

FINANCEMENT DES DEFICITS BUDGETAIRES PAR EMPRUNT ET LEURS EFFETS SUR LA SPHERE REELLE DES ECONOMIES DE LA CEDEAO

Par

Abdou-Aziz NIANG

Enseignant-chercheur, Maitre de Conférences Agrégé en Sciences Economiques, Université Assane Seck de Ziguinchor (SENEGAL).

aniang@univ-zig.sn

&

Moustapha SANE

Enseignant vacataire en Sciences Economiques, Université Assane Seck de Ziguinchor (SENEGAL).

m.sane1830@zig.univ.sn

Résumé– Ce papier a pour objet de voir la marge de manœuvre des Etats de la CEDEAO en termes de politique budgétaire sous endettement extérieur face aux déséquilibres budgétaires persistants. Il cherche à évaluer les effets macroéconomiques des déficits budgétaires conditionnés par la dette extérieure sur la période 2000-2016. Pour ce faire, nous proposons un modèle à effets de seuil simple avec effets fixes mettant en relation le déficit budgétaire (conditionné par le taux d'endettement extérieur) et la croissance du PIB réel. Le modèle ne rejette pas l'hypothèse d'un effet keynésien des déficits sur la croissance du PIB réel jusqu'à un taux d'endettement extérieur de 65.42 % du PIB. Au-delà de ce taux, on observe un effet marginal fort et positif de type anti-keynésien au sens de Perotti (1999). A ce taux optimal, nous nous rendons compte que sur la période d'étude considérée, seuls la Gambie et le Ghana qui ont dépassé ce taux avec un taux moyen de dette extérieure sur PIB de 79,18 % du PIB pour la Gambie et 80,52 % PIB pour le Ghana.

Mots clés : Déficits budgétaires, endettement extérieur, effets de non linéarité, croissance du PIB réel, CEDEAO.

Summary -The main of this paper is to study the room for maneuver of ECOWAS States in terms of fiscal policy under external debt in the face of persistent budgetary imbalances. It seeks to assess the macroeconomic effects of budget deficits conditioned by external debt over the 2000-2016 period. To do this, we propose a simple threshold effects model with fixed effects relating the budget deficit (conditioned by the external debt ratio) and real GDP growth. The model does not reject the hypothesis of a Keynesian effect of deficits on real GDP growth up to an external debt ratio of 65.42% of GDP. Beyond this rate, there is a strong

and positive marginal effect of the anti-Keynesian type as defined by Perotti (1999). At this optimal rate, we realize that over the study period considered, only The Gambia and Ghana which exceeded this rate with an average rate of external debt on GDP of 79.18% of GDP for The Gambia and 80, 52% GDP for Ghana.

Keywords: Budget deficits, external debt, effects of non-linearity, real GDP growth, ECOWAS.

Classification JEL : C33, E12 ; E 60, H60

Introduction

La politique budgétaire est une politique économique conduite au moyen du budget de l'Etat pris globalement, incluant les actions par les recettes et par les dépenses publiques. Il constitue le moyen le plus efficace pour résorber le chômage et entretenir une forte croissance. Les déséquilibres macroéconomiques et financiers constatés à la fin des années 70 étaient le résultat d'une combinaison de politiques internes inadaptées¹. Ces mêmes déséquilibres étaient à l'origine d'un environnement international instable et défavorable². Au cours de la décennie 1980-1990, nombre de pays de la zone d'Afrique subsaharienne ont eu recours à des Plans d'Ajustements Structurels (PAS) afin d'ajuster durablement les finances publiques³. De ces dérives budgétaires des années 70 et 80, ont résulté un endettement extérieur important et des arriérés de paiement significatifs. Les déficits publics ont apparu en étant préjudiciables à la croissance économique qui a fortement ralenti.

En revanche, dans les années 90 les efforts déployés en faveur du rééquilibrage budgétaire ont pu être un facteur de stimulation des produits intérieurs en zone francs (Plane *et al*, 2008). La plupart des pays en développement et notamment les pays africains ont connu des déséquilibres budgétaires importants qui sont à l'origine d'une forte contrainte pour l'offre des biens publics et de baisse de leurs performances macroéconomiques, (Chambas, 2005).

Récemment, les années 2000 sont marquées par de nombreux bouleversements au niveau de l'économie mondiale par le truchement de la crise économique et financière internationale, suite à une augmentation vertigineuse des déficits et de l'endettement publics qui, sous une dimension donnent lieu à des mesures de rigueur voire d'austérité dans les pays de l'Union européenne et aux Etats-Unis. Ce qui donne ainsi une priorité à la question de la maîtrise des déséquilibres budgétaires dans les zones d'intégration économique⁴. Les effets systémiques de la crise ont été particulièrement sévères, n'épargnant aucune région du monde. Devant l'ampleur de celle-ci, les économies avancées, ont mis en œuvre des politiques contra-cycliques qui se sont traduites par des plans de sauvetage du système financier aux coûts inédits, ainsi que par l'adoption de mesures de relance toutes aussi onéreuses⁵.

Dans l'Union Européenne, la discussion sur les effets des déficits budgétaires s'est récemment réorientée sur les problèmes de financement de l'investissement public en gardant

¹ Il s'agit : du recours excessif à l'emprunt, de la mise en place de projets non productifs, des prélèvements sur le secteur agricole pour financer l'appareil administratif, des interventions publiques inefficaces et coûteuses et surtout une gestion laxiste des finances publiques.

² On cite en exemple : les périodes d'inflations et de récessions issues des chocs pétroliers (1973 et 1979), fluctuations des prix des matières premières.

³ Rappelons à ce sujet que les trois objectifs fondamentaux de ces ajustements étaient : le retour à l'équilibre budgétaire, l'équilibre de la balance commerciale et l'équilibre de la balance des paiements.

⁴ En exemple, au début des années 80 lorsque les pays de la zone UEMOA subissaient une crise de la dette. Celle-ci s'est traduite par un niveau d'endettement public extérieur très élevé et un service de la dette qui pesait fortement sur leurs finances publiques. L'explosion des ratios d'endettement et l'incapacité des pays de l'Afrique subsaharienne à faire face aux obligations du service de la dette a entraîné de la part du FMI et des institutions de l'UEMOA l'imposition de mesures d'austérité plafonnant les déficits budgétaires et fixant des seuils de soutenabilité de la dette publique.

⁵ La politique contra-cyclique est synonyme de politique anticyclique de régulation conjoncturelle mais qui suppose l'existence de cycles de l'activité comme l'élaboration de budgets cycliques. Elle est une mesure ou un flux en opposition de phase dans le cycle conjoncturel : le flux contra-cyclique augmente pendant la phase de contraction ou de récession et baisse pendant la phase d'expansion, (lexique d'économie Dalloz, 2014).

toute leur actualité (Minea et Villieu, 2009). Selon un premier scénario, des déficits plus élevés aujourd'hui conduisent à une dette plus importante demain, dont la charge financière pourrait exercer un effet d'éviction sur l'investissement public. Un second scénario défend au contraire l'idée qu'un déficit plus élevé aujourd'hui pourrait procurer des ressources pour l'investissement public, pouvant élever le sentier de croissance à long terme.

Dans la discussion sur les règles budgétaires dans la zone Euro par exemple, cet argument a été invoqué pour justifier l'adoption d'une « règle d'or » des finances publiques, autorisant le financement par endettement des dépenses publiques d'investissement, afin d'éviter que les critères du Pacte de Stabilité et de Croissance restreignent trop fortement l'investissement public, (Minea et Villieu 2009).

Dans des contextes de fort endettement, des auteurs ont récemment renouvelé la réflexion en postulant qu'une contraction budgétaire pouvait induire un effet positif « anti keynésien » sur l'activité Perotti, (1999). Ces scénarios attestent de l'existence d'effets non linéaires des déficits (conditionnés par la dette) sur l'activité économique. Et se rendre compte de non linéarités dans l'effet des déficits publics nécessite d'utiliser un modèle à changements de régimes [voir en particulier Perotti, (1999), puis récemment Minea et Vilieu, (2009)].

Dans la logique de ce qui précède, l'hypothèse posée est que l'impact de la politique budgétaire sur l'activité diffère selon un niveau d'endettement à déterminer. L'impact du solde budgétaire sur l'activité économique peut être négatif en régime « normal », c'est-à-dire lorsque la dette est inférieure ou égale à un seuil endogène (effet keynésien). En régime « critique », c'est-à-dire lorsque l'endettement est supérieur à ce seuil, l'impact peut être nul (effet non-keynésien) ou positif (effet anti-keynésien), (Plane et al, 2005).

L'effet keynésien de la politique budgétaire s'inscrit dans une perspective keynésienne. La régulation de la croissance économique par l'État passe par des actions budgétaires contracycliques. Cette orientation amène les pouvoirs publics à soutenir l'activité dès lors que la demande des agents est déprimée et à la freiner lorsque son emballement fait craindre des déséquilibres internes et externes. L'effet multiplicateur est le terme utilisé pour décrire l'impact que les variations de l'offre monétaire peuvent avoir sur l'activité économique. L'effet keynésien s'inscrit dans le même cadre que l'effet multiplicateur.

Bertola et Drazen (1993) puis Sutherland (1997) ont montré qu'il pouvait exister un seuil psychologique de dette publique rendant l'ajustement budgétaire inévitable. Confrontés à un endettement public soutenable, les agents supposent que le remboursement de la dette reposera sur les générations futures. Dans ce cas, un déficit a des effets keynésiens. En revanche, en présence d'une dette jugée non soutenable, les agents s'attendent à supporter eux-mêmes le poids des remboursements, de sorte que les effets du déficit deviennent non-keynésiens ou anti-keynésiens.

La nouvelle théorie anti-keynésienne (NAK) des finances publiques traite également la question du déficit sous l'angle de l'inefficacité des politiques budgétaires de stabilisation pour deux raisons principales. D'abord, les autorités étatiques utilisent la politique budgétaire d'une manière non efficiente et à des fins électoralistes en lieu et place de la régulation. Ensuite, les États ne font pas l'effort nécessaire en période de bonne conjoncture d'où une hausse récurrente des déficits publics conduisant à une accumulation de dette publique.

La CEDEAO est un espace géographique regroupant un ensemble de 15 pays, de monnaies différentes. Le projet de réalisation de la monnaie unique en zone CEDEAO se heurte à plusieurs difficultés. Parmi elles, le déficit budgétaire abyssal des États et une dette

extérieure excessive. S'endetter n'est pas mal en soi, mais il y a une bonne et une mauvaise dette. Celle qui consiste à payer des salaires est une mauvaise dette. Par contre, s'endetter pour effectuer des investissements durables et rentables est un choix judicieux. Dans un contexte de déficits publics persistants, quelle analyse a-t-on de la dette sur la sphère réelle des économies de la CEDEAO face aux déficits budgétaires ? Pris comme outil de politique économique, le déficit budgétaire permettait au mieux de stimuler l'économie et au pire de limiter les effets d'une récession.

Afin de mieux aborder notre problématique, nous procédons par quatre étapes. D'abord, après avoir décliné le contexte, nous abordons sous un deuxième angle quelques éléments de revue de la littérature. Dans la troisième partie, nous abordons l'approche empirique des effets macroéconomiques non linéaires des déficits budgétaires avant de terminer en dernière partie par présenter les résultats et les implications de politiques économiques.

1. Contexte: faits stylisés

Les enjeux qui s'attachent à l'endettement extérieur, la persistance des déficits et aux moyens de les corriger sont particulièrement soulignés par l'actualité. Ainsi, il nous semble être intéressant de contribuer à ce débat à travers cette activité de recherche.

En effet, la résurgence des réflexions portant sur la question de l'intégration économique régionale dans les pays africains intervenait à partir des années 1990. Ce regain d'intérêt pour l'intégration économique a suscité du coup des débats sur l'efficacité de la politique budgétaire dans les unions monétaires africaines. Cet aspect donne un enjeu scientifique et politique à ce sujet. Scientifique parce qu'elle vise à apporter à la littérature existante sur les effets de la politique budgétaire dans les pays en développement. Spécifiquement, il s'agit d'une contribution éventuelle à l'avancement des connaissances en ce qui concerne l'inefficacité de la politique budgétaire et la nécessité d'imposer des règles budgétaires dans cette zone d'intégration. Elle est ensuite pratique car s'appuyant sur la dimension politique de l'enjeu réel de l'endettement extérieur et des déficits budgétaires.

L'analyse empirique est basée sur les fondements des règles budgétaires en union monétaire où les règles budgétaires sont généralement adoptées en vue d'établir une discipline budgétaire, c'est-à-dire, soit éviter des déficits publics persistants qui conduisent à un endettement public croissant (maintenir la soutenabilité des finances publiques) ; soit empêcher un accroissement de la taille du gouvernement qui se traduirait, à terme, par une hausse de la pression fiscale. Voici les raisons pour lesquelles un tel sujet nous intéresse.

Pour préparer l'approche empirique, nous présentons dans le tableau ci-dessous les faits stylisés ayant trait au solde net du compte financier et au stock de la dette (en % du PIB) dans les pays de la CEDEAO.

Tableau 1 : Solde net du compte financier et stock de la dette (en % du PIB) dans les pays de la CEDEAO : moyenne sur la période 2000-2016

Pays	Solde net du compte financier	Stock de la dette extérieure
Burkina Fasso	1,997	25,773
Bénin	-3,676	28,160
Cabo Verde	-4,356	59,398
Côte d'Ivoire	1,576	36,942
Gambie	-3,409	79,183

Ghana	-3,430	80,520
Guinée	-4,431	64,703
Mali	-3,080	40,542
Niger	-5,776	42,959
Nigéria	2,634	32,555
Sénégal	-4,525	40,052
Togo	-4,217	45,119
Moyenne	-2,557	47,992
Norme CEDEAO	$\leq -3 \%$	$\leq 70 \%$

Source : Auteur à partir des données de WDI

Dans ce tableau, le déficit moyen est évalué à (-2,557 % du PIB) alors que la dette est en moyenne de 47,992% du PIB. Excepté le Burkina Fasso, la Côte d'Ivoire et le Nigéria qui ont enregistré un solde positif, tous les autres pays ont en moyenne un solde négatif sur la période considérée. Le solde positif pourrait s'expliquer le statu de ces pays en termes de position économique. Ces pays enregistrent parfois un solde commercial positif dû aux avantages commerciaux qu'ils ont par rapport aux autres.

2. Eléments de revue de la littérature

2.1. Aperçu des enjeux

De nombreuses études examinent le rôle des excédents et des déficits budgétaires gouvernementaux affectant la croissance économique. Fischer (1993) note que d'importants déficits budgétaires et la croissance sont liés négativement. Parmi d'autres variables telles que l'inflation et les marchés des changes déformées, il souligne l'importance de la politique budgétaire instable et durable, de parvenir à un cadre macroéconomique stable. Sous une autre dimension, l'introduction des effets de seuil à l'avantage de prendre tous azimuts les effets de la politique budgétaire. La non linéarité des mesures budgétaires permet de prendre en considération toutes les réactions possibles sur la croissance économique à la suite d'un changement de la politique budgétaire.

Autrement dit, une mesure budgétaire de relance ou de rigueur peut avoir trois effets différents selon le contexte économique et les circonstances accompagnant la mise en place de ladite mesure budgétaire. Les effets de la politique budgétaire sur la croissance économique, sont en réalité plus complexes qu'en théorie. L'avantage en termes d'effets de seuil vise à remettre en question le déterminisme des différentes écoles de pensée qui ont essayé toujours de dessiner pour la mesure budgétaire une trajectoire claire et prédéfinie.

Plusieurs auteurs ont essayé d'expliquer les effets non linéaires de la politique budgétaire, avec comme point commun, la prise en considération des anticipations et réactions des différents agents économiques. Au cœur de la réflexion sur les effets de seuil, nous trouvons toujours la question de l'endettement. La coexistence des différents régimes budgétaires (Keynésien, non Keynésien, Anti Keynésien) conditionnels aux taux d'endettement public est désormais possible : Pour un niveau d'endettement inférieur à un seuil, le régime sera considéré par les agents économiques comme étant keynésien.

2.2. Les effets non linéaires des déficits sur l'activité économique

Du point de vue empirique, plusieurs contributions récentes, parmi lesquelles Perotti (1999) et Givazziet *al.*(2000), traitent des effets non linéaires des déficits budgétaires. En particulier, Perotti (1999) évoque l'existence d'un effet non linéaire du déficit sur la croissance économique en fonction du ratio de dette publique. Un des grands principes macroéconomiques est que la politique budgétaire peut servir à stimuler la demande globale et à relancer une économie stagnante.

Par ailleurs, un nombre croissant d'études, portant essentiellement sur des pays industrialisés, semblent indiquer qu'une politique budgétaire expansionniste ne permet pas toujours de sortir une économie d'une récession. Minea et Villieu (2009), proposent une évaluation empirique des effets non linéaires du déficit public sur la croissance économique, en fonction du ratio de dette publique. Ils concluent que lorsque la dette publique est très forte, le poids de la charge de la dette peut provoquer un retournement de signe dans l'effet du déficit sur la croissance économique (qui peut devenir négatif).

Dans un modèle de croissance exogène stochastique, Sutherland (1997) essaye d'identifier des effets non linéaires en fonction du ratio de dette publique, mais il ne s'intéresse pas à la croissance de long terme. Minea et Villieu (2005), proposent des modèles de croissance endogène avec dépenses publiques productives à la Barro (1990) dans lesquels les effets non linéaires proviennent de la présence d'équilibres multiples, alors que dans ce papier nous étudions plus précisément les effets de seuil associés au déficit budgétaire dans un modèle non quadratique.

Minea et Villieu (2008), proposent un modèle théorique simple mettant en évidence un effet non linéaire entre les déficits budgétaires et la croissance économique, en fonction du ratio de dette publique sur PIB. Ils arrivent à la conclusion selon laquelle, lorsque la dette publique est faible, l'impact du déficit est positif, car la hausse de la charge de la dette peut être absorbée par une réduction des dépenses publiques de consommation. En revanche, lorsque la dette est élevée, il n'est plus possible d'abaisser les dépenses de consommation publique, et l'ajustement s'opère par les dépenses d'investissement, de sorte que la relation entre déficit et croissance économique devient négative. Ils tentent de confirmer la robustesse de ce résultat à l'aide d'une analyse empirique portant sur dix-neuf pays de l'OCDE. Leurs estimations soutiennent l'existence d'une relation non linéaire entre déficit et croissance, en fonction du ratio de dette publique. Leur modèle théorique part d'une supposition selon laquelle, il existe une relation positive entre la croissance à long terme et les dépenses publiques productives (celles qui améliorent la productivité marginale du capital privé. En notant g les dépenses publiques productives et Y le PIB, ils postulent une relation positive entre le taux de croissance économique de long terme γ et le ratio des dépenses publiques productives ($g \equiv G/Y$)

$$\gamma \equiv \gamma(G/Y) = \gamma(g) \text{ avec } \gamma > 0 \quad (1)$$

En outre ils supposent désormais, à la différence du modèle de Barro (1990) dans lequel les dépenses publiques sont exclusivement financées par impôt, que le gouvernement puisse faire appel au financement par endettement. Pour ce faire, on considère que le ratio du déficit budgétaire (D) au PIB (Y) est constant à long terme.

$$\delta \equiv D/Y \quad (2)$$

Soient r le taux d'intérêt réel, G_c les dépenses publiques de consommation, $\tau \in (0,1)$ le taux proportionnel d'imposition sur le revenu et B le stock de dette publique, la contrainte budgétaire du gouvernement s'écrit, en temps continu :

$$\dot{B} = rB + G_c + G - \tau Y \quad (3)$$

Intéressons-nous à la situation de long terme, et réécrivons la contrainte budgétaire du gouvernement sous la forme :

$$(\delta + \tau)Y = (rB + G_c) + G \quad (4)$$

Dans la relation (4), les dépenses publiques productives G sont séparées des dépenses improductives (dépenses de consommation G_c et charge de la dette rB), qui n'exercent aucun effet direct sur la croissance. On suppose qu'il existe un certain ratio incompressible de consommation publique \bar{g}^c (ce ratio pouvant être nul). Tant que ce ratio minimal n'est pas atteint, le gouvernement consacre une fraction $\alpha \in (0,1)$ de ses ressources (impôt et déficit) aux dépenses productives.

Par conséquent, les dépenses improductives représentent une partie $1 - \alpha$ des recettes du gouvernement :

$$\begin{aligned} G &= \alpha(\delta + \tau)Y \leftrightarrow g = \alpha(\delta + \tau) \\ rB + G_c &= (1 - \alpha)Y \leftrightarrow g^c + rb = (1 - \alpha)(\delta + \tau) \end{aligned} \quad (5)$$

Avec : $g^c = G^c/Y$ et $b = B/Y$

Lorsque la consommation publique atteint le ratio minimum \bar{g}^c la contrainte budgétaire détermine le montant de dépenses publiques productives

$$\begin{aligned} g^c &= \bar{g}^c \\ g &= (\delta + \tau) - (rb + \bar{g}^c) \end{aligned} \quad (6)$$

Une condition nécessaire à l'existence d'un sentier de croissance équilibré à long terme est que toutes les variables croissent au même taux γ ; ils en déduisent le ratio stationnaire de dette publique sur PIB, à savoir :

$$b = B/Y = B/\dot{B} * \dot{B}/Y = \delta/\gamma$$

À long terme, le modèle engendre donc deux régimes.

Dans le premier régime, les dépenses publiques de consommation sont supérieures au seuil limite \bar{g}^c . Le modèle est représenté par le système :

$$\begin{aligned} (a) \quad \gamma &= \gamma(g), \gamma'(g) > 0 \\ (b) \quad g^c &= (1 - \alpha)\tau + (1 - \alpha - r/\gamma)\delta > \bar{g}^c \\ (c) \quad g &= \alpha(\delta + \tau) \end{aligned} \quad (7)$$

Une hausse du ratio de déficit augmente le ratio de dépenses publiques productives dans (7c), et également la croissance dans (7 a). Elle engendre également une diminution des dépenses publiques de consommation dans (7 b). En effet, à long terme γ représente le taux de croissance de la dette publique, qui doit être inférieur au taux d'intérêt réel r pour respecter la condition de solvabilité ($\gamma < r$). Pour éviter les jeux de Ponzi, le taux de croissance de la dette publique (et de l'économie, en croissance régulière) doit être strictement inférieur au taux d'intérêt réel. Par conséquent, $(1 - \alpha - \frac{r}{\gamma}) < 0$ et une hausse du déficit provoque une diminution du ratio des dépenses publiques de consommation g^c dans (7b).

Dans ce premier régime, une hausse du déficit améliore donc la croissance de long terme, tout en engendrant un nouveau besoin de financement de l'État, qui ne peut être compensé que par un ajustement à la baisse des dépenses de consommation g^c . Autrement dit, une hausse du déficit pour financer des dépenses publiques productives augmente la croissance, à condition que le ratio de consommation publique diminue.

Dans le second régime, le seuil minimal du ratio de consommation publique est atteint, tandis que le ratio de dépenses publiques productives provient de la contrainte budgétaire du gouvernement :

$$\begin{aligned}
 (a) \quad & \gamma = \gamma(g), \gamma'(g) > 0 \\
 (b) \quad & g^c = \bar{g}^c \\
 (c) \quad & g = \tau - (1 - r/\gamma)\delta
 \end{aligned} \tag{8}$$

Par rapport au premier régime, une hausse du déficit dans ce second régime diminue les dépenses publiques productives (puisque la condition de solvabilité implique $\gamma < r$, et par conséquent provoque une baisse de la croissance économique.

Du point de vue économique, l'apparition de ce second régime est conditionnée par la présence d'un fort effet d'éviction par la charge de la dette dans la contrainte budgétaire du gouvernement. Lorsque la charge de la dette (en pourcentage du PIB) est faible, le gouvernement peut diminuer le ratio de dépenses publiques de consommation, afin d'éviter toute contraction des dépenses productives. Mais, à un certain moment, le poids de la charge de la dette devient tellement important que le gouvernement bute sur le ratio minimal de dépenses publiques de consommation \bar{g}^c . La valeur seuil du ratio de dette au-dessous (au-dessus) duquel l'économie se situe dans le premier (second) régime est :

$\bar{b} = \frac{(1-\alpha)\delta - \bar{g}^c}{r}$. Cette valeur seuil est décroissante avec la part des ressources allouées aux dépenses publiques productives, le niveau incompressible des dépenses publiques de consommation \bar{g}^c et le taux d'intérêt réel.

En conséquence, une hausse du déficit public pourra provoquer des effets non linéaires sur la croissance économique à long terme. Lorsque le ratio de dette publique est suffisamment faible (inférieur à \bar{b} seuil), de sorte que la charge de la dette l'est également, une hausse du déficit, accompagnée par une baisse des dépenses publiques de consommation, peut augmenter la croissance économique. Au contraire, lorsque la dette publique est élevée (supérieure à \bar{b} seuil), de sorte que l'effet d'éviction par la charge de la dette est conséquent, le gouvernement ne peut plus diminuer les dépenses de consommation. Dans ce cas, l'ajustement s'opère par une diminution des dépenses productives et donc de la croissance économique. Ainsi, l'effet du déficit public sur la croissance économique dépend fondamentalement de la valeur du ratio de dette sur PIB, comme chez Sutherland (1997), mais sans passer par des chocs sur les anticipations des ménages.

3. Effets non linéaires macroéconomiques des déficits budgétaires

3.1. Les Éléments de base de l'approche empirique

Il existe peu de travaux relatifs à la prise en charge de la non-linéarité et plus particulièrement dans les pays en développement. La non-linéarité est une caractéristique importante de la dynamique des agrégats macroéconomiques. Sa modélisation requiert alors une attention particulière dans le choix du modèle à utiliser. Les études antérieures ont montré que la voie la plus fructueuse pour la modélisation de la non-linéarité se révèle être celle des

modèles à changement de régimes. Les raisons de ce choix sont simples, outre le fait que ces modèles fournissent une explication économique de cette non-linéarité, ils sont aussi capables d'autoriser une série économique à posséder une dynamique différente suivant les régimes ou les Etats du monde. Pour cela, nous présentons deux méthodes principales d'estimation des effets de seuil. Il s'agit par excellence du mécanisme de la transition brutale ou modèle PTR proposé par Hansen (1999) et celui PSTR de Gonzales *et al.* (2005).

Le premier (PTR) est utilisé lorsque l'on a une fonction indicatrice où le passage d'un régime à un autre peut s'effectuer en une période en comparant la variable de transition à un seuil. Si cette variable est inférieure ou supérieure au seuil, la transition se réalise instantanément. Dans ce type de modélisation, la variable dépendante est générée par deux processus distincts. On se situe dans la dynamique d'un processus ou d'un autre suivant la valeur prise par une variable dite variable de transition. La non-linéarité dans ce cadre rend inopérantes les méthodes d'estimation usuelles.

En plus de la méthode PTR, il y a la méthodologie avec le mécanisme de transition lisse ou modèle PSTR. Cette modélisation (Panel Smooth Transition Régression models) est plus récente que le mécanisme à transition brutal (PTR) et constitue une extension de cette dernière. Elle a été mise en place par Gonzales *et al.* (2005) et permet de représenter des situations dans lesquelles la transition se fait progressivement. Dans ce cas la fonction de transition ne sera pas indicatrice mais continue et bornée entre 0 et 1. L'avantage réside dans le fait que l'appartenance à un régime dépend de la fonction de transition et de la distance séparant le seuil et la variable de transition. Le passage d'un régime à un autre n'est ni daté ni définitif. Il est juste déterminé de façon endogène en fonction du seuil. Il existe deux interprétations possibles du modèle PSTR. Il peut être considéré comme un modèle possédant une infinité de régimes qui est bornée par deux régimes extrêmes. Il est alors possible de l'interpréter comme un modèle en données de panel linéaire et hétérogène, où les coefficients peuvent varier suivant les individus et la période de temps considérée. La deuxième possibilité consiste à interpréter le modèle PSTR comme un modèle non linéaire, où le système transite progressivement entre deux régimes extrêmes linéaires et homogènes. Théoriquement, un mécanisme de transition lisse entre les régimes peut être modélisé à partir de diverses fonctions de transition du moment qu'elles sont continues et intégrables sur $[0,1]$.

González *et al.* (2005) ont proposé de retenir une fonction de transition logistique d'ordre m . D'un point de vue empirique, González *et al.* (2005) indiquent qu'il est habituellement suffisant de considérer $m = 1$ ou $m = 2$. Ces valeurs autorisent en général les variations nécessaires des coefficients de pentes afin de tenir compte d'une majorité des cas de non-linéarités dus à des changements de régimes. Par ailleurs, la vitesse de transition entre les régimes dépend du paramètre de lissage γ . En effet, on constate que plus le paramètre de lissage est grand, plus la transition entre les deux régimes est brutale. Plus particulièrement, lorsque le paramètre de lissage tend vers l'infini, la fonction de transition tend vers une fonction indicatrice, le modèle PSTR possède alors le même mécanisme de transition qu'un modèle PTR à deux régimes. En revanche, la fonction de transition devient constante quand γ tend vers 0, le modèle PSTR se ramène alors à un modèle de panel linéaire à coefficients homogènes et effets fixes individuels. A l'image de la méthodologie des tests de régimes à transition brutale, dans la méthodologie PSTR, la première étape consiste à tester la linéarité, en cas de non rejet de l'hypothèse nulle, la stratégie de test s'arrête, et il faut alors

recommencer avec une nouvelle hypothèse alternative par exemple une nouvelle variable de transition.

En revanche, si l'hypothèse de linéarité est rejetée, deux tests de mauvaises spécifications qui avaient été définis à l'origine sur des modèles univariés par Eitrheim et Terasvirta (1996) doivent être successivement mis en place. Plus précisément pour les tests de mauvaises spécifications, deux tests adaptés par González et al. (2005) en données de panel sont abordés : le test de constance des paramètres et le test de non linéarité résiduelle. Le second est effectué lors du rejet de la linéarité afin de déterminer le nombre de fonctions de transition à employer.

Dans la logique de ce qui précède, on fait l'hypothèse que l'impact de la politique budgétaire sur l'activité diffère selon un niveau d'endettement à déterminer. Il existe deux catégories de modèles permettant de modéliser un effet de seuil. Il y a les modèles dont le seuil est fixé de façon exogène (Tsay, 1989). L'impact différencié des politiques budgétaires a été alors diversement mis en évidence. Alesina et al (2002) ont, par exemple, évalué l'impact des chocs budgétaires sur l'investissement privé. Ils montrent que la composition de l'ajustement budgétaire, dépenses versus recettes, est déterminante pour l'évolution de l'investissement privé avec un effet de seuil non significatif. Giavazziet al (2000) ont cherché à établir la corrélation entre le solde budgétaire et l'épargne nationale. Leurs résultats font apparaître des relations non-linéaires généralement significatives. Ces modèles à effet de seuil exogène ont la souplesse de la modélisation, mais leurs caractéristiques ad hoc en atténuent la portée analytique.

En outre, par prolongement de la méthode PTR de Hansen (1999), Wang (2015) propose la modélisation avec effets fixes en panel sous effet de seuil. C'est une révision de la procédure d'estimation de l'approche PTR de Hansen (1999). Pour la continuité des travaux de Hansen (1999), Wang (2015) intervertit le LR Statistic pour construire l'intervalle de confiance de l'estimateur du seuil. Pour sa mise en œuvre, Wang (2015) introduit une nouvelle option de commande⁶ : `xthreg`. Les modèles d'effets de seuils à effets fixes requièrent l'utilisation de panel cylindré qui est automatiquement contrôlé par `xthreg`. Les modèles à effets de seuil sont largement utilisés en macroéconomie et en analyse financière à cause de leur simplicité et de leurs claires implications en matière de politiques économiques. Néanmoins avec ces modèles les estimations et les inférences sont compliquées par l'inconfort de paramètres. Pour combattre ces limites, Hansen (1999) a proposé les modèles d'effets de seuil à effets-fixes en panel. Et il existe une défaillance de littérature concernant les modèles à effets de seuil en panel et il n'y a pas toujours un développement de théories pour surmonter largement les intervalles de confiances qui en découlent. De la même manière que les méthodes PTR et PSTR, on peut adapter le modèle avec plusieurs seuils en utilisant les résultats antérieurs.

De ce fait dans ce papier, notre préférence va pour la mise en évidence de seuil(s) déterminé(s) de façon endogène selon la méthode de Hansen (1996, 1999) puis récemment avec Wang (2015). La raison de notre choix est que cette méthode est la plus récente de l'estimation des modèles à effets de seuil avec effets fixes et par mesure de prudence nous l'utilisons parce que l'auteur l'a adapté sous STATA qui est notre logiciel de travail. Dans la

⁶Wang Q., (2015), « Fixed-effect panel threshold model using Stata », *The Stata Journal*(2015), 15 Number 1, pp. 121–134

suite, ce modèle est choisi du fait que le mécanisme de transition s'effectue dans notre application à l'aide d'une variable de transition et d'un seuil observable. Le modèle de Hansen se trouve être le cadre de référence dans la mise en évidence de l'impact budgétaire sur l'activité économique, conditionnellement au niveau de la dette publique. La modélisation en termes d'effet de seuil avec effets fixes se fera sur données de panel portant sur 12 pays de la zone CEDEAO. La particularité du modèle proposé réside dans sa capacité à engendrer une dynamique différente selon l'état de l'économie des pays.

Et dans le cas d'une étude spécifique à une zone comme celle de la CEDEAO, l'utilisation des données panel est l'une des méthodes les plus appropriées. En effet, cette technique permet non seulement de capter les effets dynamiques dans le comportement des agents, mais elle facilite aussi le contrôle de l'hétérogénéité individuelle et/ou temporelle.

L'utilisation de données de panel accorde plus de variabilité et de précision, permet de tenir compte de l'influence des caractéristiques non observables. Elles ont aussi l'avantage d'entraîner moins de risque de multicollinéarité parmi les variables, plus de degrés de liberté et plus de performance. Celles-ci favorisent l'étude de la dynamique du changement en permettant de capter des effets de court et long terme. En effet, la prise en compte des données individuelles et temporelles permet de mieux appréhender les différents facteurs et expliquer la croissance.

3.2. Le modèle empirique

On modélise l'impact de la politique budgétaire, que l'on considère comme conditionnel au niveau d'endettement, à partir de la relation entre un solde net du compte financier (DEF) et l'output taux de croissance réel du PIB (Piban). Nous utilisons le modèle général à effet de seuil suivant :

$$Piban_{it} = \alpha_i + \beta X + \theta DEF_{it} + (Debt_{it} \leq \gamma) + \Pi DEF_{it} I(DEF_{it} > \gamma + \varepsilon_{it}) \quad (3.9)$$

θ et Π sont les effets marginaux qui peuvent être différents suivant le régime de la politique budgétaire. On distingue ainsi un régime normal, lorsque le niveau d'endettement mesuré par le rapport de la dette extérieure publique au PIB ($Debt_{it}$) est inférieur ou égal au seuil (γ), et un régime critique lorsque celui-ci est supérieur. En l'occurrence, $I(Debt_{it} \leq \gamma)$ est égal à 1 lorsque $Debt_{it} \leq \gamma$ et 0 sinon. De façon similaire, $I(Debt_{it} > \gamma)$ est égal à 1 lorsque :

$Debt_{it} > \gamma$ et 0 sinon. On retient ici que les agents interprètent l'impact budgétaire en fonction de la dette courante dont le niveau suscite potentiellement un changement de régime instantané. L'absence de décalage entre le déficit budgétaire (DEF_{it}) et la dette (Debt) suggère que les agents forment des anticipations en utilisant toute l'information disponible à l'instant t .

Le seuil endogène ainsi déterminé n'a pas de dimension normative. Sa valeur ne préjuge pas d'un niveau de dette optimal ou soutenable dont le calcul nécessiterait de mettre le solde budgétaire en relation avec la croissance du produit réel et le coût réel de la dette. L'impact du solde budgétaire sur l'output ($Piban$) peut être négatif en régime normal, c'est-à-dire lorsque la dette est inférieure ou égale à un seuil endogène (effet keynésien $\theta < 0$). En régime critique, c'est-à-dire lorsque l'endettement est supérieur à ce seuil, l'impact peut être nul (effet non-keynésien, $\pi = 0$) ou positif (effet anti-keynésien > 0), Perotti (1999).

Le vecteur X est un vecteur de variables qui permet de contrôler pour l'action des variables de politique économique autre que le solde budgétaire. Dans notre modèle X est un vecteur de variables⁷.

Par ailleurs, la partie précédente a montré la nécessité de prendre ces variables en considération. Par α_i , on désigne les effets spécifiques pays que l'on considère comme des effets fixes. Cette hypothèse restrictive signifie que toute l'hétérogénéité inobservable entre les pays est de caractère additif. ϵ_{it} est un bruit blanc indépendamment et identiquement distribué (iid) de moyenne nulle et de variance constante de moyenne nulle et de variance constante.

✓ Détermination du seuil et tests sur la linéarité du processus

Dans une première étape, on cherche à déterminer un niveau de seuil optimal. On utilise pour cela la procédure de trimming impliquant de balayer toutes les valeurs de la série considérée pour l'effet de seuil après avoir éliminé 10 % des valeurs extrêmes de chaque côté de la distribution. Cette procédure conduit à une partition des observations laissant suffisamment de points dans chaque régime pour estimer les paramètres du modèle. Ainsi, le niveau de seuil optimal (\hat{Y}), à la fois constant dans le temps et identique pour tous les pays, est celui qui correspond à la valeur de Y qui minimise la somme des carrés des résidus (S_1) :

$$\hat{Y} = \arg \min S_1(Y) \text{ avec } S_1(Y) = \hat{\epsilon}(Y)' \hat{\epsilon}(Y) \quad (10)$$

Dans une seconde étape, à la suite de l'identification du niveau du seuil optimal, l'hypothèse de linéarité du processus est testée :

$$(H_0 : \theta = \Pi \text{ versus } H_1 : \theta \neq \Pi).$$

Dans l'hypothèse nulle de la linéarité, la non-identification du seuil interdit le recours aux inférences usuelles. Pour remédier à ce problème, Hansen (1999) propose une statistique de Fisher (F_1) qui permet de comparer les modèles avec et sans rupture. Soit S_0 et S_1 , respectivement la somme des carrés des écarts dans l'hypothèse H_0 de linéarité et H_1 de non-linéarité et δ^2 la variance estimée des résidus. Dans l'hypothèse H_0 , nous avons :

$$F_1 = \frac{(S_0 - S_1(\hat{Y}))}{\delta^2} \quad (11)$$

La distribution de la statistique F_1 est obtenue à partir d'un bootstrap classique non paramétrique qui permet de dériver une distribution de la statistique.

Par ailleurs, Hansen (1999) propose de construire un intervalle de confiance sur la base du ratio de maximum de vraisemblance calculé pour tout Y afin d'établir un intervalle de non-rejet de la significativité du seuil :

$$LR1(Y) = \frac{(S_1(Y) - S_1(\hat{Y}))}{\delta^2} \quad (12)$$

⁷Composé :

- ✓ Des investissements directs étrangers (IDE) ;
- ✓ De l'ouverture commerciale (OC) ;
- ✓ Du crédit intérieur fourni par le secteur privé (CI) ;
- ✓ De la formation brute de capital fixe (FBCF) ;
- ✓ Du taux d'intérêt réel (T_i) ;
- ✓ Et de l'inflation (INF).

Pour la valeur du seuil endogène identifié, c'est-à-dire $Y = \check{Y}$, le ratio de maximum de vraisemblance ($LR1$) est nul et tend vers une variable aléatoire λ dont la fonction de distribution est :

$$P(\lambda < x) = \left(1 - \exp\left(-\frac{x}{2}\right)\right)^2$$

L'inversion de cette distribution permet de dériver l'expression $C(\alpha) = -2\log(1 - 1 - \alpha)$ nécessaire à la détermination de l'intervalle de confiance. Ce dernier correspond, pour un seuil de risque α , aux valeurs de Y telles que : $LR1(Y) \leq C(\alpha)$.

4. Présentation des résultats et implication de politiques économiques

4.1. Présentation des résultats

Après avoir lancé la régression, les résultats apparaissent sur quatre tableaux⁸. La première partie montre le résultat de l'estimation et les résultats du bootstrap. Le second présente l'estimation sous modèle à effet de seuil simple mis en évidence dans le tableau ci-dessous.

Tableau 1: Estimation d'un seuil unique

Threshold estimator (level = 95):

model	Threshold	Lower	Upper
Th-1	65.4235	54.9816	66.5545

Threshold effect test (bootstrap = 300):

Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob	Crit10	Crit5	Crit1
Single	2134.4326	11.4141	11.48	0.0700	9.8912	12.2084	17.8938

Source : Résultats des estimations

Dans ce tableau, la deuxième partie liste les tests des effets de seuil, le F statistic (Fstat), la valeur de la probabilité du F statistic (Prob) et les valeurs critiques aux différents seuils de significativité usuel (10%, 5% et 1%). Les résultats de ce tableau dépendent de la valeur du seuil. Dans notre cas, le modèle à effet de seuil simple montre que le seuil est évalué à hauteur de 65.4235 % avec un niveau de confiance de 95% dans l'intervalle [54.5762 ; 66.5545]. Le F Statistic est significatif au seuil de 10 % avec une probabilité de 0.0700, par conséquent nous rejetons le modèle linéaire. Puis que le modèle linéaire est rejeté, il existe donc au moins un effet non linéaire et nous évaluons la suite pour voir si on peut se retrouver avec une modélisation à double ou à seuil triple. De ce qui suit, nous lançons le modèle à effet de seuil triple basé sur les résultats ci-dessus. L'état des valeurs est ajusté de 0.01 et 0.05 pour la deuxième et la troisième estimation du seuil. Il faut noter que pour rééquilibrer les proportions, le seuil simple doit être établi parce que xthreg recherche le second seuil en l'alignant dans le modèle à seuil simple. Nous ramenons le nombre de bootstrap à 300 pour le double et le triple modèle à effet de seuil ; néanmoins nous le ramenons de 0 pour le modèle à seuil simple parce l'option complète imposée est bs (0 300 300). Dans le tableau de l'estimation de l'effet de seuil, Th-21 et Th-22 montrent deux sous double effet de seuil. Parfois, Th-21 est le même que Th-1.

⁸ Voir feuilles annexes pour plus de détails.

Tableau 2: Estimation à seuil double et triple

Threshold estimator (level = 95):

model	Threshold	Lower	Upper
Th-1	65.4235	54.9816	66.5545
Th-21	37.9375	34.8958	38.3255
Th-22	42.2172	41.9712	43.2895
Th-3	65.4235	63.9563	66.5545

Threshold effect test (bootstrap = 0 300 300):

Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob	Crit10	Crit5	Crit1
Single	2134.4326	11.4141	11.48	0.0700	9.8912	12.2084	17.8938
Double	2040.5022	10.9118	8.61	0.1067	9.1219	49.8629	92.5915
Triple	1973.4286	10.5531	6.36	0.4867	20.6826	29.6602	51.5237

Source : Résultats des estimations

Dans ce tableau de tests des effets à seuil triple :

- ✓ Single correspond au H0 (modèle linéaire) contre H1(modèle à effet de seuil simple)
- ✓ Double correspond au H0 (modèle à effet de seuil simple) contre H1(modèle à effet de seuil double) ;
- ✓ Triple correspond au H0 (modèle à effet de seuil double) contre H1(modèle à effet de seuil triple) ;

Evidement le modèle à effet de seuil simple est accepté avec une probabilité de 7%.

Par ailleurs, on peut essayer de visualiser l'intervalle de confiance du seuil en intégrant le LR statistic. Dans la figure ci-dessous, le trait marque la valeur critique (7.35) à un niveau de confiance de 95%.

Le seuil d'endettement optimal obtenu avec ce modèle est d'environ de 65.4235 %. Il ressort que le test d'un seuil unique est significatif et que les tests pour un double et triple seuil sont non significatifs. Notre modèle conduit à la présence d'un seuil unique. A ce seuil unique les effets du déficit budgétaire sur la croissance sont présentés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 3: Les effets du déficit budgétaire sur la croissance du PIB réel

	Piban
IDE	0.212 (2.28) *
OC	0.037 (2.76) **
CI	-0.097 (2.28) *
FBCF	0.143 (2.92) **
Ti	0.073 (1.55)
In	-0.021 (1.86)
0b._cat#c.DEF	0.095 (2.33) *
1._cat#c.DEF	0.642 (3.99) **
_cons	2.850 (2.06) *
R2	0.19
N	204
* p<0.05; ** p<0.01	

Source : Résultats des estimations

Les résultats montrent que les coefficients de nos variables de contrôle s'avèrent. Au seuil unique de dette trouvé ci haut, l'effet du déficit budgétaire sur la croissance économique se présente sous deux dimensions ; deux catégories : catégories (cat# : 0 et 1). A la catégorie 0, l'effet est positif et significatif au seuil de 10%. Or en temps normal, l'impact du solde budgétaire sur la croissance peut être négatif en régime « normal », c'est-à-dire lorsque la dette est inférieure ou égale à un seuil endogène (effet keynésien : $\theta < 0$). Ce qui ne correspond pas à notre cas car $\theta = 0.09 > 0$ mais faible. Dans ce cas de figure, Perotti (1999), comme pour Blanchard (1990) annoncent qu'il faut prendre en considération la situation initiale des finances publiques. Pour un taux d'imposition initial faible, l'effet désincitatif de la fiscalité sur l'activité économique sera faible (une augmentation anticipée des impôts désincitera moins l'activité), on se trouve ainsi dans un régime keynésien.

Sous une seconde dimension, à la catégorie 1 correspondant au régime après seuil, l'effet (avec $\pi = 0.6 > 0$ et fort) reste également positif et significatif mais au seuil de 5%. Et en régime « critique », c'est-à-dire lorsque l'endettement est supérieur à ce seuil, l'impact peut être nul (effet non-keynésien $\pi = 0$) ou positif (effet anti-keynésien $\pi > 0$). Ce qui correspond exactement à nos résultats vu que $\pi = 0.61 > 0$.

En outre θ et π étant les effets marginaux qui peuvent être différents suivant le régime de la politique budgétaire, nous constatons que $\pi > \theta$. Ce qui implique que l'effet du déficit budgétaire sur la croissance est plus fort en régime critique avec une significativité nulle de l'effet en termes de probabilité.

4.2. Discussion et les implications de politiques économiques

La discussion que nous abordons dans cette partie provient des arguments relatifs aux effets de l'endettement extérieur sur la sphère économique. Tout d'abord, il semble intéressant de préciser que ce travail de recherche a répondu aux objectifs fixés plus haut. Ainsi, dans le cas des pays de la CEDEAO nous trouvons un seuil unique maximal de dette sur PIB de 65.42 % (seuil avec un intervalle de confiance de 95%) où l'effet du déficit budgétaire sur la croissance réel du PIB se présente sous deux régimes. L'effet positif est constaté avant et après le seuil mais devient fort après le seuil. Or cette situation suggère qu'on se trouve à une situation d'effet anti-keynésien. Ceci réoriente le débat sur la question de la dette surtout quand il s'agit du retour à l'équilibre budgétaire en terme de financement des déficits par emprunt et de leurs effets sur la croissance économique dans les pays en développement. Ces deux grandeurs macroéconomiques ont fait l'objet de nombreuses études aussi bien théoriques qu'empiriques⁹.

La spécificité de cette recherche réside dans le choix de la zone d'étude. En effet, les pays de la CEDEAO n'ont pas fait l'objet de beaucoup de travaux de recherches dans ce domaine. Et notre résultat signifie que sur ce segment, les déficits n'ont pas d'effet direct sur la croissance ; ils dépendent du taux d'endettement. Les résultats de ce travail représentent un cas réel de la politique budgétaire dans les pays en développement. Ils renvoient ainsi à la problématique de la place de l'Etat dans l'économie. Nos résultats entrent dans le cadre de pointer de sérieux problèmes à résoudre en termes de divergence des chocs et d'absence de coordination budgétaire. En effet, ce résultat remet au-devant de la scène l'utilisation des ressources issues de la dette dans ces pays. La mauvaise gestion des financements publics, les investissements improductifs et la mauvaise gouvernance sont ainsi à l'origine d'une absence (plus ou moins importante) d'effets réels de l'endettement public sur la croissance économique.

Lorsque la dette publique est très forte, le poids de la charge de la dette peut provoquer un retournement de signe dans l'effet du déficit sur la croissance économique, qui peut devenir négatif Minea et Villieu¹⁰ (2008).

Pour exhiber des situations d'insoutenabilité dans ce régime, il faut supposer de fortes contraintes sur la politique économique. Supposons qu'en régime keynésien, à taux d'intérêt fixe, le gouvernement augmente son déficit budgétaire pour maintenir le niveau d'activité. À terme, l'équilibre requiert un taux d'imposition plus élevé pour compenser la hausse des charges d'intérêt. Si le gouvernement est incapable de réduire le déficit primaire, l'économie devient instable si elle passe en régime de contrainte d'offre. Toutefois, les conditions de cette situation sont très particulières : le gouvernement ne peut ni baisser le taux d'intérêt aujourd'hui, ni réduire le déficit primaire demain. Le problème spécifique de soutenabilité de la dette publique ne se différencie donc pas de celui de reconnaissance du régime où l'économie se situe. En régime keynésien, la hausse de la dette publique est un élément

⁹ On référence à la relation non linéaire endettement extérieur et croissance économique

¹⁰ Ces auteurs, à travers une analyse empirique portant sur dix-neuf pays de l'OCDE à l'aide d'une estimation d'un modèle PSTR mettent en évidence de manière robuste un seuil exercé par la dette publique, aux alentours d'un ratio de dette sur PIB avoisinant 90 %, qui entraînerait un changement de signe dans la relation entre déficit et croissance économique. Leur approche permet ainsi d'illustrer d'éventuels effets anti-keynésiens de la politique budgétaire, lorsque la dette publique est très élevée, dans l'esprit de Perotti (1999).

nécessaire de soutien de l'activité ; le problème est celui de la perte de contrôle de la politique monétaire.

Conclusion

L'évaluation de l'effet des déficits budgétaires sur la croissance économique en fonction du ratio dette sur PIB est peu appliquée dans les pays en développement. De ce fait, en partant d'un postulat néoclassique selon lequel les déficits sont souvent générateurs de dette pour leur financement, nous avons évalué dans cette recherche les effets non linéaires des déficits budgétaires sur la croissance économique des pays de la CEDEAO sur la période allant de 2000 à 2016.

Ainsi, la méthode de détermination des seuils endogènes de Hansen (1999) a révélé qu'en présence de déficit budgétaire, le taux maximal d'endettement est de 65.42 % du PIB. A ce taux, l'effet du déficit budgétaire sur la croissance du PIB réel est significativement plus fort en régime après seuil (régime critique) et est donc de nature anti-keynésienne sur la période considérée. Ces résultats représentent un cas réel des effets de la politique budgétaire des pays en développement et réorientent le rôle des Etats dans l'économie.

Références bibliographiques

- Alesina A., Perotti R. (1995).** Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Countries. *Economic Policy*, n° 21, pp. 207-247.
- Alesina A., Ardagna S. (1998).** Tales of Fiscal Adjustments. *Economic Policy*, n° 27, pp. 489-545.
- Alesina A. et al. (2002).** Fiscal Policy, Profits, and Investment. *American Economic Review*, vol. 92, n° 3, pp. 571-589.
- Ary T., Plane C., (2005).** Les effets non linéaires de la politique budgétaire : Le cas de l'Union Economique Ouest Africaine. CERDI, Etudes et Documents, E 2005.20
- Bamba L. N. (2004),** « Analyse du Processus de Convergence Dans la Zone UEMOA », *Research Paper* No. 2004/18, WIDER.
- Barro R.-J. (1974).** Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, vol. 82, n° 6, pp. 1095-1117.
- Barro R.J. (1991).** Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, Volume 2, Numero 106, May. PP 407-444.
- Bénassy-Quéré A. et al, (2012).** Politique économique. 3^{ième} éd, 728 p.
- Bertola G. et Drazen A. (1993).** Trigger Points and Budgets Cuts : Explaining the Effects of Fiscal Austerity. *American Economic Review*, vol. 83, n° 1, pp. 11-26.
- Blanchard O., Perotti R. (2002).** An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *the Quarterly Journal of Economics*, Volume 117, Issue 4, pp. 1329 – 1368.
- Blanchard O. J., Chouraqui J.-C, Hageman R. et Sartor N. (1990).** La soutenabilité de la politique budgétaire : nouvelles réponses à une question ancienne », *Revue économique de l'OCDE*, automne, pp. 7-38.
- Blanchard, O. J. (1985, Avril).** Debt, Deficits and Finite Horizons. *Journal of Political Economy*, 92 (2), pp. 223-247.
- Chambas, G. (2005).** Afrique au Sud du Sahara : Mobiliser des ressources fiscales pour le développement, Paris, Economica, 273 p.

- Colletaz G., Hurlin C. (2006).** Threshold Effects in the Public Capital Productivity : An International Panel Smooth Transition Approach. Document de Recherche LEO 2006-04.
- Collier P., Gunning J.-W. (1996).** Policy Toward Commodity Shocks in Developing Countries. *International Monetary Fund Working Paper*, n° 96/84.
- Collignon S. (2004).** Le fédéralisme budgétaire dans la zone euro ; in : Maxime Lefebvre (ed.), quel budget européen à l'horizon 2013 ? Moyens et politiques d'une union élargie. Ifri, Paris.
- Cuddington J. (1997).** Analysing the Sustainability of Fiscal deficits in developing countries. Georgetown University working paper 97/01.
- Diop M.-C. (dir), (2013),** *Sénégal (2000-2012), les institutions et politiques publiques à l'épreuve d'une gouvernance libérale*, CRES-KARTHALA, 836 p.
- Drazen A., Grilli V. (1993).** The Benefit of Crises for Economic Reforms. *American Economic Review*, 83, pp. 598-607.
- Drazen A. (1995).** The Political Economy of Delayed Reform. *Journal of Policy Reform*
- Fischer, S., (1993).** The Role of Macroeconomic Factors in Growth. *Journal of Monetary Economics*. vol. 32, pp. 485-512
- Gonzalez A., Terrasvirta T., (2005).** Panel Smooth Transition Regression Model. University of Technology Sydney.
- Hansen B., (1999).** Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference. *Journal of Econometrics*, vol. 93, No.2, p 345 - 368
- Hurlin C., Mignon V. (2005).** Une Synthèse des Tests de Racine Unitaire en sur Données de Panel. *Economie et Prévision*, 169-171, pp. 251-295.
- Keynes J.M. (1936) :** The general Theory of Employment Interest and Money, Vol. 7 The collected writings of J. M Keynes, edited by D.E., Moggrige (London MacMillan).
- Keynes, J. M. (1929).** The German transfer problem. *Economic journal*(39), pp.17.
- Kremers, J. J. M., N. R. Ericsson (1992).** The power of cointegration tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54: pp.325-348.
- Krugman P. (1988).** Financing vs. forgiving a debt overhang. *Journal of development Economics* 29, pp.253-268.
- Krugman P. R., Obstfeld, M., Melitz, M. J. (2011).** International Economics: Theory and Policy (éd. 9e), Pearson Education, Limited.
- Minea A., Villieu P., (2008).** Un réexamen de la relation non linéaire entre déficits budgétaires et croissance économique. *Revue économique*, Volume 59, pp. 561-570.
- Minea A., Villieu P., (2009).** Investissement public et effets non linéaires des déficits budgétaires. *Recherches économiques de Louvain* /3, Volume 75, pp. 281-311.
- Patillo R., Poirson (2002).** External debt and growth. IMF Working paper.
- Perotti, R. (2002).** Estimating The Effects Of Fiscal Policy in OECD countries. European Network of Economic Policy Research Institutes, Working paper No.15
- Perotti R. (1999).** fiscal Policy when Things Are going badly. *quarterly Journal of economics*, 64, pp. 1399-1436.
- Plane et al, (2008).** La politique budgétaire et ses effets de seuil sur l'activité en Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA). In : *Économie & prévision*, n°186, Économie du développement et de la transition, pp. 145-162

Ricardo D. (1821). Principes de l'économie politique et de l'impôt. Paris, Flammarion, coll. "Champs", 2002.

Samuelson P.A. (1958). An exact consumption-loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money. *Journal of Political Economy*, vol 66.

Solow R. (2006). An almostpracticalsteptowardsustainability. Dans E. O. Wallace, *The RFF (Resources For the Future) Reader in Environmental and Resource Policy* (éd. 2e, pp. 253-264). Washington, DC: RFF Press.

Solow R. M. (1956, Février). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), pp. 65-94.

Sutherland A. (1997). Fiscal crises and aggregatedemand : can high public debt reverse the effects of fiscal policy ?. *Journal of Public Economics*, 65, pp.147-162.

AffairsDepartment, DM/83/44.

Wang Q. (2015). Fixed-effect panel threshold model using Stata. *The Stata Journal* (2015) 15, Number 1, pp. 121–134.

Annexe

Procédure d'estimations du modèle à effet de seuils avec effets fixes

```
. xthreg Piban IDE OC CI FBCF Ti In , rx( DEF) qx( Debt) thnum(1) grid(400) trim(0.01) bs
> (300)
Estimating the threshold parameters: 1st ..... Done
Bootstrap for single threshold
..... + 50
..... + 100
..... + 150
..... + 200
..... + 250
..... + 300

Threshold estimator (level = 95):
```

model	Threshold	Lower	Upper
Th-1	65.4235	54.9816	66.5545

```
Threshold effect test (bootstrap = 300):
```

Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob	Crit10	Crit5	Crit1
Single	2134.4326	11.4141	11.48	0.0700	9.8912	12.2084	17.8938

```
Fixed-effects (within) regression
Group variable: code_pays
Number of obs = 204
Number of groups = 12
R-sq: within = 0.1935
between = 0.1834
overall = 0.0823
Obs per group: min = 17
avg = 17.0
max = 17
F(8,184) = 5.52
Prob > F = 0.0000
corr(u_i, Xb) = -0.4261
```

Piban	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
IDE	.2118963	.0929068	2.28	0.024	.0285967 .3951959
OC	.0367197	.0132946	2.76	0.006	.0104901 .0629492
CI	-.0968992	.0424948	-2.28	0.024	-.1807389 -.0130595
FBCF	.1425632	.0488851	2.92	0.004	.0461157 .2390106
Ti	.0728228	.0470117	1.55	0.123	-.0199285 .1655742
In	-.0205675	.0110621	-1.86	0.065	-.0423923 .0012574
_cat#c.DEF					
0	.0949602	.0407032	2.33	0.021	.0146551 .1752652
1	.6416022	.1606066	3.99	0.000	.3247349 .9584695
_cons	2.850324	1.380501	2.06	0.040	.1266783 5.573971
sigma_u	1.8976752				
sigma_e	3.4059033				
rho	.23689815				(fraction of variance due to u_i)

```
F test that all u_i=0: F(11, 184) = 2.80 Prob > F = 0.0021
```

```
. xthreg Piban IDE OC CI FBCF Ti In , rx( DEF) qx( Debt) thnum(3) grid(400) trim(0.01 0.0
> 1 0.05) bs(0 300 300) thgiven nobislog noreg
Estimating the threshold parameters: 2nd ..... 3rd ..... Done
Boostrapping for threshold effect test: 2nd ..... 3rd ..... Done
```

Threshold estimator (level = 95):

model	Threshold	Lower	Upper
Th-1	65.4235	54.9816	66.5545
Th-21	37.9375	34.8958	38.3255
Th-22	42.2172	41.9712	43.2895
Th-3	65.4235	63.9563	66.5545

Threshold effect test (bootstrap = 0 300 300):

Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob	Crit10	Crit5	Crit1
Single	2134.4326	11.4141	11.48	0.0700	9.8912	12.2084	17.8938
Double	2040.5022	10.9118	8.61	0.1067	9.1219	49.8629	92.5915
Triple	1973.4286	10.5531	6.36	0.4867	20.6826	29.6602	51.5237

```
. _matplot e(LR21), columns(1 2) yline(7.35, lpattern(dash)) connect(direct) msize(small) mlabbp(
> 0) mlabs(zero) ytitle("LR Statistics") xtitle("First Threshold") recast(line) name(LR21) nodra
> w

. _matplot e(LR22), columns(1 2) yline(7.35, lpattern(dash)) connect(direct) msize(small) mlabbp(
> 0) mlabs(zero) ytitle("LR Statistics") xtitle("Second Threshold") recast(line) name(LR22) nodr
> aw

. graph combine LR21 LR22, cols(1)
```