter leur consommation en réponse à la réduction d'impôts, et ne permet pas de vérifier le théorème de l'équivalence. Pour aboutir à ces principaux résultats, les auteurs ont usité la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) et l'étude des relations de cointégration selon la méthode de Johansen. Ndo Ndong (2005), dans le cas du Gabon au moyen d'estimation OLS (Ordinary Least Squares), prouve l'influence positive de la dette sur la consommation privée et conclut alors à la non-validité du principe d'équivalence ricardienne au Gabon. Abdelmonaim Tlidi (2014) teste l'hypothèse d'équivalence ricardienne entre l'emprunt et l'impôt dans le cadre de l'économie marocaine en adoptant la démarche proposée

[2] *L'effet d'éviction traduit le fait que le financement par endettement intérieur peut évincer les investissements privés en coupant une partie du fonds disponibles pour le secteur privé. Or, le principe de l'équivalence ricardienne soutient que lorsque l'État a tendance à augmenter sa dette, les ménages et les entreprises réduisent, respectivement, leur consommation et investissement, car ils anticipent une hausse future des impôts conséquente à l'augmentation de la dette présente qu'il faudra rembourser (RBarro [1974])*

ISSN: 2658-8455
Volume 5, Issue 7 (2024), pp. 1-23.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

par Buitter et Tobin (1979). La mise en application de cette démarche sur l'économie marocaine abouti au rejet du principe l'équivalence ricardienne.

Adanle et Chabossou (2020) vérifient la théorie de l'équivalence ricardienne sur les données annuelles du Bénin couvrant la période 1980-2017. Leur méthodologie repose sur un modèle à équations simultanées estimé par la méthode des triples moindres carrés. Les résultats de leur étude montrent que la théorie d'équivalence ricardienne n'est pas vérifiée au Bénin, au sens strict du terme, mais qu'il existe des comportements ricardiens qui privilégient l'épargne à la consommation lorsque l'encours de la dette publique augmente. Ces comportements ricardiens ne favorisent pas un accroissement des recettes fiscales collectées par l'État sur la consommation privée.

Kebe (2022) vérifie l'hypothèse de neutralité ricardienne au Sénégal, à travers de l'existence ou non du phénomène des « déficits jumeaux » sur la période 1991-2020. Sa revue repose de la littérature théorique et est axée sur les approches d'équivalence ricardienne et conventionnelle (classique et keynésienne) portant sur les effets de l'endettement public sur l'économie réelle. L'approche méthodologique adoptée par l'auteur est le test de cointégration à travers l'utilisation du modèle à correction d'erreurs (MCE) suivant la méthode d'Engle et Granger (1987). Ces résultats indiquent une absence de cointégration entre les variables déficit budgétaire et solde du compte courant et donc de relation d'équilibre sur la période étudiée, signifie qu'il y'a aucun lien de causalité possible entre elles et que les autorités en charge de leur gestion ne peuvent définir aucune d'elles comme variable objective afin de stabiliser l'autre dans le long terme, d'où une acceptation de la proposition d'équivalence ricardienne.

Dans la mesure empirique des effets de surendettement sur l'investissement privé et sur la consommation, dans la plupart des études, une forme réduite d'équation de l'investissement privé est utilisée, sous laquelle le stock de la dette est présumé l'affecter ou non soit directement, ou indirectement. Desphande (1997) expérimente 13 pays en développement fortement endettés de 1971 à 1992 et trouve que le surendettement affecte l'investissement privé à travers deux canaux de transmissions : le premier est celui de l'effet direct à la désincitation qui laisse craindre l'appropriation des fonds investis par l'État afin d'assurer le service de la dette ; le second canal est l'effet indirect qui se manifeste via des mesures d'ajustement entreprises afin de faire face aux difficultés pour assurer le service de la dette, telles que les réductions des importations et la baisse de l'investissement du secteur public. Baum et al. (2013) appliquent la méthode de panel à seuil dynamique pour tester la relation entre la dette publique et la croissance économique de 12 pays européens durant la période 1990-2010. Les résultats montrent que l'effet à court terme de la dette sur la consommation, l'investissement et certains agrégats est positif, mais diminue et devient proche de zéro lorsque la dette atteint le seuil de 67%.

Huang, Panizza et Varghese (2018) analysent un échantillon de près de 550.000 entreprises dans 69 pays développés et pays en développement (PED) de 1998 à 2014. Ces derniers mettent en évidence une corrélation négative et significative entre la dette publique et l'investissement des entreprises. Cette corrélation pourrait refléter une causalité keynésienne allant de la faiblesse de l'investissement privé vers la dette publique : lorsque les entreprises investissent peu, ce qui risque d'être le cas lors d'une récession, l'État aura tendance à stimuler l'activité, donc à s'endetter. Huang et al [2018] pensent toutefois que la causalité va dans le sens inverse, car ils constatent que les niveaux élevés de dette publique nuisent particulièrement aux secteurs privés qui sont très dépendants des financements externes.

Plusieurs études empiriques ont également démontré l'effet de l'investissement public sur l'investissement privé. Les conclusions peuvent diverger quant à la nature de cet impact. Certains auteurs ont abouti à une complémentarité, tandis d'autres ont confirmé l'hypothèse de l'effet d'éviction. D'ailleurs, Sundararajan et Takur (1980), Tun Wai et Wong (1982), Bleijer et Khan (1984), aux moyens des exigences de la méthode ARDL (Auto Regression Distribution

Lag), ont montré que le taux d'investissement public exerce globalement une influence positive sur l'investissement privé dans les PED. Pour Faini (1994), l'élasticité du taux d'investissement privé par rapport au taux d'investissement public serait comprise entre 0,46 et 0,62 dans les pays d'Afrique. Blejer et Khan (1984) ont trouvé un coefficient positif significatif pour la composante infrastructure de l'investissement public.

Au regard de cette vaste littérature, dans le cadre de cette étude, les spécifications que nous utilisons afin de vérifier le principe de l'équivalence ricardienne (PER) et pour modéliser la répartition du surendettement sur l'investissement privé et la consommation finale tirent leur fondement dans les modèles néoclassiques. Pour mesurer la répartition du surendettement sur les investissements privés de la CEMAC, nous nous inspirons de la méthodologie de Blejer et Khan (1984), Odedokun (1997), qui analyse la dynamique du comportement de l'investissement privé dont les estimations seront effectuées aux moyens des exigences de l'approche ARDL (Auto Regression Distribution Lag) qui permet de conserver les dynamiques de court et de long terme. Dans la mesure des effets de la répartition du surendettement sur la consommation finale, nous nous inspirons de la méthodologie de Blundell et Bond (1998) dont la méthode d'estimation repose sur l'exigence de l'approche des Moindres Carrés Généralisés (MCG). Bien que les spécifications des auteurs précités soient différentes aux nôtres dans les choix des variables, mais il y a une certaine similitude quant à la forme retenue.

Ainsi, cette étude a pour objectif de saisir les anticipations des agents économiques à travers l'impact de l'assiette fiscale dans la régulation du cycle d'endettement des pays de la CEMAC. À cet effet, nous formulons l'hypothèse fondamentale suivante :

Hypothèse : *l'effet du surendettement sur la croissance économique dans les pays de la CEMAC passe par l'investissement et la consommation selon les anticipations de la politique fiscale.*

3. Méthodologie

La méthodologie repose sur la modélisation de la répartition du surendettement sur l'investissement privé (modèle 1) et sur la consommation finale (modèle 2) au sein du panel des pays de la CEMAC.

3.1. Modèle 1

L'estimation du modèle de l'investissement est effectuée au moyen des méthodes de « Pooled Mean Group (PMG) », sous contraintes du test joint de Hausman (1978), pour satisfaire l'exigence de l'approche ARDL. Notre modèle de l'investissement privé est donné par :

$$Ipr_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Surd_{it} + \alpha_2 Ipu_{it} + \alpha_3 Inf_{it} + \alpha_4 Ouc_{it} + \alpha_5 Ipc_{it} + \alpha_6 Icrg_{it} + \alpha_7 Crd_{it} + \alpha_8 Sdebt_{it} + \varepsilon_{it} \quad \textbf{(1)}$$

Où α_i représente les coefficients qui mesurent la sensibilité de chaque variable explicative, ε_{it} est le terme d'erreurs, l'indice ***i*** désigne le pays à la période ***t***. ***Ipr*** est la variable endogène et désigne les investissements privés en parité de pouvoir d'achat (PPA). Les variables de contrôle : ***Ipu*** désigne les investissements publics en PPA, ***Crd*** représente le crédit domestique, ***Inf*** représente le taux d'inflation, ***Ouc*** désigne l'ouverture commerciale, ***Ipc*** représente l'indice de perception de la corruption, ***Icrg*** désigne l'indice du guide international du risque pays et ***Sdebt*** désigne le service de la dette. La variable d'intérêt ***Surd*** désigne le surendettement, ***Surd*tr*** représente la variable d'interaction entre le surendettement et la politique fiscale mesurée par la taxe sur le revenu (***tr***). Selon la méthodologie du cadre de viabilité de la dette (AVD) du FMI (2018), la mesure du surendettement 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). Ces épisodes de crise de la dette publique sont définies comme périodes dans lesquelles les conditions suivantes sont utilisées pour caractériser le surendettement : (1) Les arriérées extérieures de la dette publique et garantie par l'État (CGE)

ISSN: 2658-8455
Volume 5, Issue 7 (2024), pp. 1-23.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

sont supérieurs à 5 % de la dette extérieure ; (2) La dette est rééchelonnée, c'est-à-dire, le pays reçoit un allégement de la dette sous la forme de rééchelonnement ou de la réduction de la dette des créanciers bilatéraux ; (3) 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) ; (4) Ou le souverain n'a pas remboursé le principal ou les intérêts à la date d'exigibilité ; (5) Le non-remboursement du principal ou le non-paiement des intérêts aux créanciers intérieurs.
L'évaluation de l'investissement privé comme étant un canal de transmission se fait dans un modèle dynamique d'où l'utilisation de l'ARDL. Fondamentalement, l'investissement privé est une variable dynamique qui joue un rôle important dans l'économie, car elle peut changer en fonction de divers facteurs (situation économique, taux d'intérêt, politique fiscale, confiance des consommateurs et des entreprises, l'innovation technologique, etc.). Les économistes utilisent des modèles dynamiques pour analyser ces facteurs qui influencent l'investissement et pour prévoir son évolution future. En général, on mobilise la technique ARDL lorsque le modèle est spécifié en fonction du temps. En outre, ce modèle est robuste aux problèmes d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité et il permet aussi de résoudre un éventuel problème d'endogénéité. En plus, l'ARDL présente l'avantage de fournir les résultats à court et à long terme. La modélisation dynamique de l'équation empirique (1) est donnée par :

$$Ipr_{it} = \alpha_i + \lambda_i Ipr_{it-1} + \sum_{p=1}^{k} \beta_{pi} X_{it}^{p} + \gamma_i Surd_{it} + \varepsilon_{it} \quad \textbf{(1.1)}$$

La transformation de l'équation (1.1) comme un modèle à correction d'erreur est donné par :

$$\Delta Ipr_{it} = \varphi_i \left(Ipr_{it} - \theta_{0i} - \sum_{p=1}^{k} \theta_{pi} \Delta X_{it-1}^{p} - \delta_{1i} Surd_{it-1} \right) - \sum_{p=1}^{k} \beta_{pi} \Delta X_{it}^{p} - \gamma_{1i} Surd_{it} + \varepsilon_{it} \quad \textbf{(1.2)}$$

Avec : $\theta_{0i} = \dfrac{\alpha_i}{1-\lambda_i}$, $\theta_{pi} = \dfrac{\beta_{pi}}{1-\lambda_i}$, $\delta_{1i} = \dfrac{\gamma_{1i}}{1-\lambda_i}$, $\varphi_i = -(1-\lambda_i)$.

Où la matrice $\boldsymbol{X}$ est le vecteur des variables de contrôle et φ_i représente la force de rappel ou la vitesse d'ajustement du surendettement à l'investissement privé. L'introduction de la variable d'interaction (**Surd*tr**) permet de transformer l'équation (1.2) en (1.3) comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta Ipr_{it} = {} & \varphi_i \left(Ipr_{it} - \theta_{0i} - \sum_{p=1}^{k} \theta_{pi} \Delta X_{it-1}^{p} - \delta_{1i} Surd_{it-1} - \delta_{2i} Surd*tr_{it-1} \right) \\ & - \sum_{p=1}^{k} \beta_{pi} \Delta X_{it}^{p} - \gamma_{1i} Surd_{it} + \delta_{2i} Surd*tr_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad \textbf{(1.3)}$$

L'équation (1.3) est un exemple de modèle autorégressif à retards échelonnés ou distribués (ARDL) d'ordre un pour chaque variable. Les modèles dynamiques sont avantageux par rapport aux modèles statiques, car les modèles dynamiques facilitent le calcul des élasticités à court et à long terme. Les modèles ARDL peuvent également être estimés en supposant des coefficients de pente homogène ou des coefficients de pente hétérogène.

3.1.1. Méthode d'analyse du modèle 1

3.1.1.1. Test d'homogénéité et de dépendance en coupe transversale

Techniquement, l'homogénéité des coefficients a un effet sur les directions et les structures des tests de racine unitaire et de cointégration. Ainsi, Blomquist et Westerlund (2013) proposent un test sur le caractère homogène ou non des coefficients de pente qui est une extension de la hac de Pesaran et Yagamata (2008). La statistique de test robuste hac ou test Delta (Δ) est donnée par :

$$\tilde{\Delta}_{HAC} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}S_{HAC} - k_2}{\sqrt{2k_2}}\right) \quad \textbf{(1.4)}$$

où N dans l'équation (1.4) est la taille des individus considérés du panel et S indique la statistique du test de Swamy, et k indique le nombre de variables indépendantes. Ainsi, l'hypothèse nulle d'homogénéité des pentes (H0 *: βi = β pour tout i*) est testée par rapport à l'hypothèse alternative d'hétérogénéité des pentes *(*H1 *: βi ≠ β pour au moins un i*). Il est important de connaître les dépendances transversales entre les séries qui se sont avérées hétérogènes avec le test delta. La dépendance transversale indique qu'un choc dans une unité transversale affecte les autres unités transversales et permet également de choisir la catégorie de tests de racines unitaires à mettre en œuvre. Pesaran (2021) développe un test qui est basée sur des coefficients de corrélation par paires au lieu de leurs carrés qui permet de vérifier, de tester la dépendance transversale et la forte dépendance transversale qui reposent sur l'hypothèse nulle d'indépendance transversale. Le test est donné par :

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right)} \quad \textbf{(1.5)}$$

Où rho ($\hat{\rho}_{ij}$) est l'estimation d'échantillon de la corrélation par paire des résidus.

3.1.1.2. Test de racine unitaire en panel

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 (CADF et CIPS) de Pesaran (2007) qui sont quant à eux, robustes à la dépendance transversale et qui tiennent compte de l'hétérogénéité des coefficients de pente. Ainsi, le test de Dickey Fuller Augmenté en coupe transversale (CADF) de Pesaran (2007) utilise le modèle de régression de panel dans l'équation (1.6) et la stationnarité des variables est étudiée à l'aide des statistiques ***t*** du coefficient $\hat{b}_i$:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \overline{\Delta y}_t + e_{it} \quad \textbf{(1.6)}$$

Pesaran [2007] calcule également la statistique IPS augmentée en coupe transversale (CIPS) par la moyenne des statistiques individuelles de test CADF pour l'ensemble du panel. La statistique CIPS est la suivante :

$$CIPS(N,T) = t-bar = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} t_i(N,T) \quad \textbf{(1.7)}$$

où $t_i(N, T)$ est la statistique CADF pour la ième unité de coupe transversale (Pesaran, 2007). L'hypothèse nulle du test indique que chaque coupe transversale du panel n'est pas stationnaire. Le test CIPS a une distribution asymptotiquement standard et les valeurs critiques du test ont été tabulées par Pesaran (2006) à l'aide de la simulation Monte Carlo.

3.1.1.3. Test de cointégration en panel

Pour trouver, la cointégration entre les variables du modèle, le test de cointégration en panel de Westerlund (2008) et de Pedroni (2004) sont appliqués. Ces tests peuvent être utilisés aussi bien dans les cas de dépendance transversale que dans les cas d'indépendance transversale. Ils permettent également une hétérogénéité entre les unités composant le panel. Selon Pedroni (1999), la régression en panel des séries temporelles peut s'écrire comme suit :

$$y_{i,t} = \alpha_t + \delta_{i,t} + \beta_{1i}x_{1i,t} + \beta_{2i}x_{2i,t} + \ldots + \beta_{Mi}x_{Mi,t} + e_{i,t} \quad \textbf{(1.8)}$$

où *t = 1, ... ,T ; i = 1, ... , N ; et m = 1, ..., 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

ISSN: 2658-8455
Volume 5, Issue 7 (2024), pp. 1-23.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

variables de régression. Pedroni (2004) met en exergue sept (7) statistiques pour tester la cointégration en 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 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.

3.1.2. Méthode d'estimation ARDL

Après avoir déterminé l'existence de la relation de cointégration, il convient d'estimer le modèle de manière efficace en se basant sur la méthode ARDL. La spécification ARDL présente deux avantages majeurs, elle permet, d'une part, d'estimer conjointement les paramètres de court terme et de long terme et, d'autre part, d'introduire dans le modèle des variables pouvant être intégrées de différents ordres soit I(0) et I(1), ou cointégrées. En paramétrant l'équation (**1.1**), nous obtenons un modèle à correcteur d'erreur (**1.3**) où φ_i est la vitesse d'ajustement et θ_i est le vecteur des coefficients de long terme. Pour valider l'hypothèse de cointégration, il faudrait que la vitesse d'ajustement φ_i soit négative et significative afin de conclure qu'il existe une relation de long terme entre la variable expliquée et les variables explicatives. Nous estimons le modèle ARDL en utilisant les estimateurs PMG, MG et DFE, car ces modèles autorisent l'hétérogénéité dans la dynamique d'ajustement des variables vers la relation de long terme. L'estimateur PMG[3] présente un avantage dans le traitement des panels dynamiques pour lesquels le nombre d'observations temporelles T est plus important que celui des individus N (Pesaran et al., 1999). L'estimateur MG est obtenu en estimant indépendamment N régressions et ensuite en faisant la moyenne des coefficients obtenus. Pesaran et Smith (1995) montrent que l'estimateur MG est un estimateur convergent de la moyenne des paramètres. Mais, il ne prend pas en compte la dimension panel des données et du fait que certains coefficients peuvent être les mêmes pour certains groupes d'individus. Par contre, l'estimateur DFE s'obtient en empilant toutes les données et en imposant une homogénéité de tous les coefficients, à l'exception de la constante. Si l'hypothèse de similitude des coefficients à long terme est acceptée, l'estimateur PMG augmente la précision des estimations par rapport à l'estimateur MG.
Toutefois, l'hypothèse d'homogénéité des coefficients à long terme ne peut pas être admise à priori. Ainsi, pour tester sa pertinence, nous procédons au test statistique de Hausman pour déterminer lequel de ces estimateurs est le plus efficient dans l'estimation des données. En outre, si les coefficients de long terme sont identiques d'un pays à l'autre, les estimations PMG seront consistantes et efficaces tandis que les estimations MG seront consistantes, mais non efficaces. Cependant, si les restrictions de long terme sont imposées à mauvais escient, les estimations PMG ne sont pas consistantes tandis que les estimations MG fourniront des estimations consistantes de la moyenne des coefficients de long terme parmi les pays. Compte tenu de l'objectif de l'étude, nous n'analysons pas la causalité en données de panel.

3.2. Modèle 2

Pour ce deuxième modèle, l'article utilise la méthode MCG pour des fins de comparaisons et pour varier les techniques d'estimation. Ici, la mesure de l'effet du surendettement sur la consommation finale se fait dans une spécification statique au moyen de la méthode MCG et de la méthode de Panel à correction des écarts-types (PCSE) qui sont également robustes à

[3] *Le PMG est conçu sur l'hypothèse que la constante du modèle de même que les coefficients de court terme et les variances des erreurs peuvent différer selon les individus, les coefficients de long terme étant cependant contraints d'être identiques à tous les pays. Cet estimateur peut être vu comme une procédure intermédiaire entre les estimateurs MG et DFE.*

l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité, développée par Blundell et Bond [1998], et reposent sur la spécification statique. Notre modèle de la consommation est donné par l'équation (2) ci-dessous :

$$Cf_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Surd_{it} + \alpha_2 Debt_{it} + \alpha_3 Crd_{it} + \alpha_4 Def_{it} + \alpha_5 Inf_{it} + \mu_{it} \quad \textbf{(2)}$$

Où ***Cf*** est la variable endogène et désigne la consommation finale, ***Surd*** est le surendettement, ***Debt*** désigne la dette publique extérieure, ***Cred*** représente le crédit domestique, ***Def*** représente les déficits budgétaires et ***Inf*** désigne le taux d'inflation, μ_{it} **qui** représente les erreurs qui peuvent perturber le modèle. Compte tenu du fait que la variable **de** consommation finale est en milliards de dollars, nous l'avons logarithmisé pour non seulement tenir compte du phénomène d'échelle, mais aussi et surtout pour éviter les coefficients très élevés. Ainsi, l'équation (2) devient :

$$LCf_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Surd_{it} + \alpha_2 Debt_{it} + \alpha_3 Crd_{it} + \alpha_4 Def_{it} + \alpha_5 Inf_{it} + \mu_{it} \quad \textbf{(2.1)}$$

Pour vérifier si la politique fiscale joue un rôle important dans la transmission des effets du surendettement sur la consommation finale, nous avons décidé de substituer la variable surendettement par la variable d'interaction surendettement et politique fiscale (**Surd*tr**). Ainsi, nous obtenons l'équation (2.2) ci-dessous :

$$LCf_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Surd*tr_{it} + \alpha_2 Debt_{it} + \alpha_3 Crd_{it} + \alpha_4 Def_{it} + \alpha_5 Inf_{it} + \mu_{it} \quad \textbf{(2.2)}$$

Cette substitution de la variable surendettement par la variable d'interaction **Surd*tr**, est aussi une autre façon de vérifier si notre modèle de régression est robuste. Pour évaluer l'impact du surendettement sur la consommation, nous allons régresser les équations (2.1) et (2.2).

3.2.1. Le modèle transformé d'Aitken : Estimateur MCG

Dans cette analyse, nous utilisons le modèle à erreur composée[4] introduit par Balestra et Nerlove (1966) qui consiste à introduire un effet individuel dans la perturbation du modèle. Ceci implique que l'estimation par les MCO n'est pas optimale. De plus, les statistiques de test déduites des formules habituelles ne sont plus valables de sorte qu'il faut modifier le calcul de la matrice de covariance de l'estimateur. La solution réside dans l'application des MCG. Et, lorsque les erreurs (μ_{it}) ne respectent pas les hypothèses des MCO, notamment lorsqu'elles sont (i) autocorrélées et (ii) hétéroscédastiques, les estimateurs des coefficients à partir de la méthode des MCO n'ont pas les bonnes propriétés (estimateurs de variance non minimale). D'où, en présence d'une autocorrélation et/ou d'une hétéroscédasticité des erreurs, nous pouvons également recourir aux MCG après avoir vérifié que le non-respect des hypothèses ne provient pas par exemple de l'absence d'une variable explicative importante, présence d'un point aberrant, etc. Ainsi, la modélisation statique des équations (2.1) et (2.2) sont donnée par :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \cdots + \beta_i x_{it} + \mu_{it} \quad \textbf{(2.3)}$$

Le modèle empilé de l'équation (2.3) se met sous la forme :

$$y = Xb + u \quad \textbf{(2.4)}$$

Ayant pour estimateur : $b = \left(X'X\right)^{-1} X'y$, avec $E\left(u|X\right) = \underset{(NT,1)}{0}$ et $V\left(u|X\right) = \underset{(NT,NT)}{\Omega}$. En effet, les MCO sont toujours sans biais, mais leur matrice de covariance (Ω) ne prend plus la forme habituelle, car elle n'est pas scalaire, en conséquence le théorème de Gauss-Markov implique que l'utilisation des MCO n'est plus l'estimateur optimal. À cet effet, nous appliquons les MCO sur des données transformées (Aitken), qui établit que l'estimateur des MCG est l'estimateur

[4] *Dans le cas des MCO, les hypothèses faites pour le modèle à erreur simple sont difficiles à soutenir dans nombreux cas, car peu de modèles peuvent résumer la totalité de l'hétérogénéité des comportements des individus au moyen des seules variables explicatives. Il existe deux modèles principaux qui prennent en compte l'hétérogénéité des individus : le modèle à erreur composée et le modèle à effet fixe.*

ISSN: 2658-8455
Volume 5, Issue 7 (2024), pp. 1-23.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

optimal donné par : $b^* = \left(X'\Omega^{-1}X\right)^{-1} X'\Omega^{-1}y$. Cet estimateur est sans biais et à variance minimale, déduite par le modèle transformé qui est défini par :

$$y^* = X^* b + u^* \quad \textbf{(2.5)}$$

Avec : $y^* = \Omega^{-1/2}y$, $X^* = \Omega^{-1/2}X$ et $u^* = \Omega^{-1/2}u$, ou $E\left(u*\middle|X\right) = 0$ et $V\left(u*\middle|X\right) = I_{NT}$.

3.2.2. Techniques d'estimation

La méthode des MCG est une technique qui transforme le modèle de régression afin de respecter toutes les hypothèses de validité des moindres carrés ordinaires (MCO) (Belghiti, 2006 ; Kartobi, 2013). Avant d'utiliser cette méthode, il est important de vérifier que les hypothèses des MCO sont respectées. Ces hypothèses comprennent l'indépendance statistique de la variable endogène avec les variables exogènes, la distribution normale des résidus, l'espérance nulle des résidus, la covariance nulle des résidus, la variance constante des résidus, l'absence de multi colinéarité entre les variables exogènes et le nombre d'observations suffisant (Belghiti, 2006 ; Gujarati et Porter, 2004 ; Wooldridge, 2010). Techniquement, nous avons procédé à trois principales estimations pour garantir la robustesse de notre analyse. Tout d'abord, nous effectuons des estimations par les MCO pour tester la relation entre la variable endogène et les variables exogènes de l'échantillon. Après, nous utilisons des régressions en coupe transversale pour chaque année, de type Fama et MacBeth (1973), afin de tenir compte des variations des coefficients des variables exogènes au fil du temps. Enfin, nous réalisons des estimations par MCG pour prendre en compte la possibilité d'une hétéroscédasticité et d'une autocorrélation dans le panel, ce qui nous permet de fournir des estimations plus précises et plus fiables des coefficients de régression. Préalablement, nous examinons la distribution de la constante qui mesure l'hétérogénéité et la statistique Jacque-Bera pour s'assurer si la distribution des effets fixes est normale en tenant compte du seuil de la probabilité. Puis, nous effectuons des tests sur l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation (Bartels et Goodhew, 1981; Elsas et Florysiak, 2008 ; Ielpo, 2008) ainsi que des analyses des corrélations de Pearson et le test de multi-colinéarité entre les variables afin de mesurer la force et le sens des corrélations. Afin d'éviter les estimations fallacieuses, nous avons, par ailleurs, réalisé le test de dépendance transversale (Pesaran, 2021) pour conclure de la significativité de toutes les variables et permet de préciser la stationnarité des séries.

3.3. Données

La description et les sources des données des variables sont résumées dans le tableau 1 ci-dessous :

Tableau 1. Désignation et sources des données

Variables	***Mesure/échelle***	***Sources***
Ipr	*Formation brute du capital fixe (FBCF) du secteur privé en PPA*	*Investment and Capital Stock Dataset (ICSDS [2024]), FMI*
Ipu	*Formation brute du capital fixe du secteur public en PPA*	
Cf	*Dépenses de consommation publique et privée*	*FMI [2024])*
Surd	*Variable Dummy (J=0 épisode normal, J=1 épisode de crise de la dette)*	*Méthodologie du CVD du FMI et Banque Mondiale*
Ipc	*Classe les pays de 0 (plus corrompus) à dix 10 (entièrement propres)*	*Political Risk Services (PRS [2024])*
Icrg	*classe les pays de 0 (corruption la plus lourde) à 6 (pays propres)*	
Crd	*Crédit domestique accordé au secteur privé par les banques*	*World Development Indicators (WDI, 2024) de la Banque Mondiale*
Inf	*Taux d'inflation*	
Debt	*ratio dette publique extérieure du compte général de l'État (CGE)*	
Sdebt	*Encours de la dette rapporté aux exportations*	
Ouc	*= ([(exportations + importations)/2]/PIB)*	
Def	*Solde primaire rapporté au produit intérieur brut (proxy)*	
Tr	*Taxe sur le revenu*	

Source : Auteurs

Nous analysons l'équivalence ricardienne comme une limite à l'analyse de la viabilité de la dette des six pays de la CEMAC distingués par leurs épisodes de crises d'endettement extérieur. Il s'agit du Cameroun, de la Centrafrique, du Congo, du Gabon, de la Guinée Équatoriale et du Tchad. Nous focalisons nos efforts sur la période de 2000 à 2023 pour chaque pays déclarant des données statistiques limitées par leurs disponibilités, ce qui donne au total 144 observations. À l'exception de la variable Ipc, les statistiques descriptives du tableau 2 indiquent que l'ensemble des indicateurs ont un comportement hétérogène qui a tendance à refléter la forte volatilité de ces variables suite à un choc, car les coefficients de variation associés sont tous supérieurs à 0.30. Nous constatons qu'ils existent également des corrélations significatives avec l'investissement privé. 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, car les valeurs du facteur d'inflation de la variance (vif) pour toutes les variables sont inférieures à cinq (5), ce qui permet d'indiquer l'absence de multi-colinéarité. Dans l'ensemble, l'analyse de ces différentes statistiques suggère que les paramètres estimés seraient impartiaux, cohérents et efficaces.

Tableau 2. Statistiques descriptives du modèle 1

	Ipr	*Surd*	*Ipu*	*Inf*	*Sdebt*	*Ouc*	*Ipc*	*Icrg*	*Crd*
Moyenne	*16.36*	*00.58*	*13.93*	*02.96*	*20.51*	*31.28*	*22.31*	*10.86*	*09.35*
Ecart T.	*09.76*	*00.49*	*15.36*	*03.03*	*54.13*	*17.68*	*05.34*	*07.92*	*04.23*
CV	*00.60*	*00.84*	*01.10*	*01.02*	*02.64*	*00.56*	*00.24*	*00.73*	*00.45*
Obs	*144*	*144*	*144*	*144*	*144*	*144*	*144*	*144*	*144*
Ipr	*1*								
Surd	*0.11*	*1*							
	(0.181)								
Ipu	*-0.13*	*-0.21***	*1*						
	(0.114)	*(0.012)*							
Inf	*-0.03*	*-0.09*	*0.28****	*1*					
	(0.707)	*(0.269)*	*(0.000)*						
Sdebt	*0.28****	*0.23****	*-0.03*	*0.13*	*1*				
	(0.000)	*(0.001)*	*(0.703)*	*(0.127)*					
Ouc	*0.49****	*-0.08*	*0.53****	*0.09*	*-0.07*	*1*			
	(0.000)	*(0.315)*	*(0.000)*	*(0.244)*	*(0.382)*				
Ipc	*0.06*	*-0.12*	*-0.3****	*-0.13*	*-0.3****	*-0.17***	*1*		
	(0.448)	*(0.163)*	*(0.001)*	*(0.130)*	*(0.001)*	*(0.038)*			
Icrg	*0.14**	*0.01*	*-0.4****	*-0.12*	*-0.004*	*-0.2****	*0.78****	*1*	
	(0.093)	*(0.882)*	*(0.000)*	*(0.141)*	*(0.960)*	*(0.009)*	*(0.000)*		
Crd	*-0.08*	*-0.08*	*-0.4****	*-0.2***	*-0.2****	*-0.3****	*0.45****	*0.32****	*1*
	(0.338)	*(0.324)*	*(0.000)*	*(0.024)*	*(0.004)*	*(0.001)*	*(0.000)*	*(0.000)*	
VIF	*.*	*1.14*	*1.85*	*1.13*	*1.31*	*1.44*	*3.36*	*3.10*	*1.44*

CV : Coefficient de variation ; Test J.B : test normalité Jarcque-Bera (**) de signification si P-value > 5%.
Source : Auteurs.

L'observation importante du tableau 3 qui se dégage des statistiques univariées est que toutes les variables s'écartent de la distribution normale (Test joint J-B), à l'exception de la variable LCf. 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 (Test sur les résidus), et l'estimation du modèle 2 par les MCG trouve son intérêt, car la série présente une autocorrélation des erreurs. À l'exception de la variable LCf, nous constatons également la forte volatilité de l'ensemble des variables à la sensibilité des chocs. L'analyse de la matrice de corrélation précise également que les régresseurs ont une association significative avec les dépenses de consommation finale. Fait intéressant, il existe une corrélation négative entre le surendettement et la consommation finale. De même, l'analyse du vif reflète l'absence de multi-colinéarité. Dans l'ensemble, l'analyse de

ISSN: 2658-8455
Volume 5, Issue 7 (2024), pp. 1-23.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

ces différentes statistiques suggère que les paramètres estimés seraient aussi impartiaux, cohérents et efficaces.

Tableau 3. Statistiques descriptives du modèle 2

	LCf	*Surd*	*Debt*	*Crd*	*Def*	*Inf*
Moyenne	*09.65*	*00.58*	*49.88*	*09.35*	*-06.27*	*02.96*
Écart type	*00.41*	*00.49*	*33.34*	*04.23*	*33.87*	*03.03*
C.V	*00.04*	*00.84*	*00.67*	*00.45*	*-05.40*	*01.02*
Test J-B	*2.72*	*.*	*34.91*	*43.71*	*95.05*	*14.64*
	(0.256)		*(0.000)*	*(0.000)*	*(0.000)*	*(0.001)*
Obs	*144*	*144*	*144*	*144*	*144*	*144*
LCf	*1*					
Surd	*-0.31****	*1*				
	(0.000)					
Debt	*-0.39****	*0.49****	*1*			
	(0.000)	*(0.000)*				
Crd	*0.47****	*-0.08*	*0.02*	*1*		
	(0.000)	*(0.324)*	*(0.780)*			
Def	*0.19***	*-0.03*	*0.02*	*-0.28****	*1*	
	(0.024)	*(0.701)*	*(0.801)*	*(0.001)*		
Inf	*-0.17***	*-0.09*	*-0.18***	*-0.19***	*-0.07*	*1*
	(0.047)	*(0.269)*	*(0.033)*	*(0.024)*	*(0.423)*	
VIF		*1.34*	*1.35*	*1.16*	*1.11*	*1.09*
Tests sur les résidus					*Statistique*	*P-value*
Wooldridge (Test pour la corrélation sérielle)					*58.03*	*0.001*
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg (Test pour l'hétéroscédasticité)					*01.05*	*0.305*
Hausman (Test d'endogénéité)					*03.68*	*0.159*

CV : Coefficient de variation ; Test J.B : test normalité Jarcque-Bera (**) de signification si P-value > 5%.
Source : Auteurs.

4. Résultats de la mesure empirique de l'équivalence ricardienne

4.1. Effets du surendettement sur l'investissement privé

4.1.1. Résultats des tests d'homogénéité et de dépendance en coupe transversale

Les résultats du test d'homogénéité, résumé dans le tableau 4, rejettent l'hypothèse nulle de l'homogénéité de la pente.

Tableau 4. Résultats des tests d'homogénéité et de dépendance transversale

Tests		***Statistiques***	***p-value***
Test d'homogénéité (Blomquist et Westerlund [2013])			
Delta		*2.379***	*0.017*
Delta ajusté		*3.233****	*0.001*
Test de dépendance en coupe transversale			
Breusch-Pagan LM		*7.510****	*0.006*
Pesaran scaled LM (2008)		*4.651****	*0.000*
Pesaran CD (2021)		*2.150***	*0.032*
Test de rupture structurelle (Ditzen, Karavias & Westerlund [2021])			
Rupture	***Date***	***Test statistique***	***1% Critical value***
1	*2008*	*07.13*	*3.40*
2	*2011*	*50.48****	*3.59*
3	*2014*	*16.39****	*3.72*
4	*2017*	*21.36****	*3.81*
5	*2020*	*04.87*	*3.88*
Nombre de rupture	*5*	*5*	*5*

Source : Auteurs.

Le résultat du test de LM ajusté de Pesaran (2008) montre que l'hypothèse nulle d'absence de dépendance transversale est rejetée au seuil de significativité de 1%. Le test de Pesaran (2021) prouve qu'il y a une forte dépendance transversale pour les pays de l'échantillon considéré, ce qui implique qu'un choc survenant dans un pays de la CEMAC peut être transmis aux autres pays de la zone. Nous avons trouvé des preuves de ruptures structurelles dans le panel. Alors, l'hypothèse selon laquelle les coefficients des pentes sont hétérogènes est valide. De façon explicite, nous pouvons observer que les pays de la CEMAC ont subi des changements structurels significatifs survenus en 2011, 2014 et 2017 qui, nous le supposons, sont dus aux restructurations de la dette des pays à des périodes différentes, mais proches.

4.1.2. Résultats du test de racine unitaire en panel de Pesaran

Dans le tableau 4, les tests CD indiquent que chaque série présente une dépendance transversale. Par conséquent, les tests CIPS (Z(t-bar)) et CADF de Pesaran (2007) pour les racines unitaires ont été calculés. Les résultats indiquent que certaines variables sont stationnaires en niveau, et d'autres variables sont plutôt stationnaires en différence première (tableau 5). Aussi, il convient de préciser que la variable surendettement est une variable qualitative (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. Puisque, dans l'échantillon, les séries n'ont pas le même ordre d'intégration, dans ce qui suit, les tests de cointégration sont utilisés pour tester s'il existe une relation de long terme entre les séries.

Tableau 5. Résultats du test de racine unitaire de Pesaran (2007)

	Test de CIPS		***Test de CADF***		
	Niveau	*Différence 1ère*	*Niveau*	*Différence 1ère*	***Décision***
Ipr	*-3.231****		*-2.970****		***I(0)***
Ipu	*-3.020****		*-2.717****		***I(0)***
Sdebt	*-3.717****		*-2.751****		***I(0)***
Inf	*-4.725****		*-2.237*	*-3.383****	***I(1)***
Ouc	*-1.822*	*-5.462****	*-1.419*	*-2.417***	***I(1)***
Ipc	*-2.324***		*-1.872*	*-3.944****	***I(1)***
Icrg	*-3.744****		*-3.769****		***I(0)***
Crd	*-2.735****		*-2.539***		***I(0)***

Note : (***), (**), et (*) montrent la stationnarité au seuil de significativité de 1%, 5% et 10% respectivement.
Source : Auteurs.

4.1.3. Résultats du test de cointégration en panel

L'analyse du tableau 6 ci-dessous montre qu'il existe une relation de cointégration de Kao (1999), Westerlund (2005) et de Pedroni (2004), car l'ensemble des p-values sont inférieures au seuil de 5%.

Les tests de cointégration en panel de seconde génération qui sont robustes à la dépendance transversale, tests de Westerlund (2008)[5], montrent que les statistiques moyennes de groupe (Gα et Gτ) et la statistique de panel (Pτ) sont significatives au seuil de 10%. L'analyse de cointégration de l'hétérogénéité du panel de Pedroni (2004) indique également une relation de cointégration entre les différentes variables de l'échantillon, car tous les tests, à l'exception des statistiques du panel adf (<|2|), sont significatifs au seuil de 10%. Par ailleurs, nous observons que les résultats du test de cointégration de Johansen indiquent que dans tous les pays de la CEMAC, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration a été rejetée au seuil de 1%. Ainsi, dans le cas d'un choc d'une crise de la dette extérieure sur les investissements privés, le Cameroun, le Tchad, le Gabon, le Congo, la République centrafricaine et la Guinée Équatoriale affichent

[5] *Persyn, D. and J. Westerlund. 2008. Error Correction Based Cointegration Tests for Panel Data. Stata Journal 8 (2), 232-241 ; Westerlund, J. 2007. Testing for Error Correction in Panel Data. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 69(6): 709-748.*

ISSN: 2658-8455
Volume 5, Issue 7 (2024), pp. 1-23.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

des relations à long terme. Dans l'ensemble, les résultats suggèrent qu'il existe une relation de cointégration de long terme entre les séries du panel.

Tableau 6. Tests de cointégration en panel

Test Kao	*-3.900****	*(0.000)*			
Test Pedroni	*-2.186***	*(0.014)*	***Test de Westerlund***	*4.804****	*(0.000)*
Cointégration de l'hétérogénéité du panel					
Test stat	*Panel*	*Group*	*Test stat*	*value*	*p-value*
v	*-2.000*	*.*	*Gτ*	*-3.785****	*(0.006)*
rho	*2.043*	*2.719*	*Gα*	*-5.221****	*(0.000)*
t	*-2.876*	*-2.221*	*Pτ*	*-5.258**	*(0.081)*
adf	*1.639*	*4.442*	*Pα*	*-5.471*	*(0.965)*
Test de Johansen					
Pays	*None*	*p-value*	*At most 1*	*p-value*	
Centrafrique	*502.98****	*(0.000)*	*294.09****	*(0.000)*	
Cameroun	*791.14****	*(0.000)*	*364.44****	*(0.000)*	
Congo	*645.17****	*(0.000)*	*442.58****	*(0.000)*	
Gabon	*637.39****	*(0.000)*	*439.62****	*(0.000)*	
Guinée Équatoriale	*696.67****	*(0.000)*	*414.00****	*(0.000)*	
Tchad	*406.84****	*(0.000)*	*241.47****	*(0.001)*	

Note : (***), (**) et (*) Statistiquement significatif au seuil de 1%, 5% et 10%. Source : Auteurs.

Au regard du processus d'estimation des modèles ARDL, le nombre de retards optimaux du modèle selon les critères d'information d'Hannan-Quinn (HQ), de Schwarz (SC), d'Akaike (AIC) et de Final prédiction error (FPE) est de p = 1. Ce qui signifie que le retard optimal pour l'estimation de notre équation de l'investissement privé est de 1 (tableau 7).

Tableau 7. Choix du retard optimal

Lag	*LogL*	*LR*	*FPE*	*AIC*	*SC*	*HQ*
0	*-1916.*	*NA*	*64139.*	*33.77*	*33.96*	*33.84*
1	***-1609.***	***567.2***	***890.61****	***29.49****	***31.22****	***30.19****
2	*-1558.*	*85.93*	*1146.0*	*29.73*	*32.99*	*31.05*

** indique l'ordre de décalage sélectionné par le critère*

Source : Auteurs.

4.1.4. Résultats et discussions des estimations du modèle ARDL

Les résultats des estimations du modèle ARDL sont présentés dans le tableau 8. Le test joint de Hausman confirme que le postulat d'homogénéité des coefficients de long terme ne peut pas être rejeté. Les estimations PMG sont plus consistantes et plus efficientes que les estimations MG et DFE. Ainsi, l'interprétation de ces résultats sera basée sur les estimations du PMG. Les résultats montrent que le coefficient de la force de rappel (ECT), ou vitesse d'ajustement est négatif et significatif au seuil de 1%. Ce qui signifie qu'il existe une relation de long terme entre les séries du modèle l'investissement privé dans les pays de la CEMAC. Ce résultat nous renseigne que les variables surendettement, l'assiette fiscale (surd*tr), le crédit domestique, l'investissement public, l'inflation, l'indice de perception de la corruption, l'Indice du guide international du risque pays, l'ouverture commerciale et le service de la dette impactent significativement l'investissement privé à long terme. Aucune de ces variables n'impacte l'investissement privé à court terme.

En effet, le surendettement admet un effet négatif et significatif sur l'investissement privé dans les pays de la zone CEMAC à long terme. Ce qui signifie que la situation de surendettement ne favorise pas à priori les investissements privés à long terme. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les dettes publiques contractées par les différents États de la CEMAC ne permettent pas d'entreprendre des projets qui ont un effet d'entrainement sur le secteur privé. Cependant, il est important de préciser que les pays de la CEMAC s'endettent énormément pour aussi combler

leurs déficits budgétaires. Aussi, pour analyser le rôle de la politique fiscale, nous avons introduit la variable d'interaction entre le surendettement et la taxe sur le revenu (Surd*tr) dans l'analyse. Cette variable est la résultante du produit des variables surendettement (Surd) et la taxe sur le revenu (tr). Nous observons que cette variable a un effet positif et significatif sur l'investissement privé dans les pays de l'espace CEMAC à long terme. Ce résultat n'est pas conforme avec les travaux de Elbadawi et al. (1997) qui ont trouvé que la situation de surendettement affecte négativement la croissance économique et l'investissement privé dans les pays en développement.

De même, nous constatons que ces résultats ne sont pas compatibles avec le principe de l'équivalence ricardienne qui stipule que l'impôt génère les mêmes conséquences économiques que le déficit public, en neutralisant de fait la relance escomptée d'un programme de dépense. Cela suppose à cet effet que les investisseurs privés de la CEMAC n'ont pas une parfaite rationalité quant à leur aptitude à formuler les anticipations rationnelles leur permettant d'anticiper parfaitement les impôts futurs induits de la dette extérieure présente. À cet effet, la politique budgétaire menée se révèle efficace, alors que le déficit public généré par les dépenses publiques croissantes peut créer un effet accélérateur sur la croissance économique et donc sur l'investissement privé. Ces différents résultats et constats sont confirmés par les résultats du modèle de vecteur à correction d'erreur en panel (PVECM) en termes de robustesse.

Nous remarquons que l'investissement public n'a aucun effet sur l'investissement privé à court terme. Cependant, il a un effet positif et significatif sur l'investissement privé à long terme, ce qui nous permet de rejoindre les pensées de Oshikoya (1994), Blejer et Khan (1984), Cardoso (1993), Sakr (1993), Sasaki et Khan (2001), Erden et Hocolcombe (2005), Looney (1997), Everhart et al. (2001). Ainsi, une augmentation de l'investissement public de 1% entraine un accroissement de l'investissement de 1,09%. Ainsi, cette situation matérialise la relation de complémentarité qui existe entre l'investissement public et l'investissement privé dans les pays de la zone CEMAC. Ce résultat est compatible aux théories de la croissance endogène et de l'interventionnisme. En revanche, ce résultat est contraire à la théorie libérale de l'investissement qui stipule que l'investissement public évince l'investissement privé par le rationnement quantitatif et par le canal du taux d'intérêt. Nous avons trouvé une relation négative et significative entre le taux d'inflation et l'investissement privé. Ces estimations suggèrent, à long terme, qu'une inflation élevée réduit les perspectives de rendement réel des investissements. Les résultats indiquent, à long terme, que le degré d'ouverture commerciale stimule l'investissement privé, par conséquent, l'effet net des réformes commerciales dans les pays de la CEMAC demeure positif. Les résultats révèlent que le service de la dette exerce un effet positif et significatif sur l'investissement privé à long terme. Ceci justifie que les pays de la CEMAC peuvent maîtriser l'accumulation de la dette publique extérieure et améliorer la qualité de gestion financière en investissant une grande partie de la dette extérieure afin de booster les investissements.

À long terme, le degré de corruption mesurée par l'indice de perception de la corruption a un effet négatif et significatif sur l'investissement privé dans les pays de la sous-région. Ainsi, un accroissement du taux de corruption de 1% entraine une diminution de l'investissement privé de 1,51%. Ce résultat s'explique par le fait que la corruption décourage les investisseurs. C'est aussi la preuve que le niveau de corruption est un déterminant de l'investissement privé. Outre, en dehors de l'indice de perception de la corruption, l'indice du risque pays permet de capter la probabilité que de hauts fonctionnaires exigent des paiements spéciaux envers les investisseurs. Nos résultats indiquent que cet indicateur a un effet négatif et significatif sur l'investissement privé à long terme.

ISSN: 2658-8455
Volume 5, Issue 7 (2024), pp. 1-23.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

Tableau 8. Résultats des estimations du modèle ARDL et test de robustesse

	ARDL			***PVECM***
Éq de long terme	***MG***	***DFE***	***PMG***	
Ipr_{t-1}				*1*
Surd	*4.63*	*-6.27*	*-17.76***	*-306.43****
	(0.598)	*(0.451)*	*(0.011)*	*[-2.977]*
*Surd*tr*	*-0.32*	*0.48*	*1.59****	*23.11***
	(0.621)	*(0.548)*	*(0.006)*	*[2.300]*
Ipu	*0.25*	*0.19*	*1.09****	*3.35****
	(0.335)	*(0.142)*	*(0.000)*	*[8.725]*
ΔInf	*4.45****	*0.15*	*-1.24****	*-2.27*
	(0.000)	*(0.754)*	*(0.001)*	*[-0.664]*
ΔOuc	*0.77****	*1.23****	*0.83***	*1.85*
	(0.000)	*(0.000)*	*(0.010)*	*[0.486]*
ΔIpc	*-0.06*	*0.09*	*-1.51****	*57.82****
	(0.869)	*(0.831)*	*(0.001)*	*[7.013]*
Icrg	*0.15*	*0.02*	*-0.40****	*-7.83****
	(0.366)	*(0.943)*	*(0.009)*	*[6.213]*
Crd	*0.69****	*-0.32*	*-0.41***	*17.60*
	(0.009)	*(0.274)*	*(0.018)*	*[1.108]*
Sdebt	*0.11*	*0.05**	*0.12****	*-2.89***
	(0.202)	*(0.076)*	*(0.001)*	*[-2.142]*
C				*-169.19*
Éq. de court terme				
ECT	*-0.30*	*-0.43****	*-0.24***	*-0.01***
	(0.115)	*(0.000)*	*(0.013)*	*(0.010)*
ΔIpr_{t-1}				*-0.09*
				(0.328)
ΔSurd	*4.88*	*-0.67*	*-1.89*	*-0.08*
	(0.449)	*(0.848)*	*(0.655)*	*(0.982)*
*ΔSurd*tr*	*-0.41*	*0.14*	*0.16*	*-0.19*
	(0.549)	*(0.664)*	*(0.730)*	*(0.567)*
ΔIpu	*0.07*	*-0.02*	*0.09*	*-0.04*
	(0.843)	*(0.790)*	*(0.856)*	*(0.376)*
Δ(ΔInf)	*0.36***	*-0.14*	*-0.41*	*0.03***
	(0.035)	*(0.246)*	*(0.143)*	*(0.035)*
Δ(ΔOuc)	*0.14*	*-0.18****	*0.07*	*-0.08*
	(0.161)	*(0.003)*	*(0.335)*	*(0.680)*
Δ(ΔIpc)	*0.13*	*0.17*	*-0.01*	*0.08**
	(0.344)	*(0.315)*	*(0.943)*	*(0.070)*
ΔIcrg	*0.25*	*-0.19*	*0.32*	*0.42****
	(0.410)	*(0.242)*	*(0.245)*	*(0.000)*
ΔCrd	*0.25*	*0.49*	*-0.44*	*0.52**
	(0.540)	*(0.135)*	*(0.147)*	*(0.058)*
ΔSdebt	*-0.09*	*0.01*	*0.05*	*0.01*
	(0.156)	*(0.549)*	*(0.607)*	*(0.944)*
C	*-9.78*	*7.34***	*6.26***	*-0.32*
	(0.157)	*(0.012)*	*(0.021)*	*(0.529)*
Test de Hausman	*Statistique*	*p-value*	*Décision*	
MG/PMG	*5.81*	*0.9901*	*PMG*	
DFE/PMG/MG	*4.79*	*0.8519*	*PMG*	
***Test de Wald** : Chi2*			*129.754****	*31.052****
			(0.000)	*(0.002)*
Observations	*132*	*132*	*132*	*126*

Note : (.) : P-value. (***), (**), (*) indiquent la significativité des coefficients au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.
Source : Auteurs.

En résumé, nous pouvons dire que la politique fiscale captée par la taxe sur le revenu ne joue pas un rôle important dans la transmission des effets du surendettement sur l'investissement

privé dans les pays de la CEMAC. Toutefois, l'investissement privé constitue un canal de transmission du surendettement. Au regard de ce canal, ces observations nous conduisent à refuser le principe de l'équivalence ricardienne (PER), ce qui nous permet de constater dans un premier temps que le PER ne constitue pas une limite à l'analyse de la viabilité de la dette. Outre l'investissement privé, nous avons analysé l'effet du surendettement sur la consommation finale mesurée par les dépenses de consommation dans les pays de la CEMAC, ce qui articule l'analyse du point suivant.

4.2. Effet du surendettement sur la consommation finale

4.2.1. Résultats des tests d'homogénéité et de dépendance en coupe transversale

Les principaux résultats du test d'homogénéité (tableau 9) rejettent l'hypothèse nulle de l'homogénéité de la pente. Le test de Pesaran (2021) prouve qu'il y a une dépendance transversale pour les pays de l'échantillon, ce qui implique également qu'un choc sur les dépenses de consommation finale et les crises de la dette survenant dans un pays de la CEMAC peut être transmis aux autres pays de la zone.

Tableau 9. Résultats des tests d'homogénéité et de dépendance transversale

Tests	***Statistiques***	***p-value***
Test d'homogénéité (Blomquist et Westerlund, 2013)		
Delta	*3.458****	*0.001*
Delta ajusté	*4.109****	*0.000*
Test de dépendance en coupe transversale (Pesaran, 2021)		
LCf	*17.70****	*0.000*
Surd	*01.79****	*0.000*
Debt	*11.81****	*0.000*
Cred	*15.98****	*0.000*
Def	*10.71****	*0.000*
Inf	*04.09****	*0.000*

Source : Auteurs.

4.2.2. Résultats du test de racine unitaire en panel de Pesaran

Dans le tableau 9, nous avons observé que les tests CD de Pesaran (2021) indiquent que chaque série présente une dépendance transversale. Par conséquent, les tests CIPS (Z(t-bar)) et CADF de Pesaran (2007) pour les racines unitaires ont été également calculés. Les résultats indiquent que certaines variables sont stationnaires en niveau, et d'autres variables sont plutôt stationnaires en différence première, et seule la variable *Def* est stationnaire en différence deuxième (tableau 10). Nous rappelons que l'analyse de la stationnarité de la variable surendettement n'est par effectuée, car c'est une variable qualitative (dummy) dont l'évolution ne peut être affectée par un facteur temporel.

Tableau 10. Résultats du test de racine unitaire de Pesaran [2007]

	Test de CIPS		***Test de CADF***			***Décision***
	Niveau	*Différence 1ère*	*Niveau*	*Différence 1ère*	*Différence 2ème*	
LCf	*-2.817****		*-0.195*	*-3.239****		***I(1)***
Debt	*-1.754*	*-5.027****	*1.454*	*-4.007****		***I(1)***
Crd	*-2.735****		*-2.539***			***I(0)***
Inf	*-4.725****		*-2.237*	*-3.383****		***I(1)***
Def	*-1.892*	*-4.816****	*1.395*	*0.740*	*-4.147****	***I(2)***

Note : (***), (**), et (*) montrent la stationnarité au seuil de significativité de 1%, 5% et 10% respectivement. Les valeurs critiques pour le modèle pour 10%, 5% et 1% sont respectivement : –2,21, –2,33, –2,57.
Source : Auteurs

ISSN: 2658-8455
Volume 5, Issue 7 (2024), pp. 1-23.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

4.2.3. Résultats et discussions des estimations du modèle MCG

Les résultats relatifs à la mesure de l'effet du surendettement sur la consommation finale, axés sur les estimations de la méthode des MCG et par la méthode de Panel à correction des écarts types (PCSE) robuste à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité (tableau 11), indiquent que les variables explicatives Surd, Debt et Crd ont un effet significatif sur la consommation finale pour les estimateurs MCG et PCSE considérés. De plus, la probabilité du test de Wald est inférieure au seuil de 5% pour l'équation (2.1), ce qui démontre que le modèle est globalement significatif. Les résultats issus de ces techniques d'estimation sont similaires, ce qui suppose également que notre modèle est robuste. Par ailleurs, ces résultats nous permettent de constater que la situation de surendettement a un effet négatif et significatif sur la consommation finale. En d'autres termes le surendettement constitue une entrave à la consommation finale pour les pays de la CEMAC.

Tableau 11. Résultat du modèle de la consommation finale par les méthodes MCG et PCSE

	MCG		***PCSE***	
	Eq 2.1	*Eq 2.2*	*Eq 2.1*	*Eq 2.2*
Surd	*-0.023***		*-0.023***	
	(0.027)		*(0.029)*	
*Surd*tr*		*-0.002**		*-0.002***
		(0.062)		*(0.041)*
ΔDebt	*-0.002****	*-0.001****	*-0.002****	*-0.001****
	(0.001)	*(0.001)*	*(0.000)*	*(0.000)*
Crd	*-0.003****	*-0.003***	*-0.003***	*-0.003***
	(0.009)	*(0.016)*	*(0.026)*	*(0.037)*
Δ(ΔDef)	*0.0002*	*0.0002*	*0.0002*	*0.0002*
	(0.312)	*(0.334)*	*(0.249)*	*(0.275)*
ΔInf	*0.0003*	*0.0003*	*0.0003*	*0.0003*
	(0.805)	*(0.768)*	*(0.829)*	*(0.795)*
Constante	*0.077****	*0.072****	*0.077****	*0.072****
	(0.000)	*(0.000)*	*(0.000)*	*(0.000)*
R^2	-	-	*0.20*	*0.19*
Wald (Chi2)	*33.52****	*31.78****	*30.43****	*30.65****
	(0.000)	*(0.000)*	*(0.000)*	*(0.000)*
Obs	*132*	*132*	*132*	*132*

Note : (.) P-value et (***), (**), (*) indiquent la significativité des coefficients au seuil de 1%, 5% et 10%.
Source : Auteurs.

Dans nos estimations, afin d'analyser le rôle de la politique fiscale dans la transmission des effets du surendettement sur la consommation finale dans les pays de la CEMAC, nous avons utilisé une variable d'interaction dénommée « **Surd*tr** » (Tableau 11, Eq 2.2). Nous remarquons que la substitution de la variable surendettement par la variable d'interaction **Surd*tr** ne modifie pas les signes et les significativités des coefficients des équations (2.2). Nous constatons que la variable « **Surd*tr** » a aussi un effet négatif et significatif sur les dépenses de consommations finales, ce qui traduit à cet effet que la politique fiscale joue un rôle important dans la transmission des effets du surendettement sur la consommation finale dans les pays de la zone CEMAC. Nous observons que ce résultat est contraire à la théorie de la myopie qui stipule que les consommateurs ne comprennent pas totalement les implications du surendettement. Il est donc possible que certaines personnes fixent leur consommation et leur épargne en fonction des règles très simples qui ne sont pas nécessairement et totalement rationnelles. Ils peuvent par exemple imaginer que les impôts futurs resteront inchangés par rapport à leur niveau actuel. Si c'est le cas, ils ne tiendront pas compte des modifications futures des impôts rendues nécessaires par les politiques publiques actuelles. Dans ce cas, une réduction fiscale financée par l'emprunt donne l'impression que le revenu cumulé sur l'ensemble de la

vie a augmentée, alors que ce n'est pas le cas. Dans cette situation, la réduction fiscale entraine bel et bien une consommation accrue et une réduction de l'épargne.

Par contre, ce résultat est compatible à la théorie de l'équivalence ricardienne qui stipule que si l'Etat emprunte pour payer ses dépenses courantes, les consommateurs rationnels anticipent sur les impôts qui seront nécessaires à l'avenir pour rembourser cette dette publique (c'est-à-dire, qu'ils décident de réduire leur consommation actuelle). Ceci suppose de leur part une grande connaissance des faits, autant qu'une solide capacité à prévoir l'avenir. Dans ce contexte, nos résultats ne cadrent pas avec les travaux de Bernheim (1987), Artus (1997), Aprahamian et al. (1998), Ndo Ndong (2001) et Lubula (2004), Adanle et Chabossou (2020) qui ont plutôt conclu à la non-validité du principe d'équivalence ricardienne dans les pays en développement, sans doute à cause de l'horizon temporel de l'analyse et des aléas qui couronnent la conjoncture. Bien que nos travaux ne soient pas similaires à ceux de Kebe (2022), qui ne trouve aucun lien de causalité possible entre les déficits et le solde de compte courant, nous observons ici que le déficit comme variable explicative n'a aucun impact sur la consommation finale, nos travaux convergent également vers les conclusions de Kebe (2022) qui valide la proposition du PER.

Il est constaté que la dette publique extérieure a un effet négatif sur la consommation finale dans les pays de la CEMAC. Ainsi, une augmentation de la dette publique extérieure de 10% entraine une diminution de la consommation finale de 0,02%. Ce résultat s'explique par le fait que la dette ne permet pas de stimuler la demande de consommation. Cette diminution de la demande de consommation n'exerce pas un effet d'entrainement sur les autres secteurs de l'économie. Le crédit domestique au secteur privé impacte négativement et significativement la consommation finale. Un accroissement du crédit domestique au secteur privé de 10% entraine une contraction ou un resserrement de la consommation finale de 0.03%. Ce résultat contredit la preuve que les dépenses de consommation finale sont totalement soutenues par le secteur privé. Ainsi, dans l'échantillon considéré, au regard de la période analysée, l'accroissement du crédit au secteur privé n'a peut-être pas été à l'origine de l'industrialisation qui aurait permis de fabriquer le maximum de produit pour le bien être des consommateurs de la zone CEMAC. Nos résultats nous permettent également d'observer que l'inflation et le déficit budgétaire n'influencent pas significativement la consommation. D'un point de vue théorique, l'inflation a un effet positif sur la consommation au sein des pays de la CEMAC. Donc, un accroissement du niveau général des prix entraine une augmentation de la consommation finale. Ainsi, l'on pourrait estimer que l'inflation augmente le coût de vie et si les salaires augmentent proportionnellement à l'augmentation de cette dernière, le revenu réel des salariés va augmenter en entrainant ainsi un accroissement du niveau de leur consommation. Le déficit budgétaire a effet positif sur la consommation finale. Théoriquement, le déficit budgétaire favorise la consommation finale. Alors, nous supposons qu'un accroissement du déficit budgétaire peut entrainer une expansion de la consommation. Cela pourrait s'expliquer par le fait qu'en présence d'un déficit, les États de CEMAC recourent à un endettement public pour maintenir leur niveau de consommation. Le déficit budgétaire peut également stimuler la consommation par le mécanisme de la croissance économique.

En résumé, nous pouvons dire que la politique fiscale captée par la taxe sur le revenu joue un rôle important dans la transmission des effets du surendettement sur la consommation finale dans les pays de la CEMAC, et cette dernière constitue un canal de transmission du surendettement. Ainsi, au regard de ce canal, ces observations nous conduisent plutôt à accepter le PER, ce qui nous permet de constater dans un second temps que le PER peut constituer une limite à l'analyse de la viabilité de la dette.

5. Conclusion

En somme, l'évaluation de l'équivalence ricardienne à travers le rôle de la politique fiscale dans la transmission des effets du surendettement sur l'investissement privé et la consommation

ISSN: 2658-8455
Volume 5, Issue 7 (2024), pp. 1-23.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

finale au sein des pays de la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale reflète les répercussions des fluctuations conjoncturelles sur les comportements des variables à plusieurs niveau de contrôles de la robustesse. Les résultats prouvent que la politique fiscale à travers la taxe sur le revenu affecte significativement et positivement l'investissement privé à long terme, permettant de rejeter le principe de l'équivalence ricardienne. Dans cet horizon, le surendettement influence l'investissement privé négativement et montre l'importance de l'analyse de la viabilité de la dette. L'investissement privé constitue un canal de transmission selon les anticipations rationnelles de la politique fiscale induits par des effets macroéconomiques du surendettement dans la CEMAC. Il est constaté que le surendettement constitue, significativement, une entrave à la consommation finale pour les pays de la sous-région. En outre, la politique fiscale joue un rôle important dans la transmission des effets du surendettement sur la consommation finale, car l'assiette fiscale a aussi un effet négatif et significatif sur les dépenses de consommations finales dans la zone CEMAC. Ces résultats rejettent la théorie de la myopie, par contre, ces résultats sont compatibles à la théorie de l'équivalence ricardienne, ce qui limite l'analyse de la viabilité de la dette. Il en résulte toutefois que, même si l'équivalence ricardienne n'est pas vérifiée empiriquement, il ne faut pas négliger l'argument selon lequel une accumulation trop rapide et trop forte des déficits et de la dynamique de la dette publique extérieure peut stimuler des comportements de précaution chez les agents économiques. Ces derniers pourraient limiter le potentiel des plans de relance, mais ne sauraient constituer une équivalence ricardienne surtout pour l'analyse de la viabilité de la dette dans les PED.

Références

(1). Adanle et Chabossou (2020). Vérification empirique de la théorie d'équivalence ricardienne au Bénin. Alternatives Managériales Économiques E-ISSN : 2665-7511/ Revue AME Vol 2, No 4 (Octobre, 2020) 305-325
(2). Artus, Patrick (2019), "La disparition de la neutralité ricardienne", Flash Economie, 16 juin 2019 [n° 747]
(3). Artus, Patrick (2023), "La neutralité ricardienne apparaît-elle dans quelques pays ? ", Flash Economie 30 novembre 2023 [n° 691]
(4). Avom, Désiré, Luc Nembot et Arsène A. Njamen (2015), "La dette extérieure sujette pour la croissance économique et l'investissement ?" LAREQ Working Paper Series, II-004, Décembre 2015, 1 – 24.
(5). Balestra, P. et Nerlove, M. (1966) : Mise en commun de données transversales et chronologiques dans l'estimation d'un modèle dynamique : la demande de gaz naturel, *Econometrica* 34, 585-612
(6). Bernheim D., (1987), « Ricardian Equivalence : An Evaluation of theory and Evidence », NBER, Macroéconomics annual, pp 263 – 315.
(7). Brand T. (2012), « Politique budgétaire en équilibre générale : une analyse appliquée à la zone euro », Centre d'analyse stratégique, Document de travail, n°03.
(8). Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association, 74 (366), 427-431.
(9). Ditzen, J., Karavias, Y., and Westerlund, J. (2021a). Testing and estimating structural breaks in time series and panel data in stata. arXiv preprint arXiv :2110.14550.
(10). Ditzen, J., Karavias, Y., and Westerlund, J. (2021b). xtbreak : Estimating and testing for structural breaks in stata.
(11). Duguet, E. (2014), Econométries Appliquées de données de panel, version 9.

(12). FMI. Le cadre de viabilité de la dette établi conjointement par la Banque mondiale et le FMI pour les pays à faible revenu. Département de la communication (2018).
(13). Hakura, D, (2020), " Qu'est-ce-que la viabilité de la dette'', Finance et développement, septembre 2020, pp : 60-61.
(14). Hassler, U. and J. Wolters (2005): Autoregressive Distributed Lag Models and Cointegration. Freie Universitaet Berlin, Working Paper No.2005/22.
(15). Hassler, U. and J. Wolters (2006): Autoregressive Distributed Lag Models and Cointegration. Allgemeines Statistisches Archiv, 90, 59-74.
(16). Kao, C. 1999. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. Journal of Econometrics 90: 1-44.
(17). Kebe, N. M., (2022), Etude empirique des « déficits jumeaux » pour le cas du Sénégal. RIELF, Vol. 7, N°2. https://orcid.org/0000-0003-4538-6448
(18). Kripfganz, S. and D. Schneider (2020): Response surface regressions for critical value bounds and approximate p-values in equilibrium correction models. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 82 (6), 1456-1481. DOI: 10.1111/obes.12377
(19). Kripfganz, S. and D. Schneider (2022) ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. Research Center for Policy Design Discussion Paper TUPD-2022-006, Tohoku University. https ://www2.econ.tohoku.ac.jp/~PDesign/dp/TUPD-2022-006.pdf
(20). Kumar M. and J. Woo (2010), « Public debt and growth », IMF Working paper Series, n°10/174.
(21). Levin, A., C.-F. Lin, and C.-S. J. Chu. 2002. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. Journal of Econometrics 108: 1-24.
(22). Luetkepohl, H. (2005): New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Berlin, Heidelberg: Springer Verlag.
(23). MacKinnon, J. G. (1991). Critical values for cointegration tests. In: R. F. Engle and C. W. J. Granger (Eds.): Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Chapter 13, pp. 267-276. Oxford, UK: Oxford University Press.
(24). MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. Journal of Applied Econometrics, 11 (6), 601-618.
(25). Narayan, P.K. (2005): The Saving and Investment Nexus for China : Evidence from Cointegration Tests. Applied Economics, 37 (17), 1979-1990.
(26). Newey, W. K., and K. D. West. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. Econometrica 55: 703-708.
(27). Pedroni, P. 1999. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 61: 653-670.
(28). Pedroni, P. 2004. Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Econometric Theory 20: 597-625.
(29). Persyn, D. and J. Westerlund. 2008. Error Correction Based Cointegration Tests for Panel Data. Stata Journal 8 (2), 232-241.
(30). Pesaran, M.H. and Y. Shin (1999): An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In: Strom, S. (Ed.): Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
(31). Pesaran, M.H., Shin, Y. and R.J. Smith (2001): Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics, 16 (3), 289-326.
(32). Reinhart C. et K. Rogoff (2010), « Growth in a time of debt », NBER Working Paper Series, n° 15639.

ISSN: 2658-8455
Volume 5, Issue 7 (2024), pp. 1-23.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

(33). Ricciuti R., (2003), « Assessing ricardian equivalence », Journal of economics surveys, Wiley Blackwell, vol. 17(1), pp. 55-78.
(34). Seater J., (1993), « Ricardian equivalence », Journal of Economic Littérature (31), pp. 90-142.
(35). Westerlund, J. 2005. New simple tests for panel cointegration. Econometric Reviews 24: 297-316.
(36). Westerlund, J. 2007. Testing for Error Correction in Panel Data. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 69(6): 709-748.
(37). Zimmerman, D.L. (2020). Meilleure estimation linéaire non biaisée pour le modèle d'Aitken. Dans : Théorie des modèles linéaires. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-030-52074-8_11