

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 09/19 -

Relation dette et croissance économique : quel niveau d'endettement public optimal dans la CEMAC ?

KENKOUO Guy-Albert

Economiste

Direction de la Stabilité Financière, des
Activités Bancaires et du Financement des
Economies

kenkouo@beac.int

TCHUISSEU SEUYONG Féraud

Ingénieur Statisticien Economiste

feraudseuyong@gmail.com

Et

BANQUE DES ETATS DE
L'AFRIQUE CENTRALE

736, Avenue Monseigneur
Vogt BP:1917 Yaoundé
Cameroun

Tel : (237) 22234030 /
22234060

Fax : (237) 22233329

www.beac.int

Les opinions émises dans ce document de travail sont propres à leur (s) auteur (s) et ne représentent pas nécessairement la position de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale.

The opinions expressed in this working paper are those of the author (s) and don't necessarily represent the views of the Central Bank of Central Africa States.

**Relation dette et croissance économique : quel niveau
d'endettement public optimal dans la CEMAC ?**

¹KENKOUO Guy Albert et ²TCHUISSEU SEUYONG Féraud

¹kenkouo@beac.int

²feraudseuyong@gmail.com

Février 2020

Table des matières

Résumé	1
Abstract	1
Résumé non-technique	2
Introduction	3
1 Revue de la littérature	4
1.1 Perception de dette publique dans la littérature économique	4
1.2 Relation endettement public-croissance économique	6
2 Approche méthodologique et données	10
2.1 Analyse descriptive	10
2.2 Choix de l'approche de modélisation	13
2.3 Spécification du modèle	15
2.4 Procédures d'estimation et tests sur les modèles PSTR	16
3 Résultats empiriques et interprétations	17
3.1 Tests de spécification du modèle	17
3.2 Analyse des résultats d'estimation	21
3.3 Tests de robustesse	23
3.4 Implications des résultats pour la CEMAC	24
Conclusion	26
Bibliographie	27
Annexe	29

Résumé

L'objectif principal de cette étude est de déterminer un seuil au-delà duquel l'accumulation de la dette publique par les pays de la CEMAC pourrait déprimer la croissance. Pour ce faire, à l'aide de la méthode de détermination de seuils endogènes de Gonzalez et al. (2005), appliquée sur un panel équilibré constitué des six États de la CEMAC sur la période 1990-2017, il ressort une non-linéarité dans la relation entre la dette publique et la croissance économique sur le moyen terme. Ainsi, la dette publique déprimerait la croissance lorsque le taux d'endettement public total est supérieur à 82,3%. De même, ces effets seraient observés si le stock de la dette extérieure rapporté au PIB est supérieur à 41%. Tenant compte des intervalles de confiances de niveau 95%, le seuil d'endettement de 62,3% serait plus contraignant que celui de 70% en vigueur dans le cadre de la surveillance multilatérale. A cet indicateur, on pourrait aussi y ajouter un critère sur l'endettement extérieur fixé au plus à 41% du PIB.

Classification JEL : G32, E52, C33 et O55.

Mots clés : Dette publique, croissance et PSVAR.

Abstract

This paper determines a threshold beyond which the accumulation of public debt by the CEMAC countries could depress growth. To do this, using the method of determining endogenous thresholds of Gonzalez et al. (2005), applied to a balanced panel made up of the six CEMAC members over the period 1990-2017, shows a non-linearity in the relationship between public debt and economic growth over the medium term. Thus, public debt would depress growth when the total public debt ratio is greater than 82.3%. Similarly, these effects would be observed if the stock of external debt relative to GDP is greater than 41%. Taking account of 95% confidence intervals, the debt threshold of 62.3% would be more restrictive than the 70% threshold for multilateral surveillance. To this indicator, one could also add a criterion on external indebtedness fixed at most at 41% of GDP.

Classification JEL : G32, E52, C33 and O55.

Key words : Public debt, growth and PSVAR.

Résumé non-technique

La présente étude s'intéresse au niveau d'endettement au-delà duquel l'accumulation de la dette publique pourrait impacter négativement la croissance économique. En effet, la théorie économique laisse une certaine ambiguïté la relation dette et croissance. Toutefois, les conséquences macroéconomiques du sur-endettement des pays en voie de développement au début des années 80 ont révélé que même si l'endettement peut permettre à un pays de réaliser des projets nécessaires pour créer les conditions pour une croissance soutenue et durable, au-dessus d'un certain seuil, l'accumulation de la dette publique pourrait déprimer la croissance économique.

Dans le cadre de la coordination entre la politique monétaire commune et les politiques budgétaires dans la CEMAC, le taux d'endettement public est plafonné à 70%. Cependant, ce plafond est souvent critiqué par des économistes et a même été questionné par la Commission de la CEMAC. Par ailleurs, à la suite de la chute brutale des cours mondiaux du pétrole à partir du second semestre 2014, les mesures mises en oeuvre, en vue d'assainir la situation des finances publiques et créer les conditions de reprise d'une croissance soutenue, ont renforcé la légitimité de s'interroger sur la pertinence du seuil d'endettement public fixé dans la CEMAC.

A l'aide de la méthode de détermination de seuils endogènes de Gonzalez et al. (2005), nous montrons qu'il existe une relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance économique dans la CEMAC, caractérisée par deux régimes extrêmes. La dette publique deviendrait néfaste à la croissance économique pour un taux d'endettement public total supérieur à 82,3%, pouvant varier entre 62,7% et 109,2%. Quant à la dette publique extérieure, ce taux se situerait à 41%.

En conséquence, pour rendre plus contraignant le critère d'endettement dans le cadre de surveillance multilatéral, tout en évitant les effets néfastes de la dette sur la croissance économique dans la CEMAC, il serait souhaitable de renforcer la coordination des politiques économiques dans la zone en plafonnant le taux d'endettement à 62,7% du PIB. Par ailleurs, ce critère pourrait être complété en limitant également l'encours de la dette publique extérieure à 41% du PIB. En complément à ces recommandations, les investissements publics doivent être orientés vers des projets productifs.

Introduction

Les effets néfastes du choc pétrolier de 2014 ont encore révélé les vulnérabilités des économies de la CEMAC à la conjoncture internationale. En effet, alors que les pays de la Zone étaient en expansion, la croissance économique s'est déprimée dans la sous-région (passant de 4,6% en 2014 à 1,9% en 2015 puis à -0,1% en 2016), les déficits budgétaires se sont creusés (passant de -4,6% en 2014 à -7,4% en 2015 puis à -8,0% en 2016), les déficits des comptes courants se sont renforcés (estimé à 0,1% du PIB en 2013, il s'est situé à -12,4% en 2015), le taux de couverture extérieure de la monnaie s'est dégradé (se situant à 57,5% en 2017 contre 97,5% en 2013) et la vitesse d'accumulation de la dette publique s'est accélérée (le stock de la dette s'est établi à 51,3% du PIB en 2017 contre 27% en 2013). Pour y faire face, plusieurs réformes (politique monétaire et cadre de surveillance multilatéral) ont été engagés. Par ailleurs, plusieurs pays¹ ont signé des programmes économiques, appuyés par la facilité élargie de crédit, avec le le Fonds Monétaire International (FMI) en vue d'assainir la situation des finances publiques et de créer les conditions de reprise d'une croissance soutenue et durable.

Il convient de relever que jusqu'en 2014, les pays de la CEMAC, à l'exception du Congo, avaient des taux d'endettement inférieurs à 70%. Le plus faible taux d'endettement de la zone (18% du PIB) a même été atteint en 2010. Cependant, à partir de 2015, la vitesse d'accumulation de la dette publique s'est accélérée, rendant légitime la nécessité de s'interroger à nouveau sur la pertinence du plafond de 70% actuellement en vigueur. En effet, le plafond de 70% a déjà été questionné par des économistes (Avom, 2007[3]) et la Commission de la CEMAC elle-même. A cet effet, à la demande de la commission de la CEMAC en 2015, la Fondation pour les Études et la Recherche sur le Développement International (FERDI), en examinant la viabilité budgétaire et le renforcement du nouveau dispositif de surveillance multilatérale de la CEMAC, a relevé l'aspect non contraignant du plafond d'endettement de 70%, corroborant ainsi les analyses du FMI². Cependant, l'étude s'est basée sur trois objectifs spécifiques³ relatifs à la surveillance multilatérale pour conserver ce plafond de 70% (identique à celui en vigueur dans l'UEMOA suite à la réforme du dispositif de surveillance multilatérale) et réguler la vitesse d'accumulation de la dette pour rendre ce plafond contraignant sur le long terme⁴.

1. A fin septembre 2019, seule la Guinée Équatoriale n'a pas encore conclu des programmes économiques avec le Fonds Monétaire International (FMI).

2. FMI (2014)[?], rapport N°14/252

3. Prendre en compte tous les engagements de l'État et leur concessionnalité, avoir une norme qui a du sens dès à présent pour guider le rythme d'endettement, et permettre que la dette serve d'instrument pour la gestion des chocs conjoncturels.

4. Guérineau et al. (2015)[16]. Viabilité budgétaire et renforcement du dispositif de surveillance mul-

Au regard des raisons qui ont orienté le maintien de ce plafonnement de la dette, il n'émerge pas directement une perspective de croissance renforcée, mais plutôt un objectif prudentiel. Ainsi, ces seuils de référence empiriques doivent être considérés comme des plafonds au-delà desquels la probabilité de surendettement devient significative, et non comme des cibles de référence optimales. Toutefois, le but principal recherché étant une meilleure valorisation des indicateurs macroéconomiques, il découle de ces efforts de plafonnement et de régulation de la dette publique une acceptation tout au moins intuitive d'un impact significatif et non linéaire (impact négatif pour des niveaux d'endettement élevés) de la dette publique sur l'activité économique.

En se fixant comme critère d'optimalité une croissance renforcée et durable, l'objectif de ce travail est de déterminer un seuil au-delà duquel l'accumulation de la dette publique pourrait déprimer l'activité économique. Une telle étude contribue à la réflexion sur la réforme du cadre de surveillance multilatérale dans la CEMAC, notamment le bon niveau du taux d'endettement des pays de la Zone. En se basant sur l'évolution de littérature sur la relation dette - croissance, nous formulons l'hypothèse selon laquelle il existe un seuil d'endettement au-delà duquel toute nouvelle accumulation de dette déprime la croissance économique dans la CEMAC.

Après une brève revue de littérature sur la relation entre la dette publique et la croissance (1), la suite de cette étude présente la méthodologie retenue pour l'estimation de cette relation (2) ainsi que les principaux résultats issus des estimations (3). La dernière section conclut le travail et propose des recommandations de politique économique (4).

1 Revue de la littérature

1.1 Perception de dette publique dans la littérature économique

La perception de la dette publique varie selon les écoles de pensée économique. Les classiques, en assimilant l'endettement public à un report de l'impôt sur les générations futures, pensent que tout emprunt public ne peut qu'être nuisible pour les agents économiques. A cet effet, Barro (1989)[4] montre qu'une politique de déficit budgétaire financée par l'emprunt reste sans effet sur l'activité économique dans la mesure où les agents ne sont pas victimes de l'illusion fiscale, car ils anticipent une hausse des impôts destinés à

tilatérale au sein de la CEMAC.

rembourser l'emprunt en constituant une épargne d'un montant équivalent à l'endettement public.

Contrairement aux classiques, les keynésiens pensent que l'endettement public en général n'entraîne pas de coûts ni pour les générations présentes, ni pour les générations futures du fait des nouveaux investissements qu'il génère. Ils pensent que le principe de l'équilibre budgétaire ne doit pas toujours être respecté. Un déficit budgétaire justifié et maîtrisé peut être un facteur de relance économique, de lutte contre le chômage : stimulation de la demande et/ou de la consommation globale (infrastructures), qui par le biais de l'effet multiplicateur, sont capables de promouvoir une croissance durable. Dans cette approche, l'endettement public favorise la relance de la demande qui par son effet accélérateur, entraîne une augmentation plus que proportionnelle de l'investissement qui provoque à son tour une hausse de la production, permettant ainsi de créer les emplois et de lutter contre la pauvreté.

Contrairement aux idées développées supra, certains économistes s'interrogent plutôt sur la capacité du financement extérieur à développer un pays (puisque si un pays s'endette, c'est nécessairement pour concrétiser ses projets de développement). Autrement dit, ils se demandent si le financement extérieur entraîne un effet de levier ou de massue pour un pays. Aujourd'hui, cette question est loin de faire l'unanimité. En effet, le débat historique qui a opposé les partisans d'un financement extérieur enrichissant et d'un financement extérieur appauvrissant a pris dans les années 80, une dimension nouvelle. Pour les uns, notamment les radicaux, le financement extérieur ne peut être qu'appauvrissant pour l'économie réceptrice puisqu'il n'est rien d'autre qu'une manifestation nouvelle de l'impérialisme au stade suprême du capitalisme en développement dans un état de perpétuel asservissement. Pour les libéraux, le financement extérieur est la manifestation de l'esprit de solidarité des pays dits développés qui mettent généreusement à la disposition des pays en développement des capitaux pouvant leur permettre de combler à la fois leur déficit d'épargne et de développement, et de les hisser ainsi sur la voie royale de la croissance économique et du développement.

Entre les deux idées diamétralement opposées, un courant intermédiaire propose une synthèse de ces approches classique et keynésienne, estimant que la dette publique affecte positivement la croissance économique à court terme et négativement à long terme (Elmendorf et Mankiw (1999)[11]). La crise d'endettement des années 80 a ouvert de nouvelles pistes d'analyse de l'emprunt public. Le problème ne se situe plus sur la nécessité de

l'emprunt public ou pas, mais plutôt à la capacité d'endettement d'un pays. A cet effet, les conséquences négatives d'un endettement excessif sur la croissance des pays pauvres ont suscité un regain d'intérêt sur la relation endettement-croissance, ouvrant la voie à des études empiriques de modélisation de la relation entre la dette publique et la croissance.

1.2 Relation endettement public-croissance économique

Plusieurs approches sont utilisées dans la littérature pour modéliser la relation entre la dette publique et la croissance. En effet, pour appréhender la relation dette publique - croissance, certaines études (Panizza et Presbitero, 2012[26] ; Kharusi et Ada (2018)[20]) optent pour une modélisation linéaire. Toutefois, cette forme de modélisation peut s'avérer insuffisante dans la mesure où les chocs structurels peuvent modifier la nature de liaison entre les variables macroéconomiques. La relation entre la dette publique et la croissance en est une parfaite illustration au regard des débats théoriques sur le sujet. C'est pour cette raison que plusieurs études s'appuient sur la modélisation non linéaire en vue de prendre en compte d'éventuels retournements de la nature du lien entre la croissance et la dette publique. A ce propos, deux grandes approches sont couramment utilisées dans la littérature pour capter la non-linéarité de la relation dette - croissance : approche par les seuils exogènes et modélisation à changement de régimes.

1.2.1 Détermination des seuils exogènes

Rogoff et Reinhart (2010)[27] sont à la base des modélisations non-linéaires de la relation dette-croissance. A cet effet, ils montrent que la croissance économique ralentit considérablement lorsque le ratio dette publique rapporté au PIB dépasse 90%. L'approche utilisée est beaucoup plus descriptive, avec un échantillon de 20 pays de l'OCDE. Ils fixent systématiquement des seuils de 30%, 60% et 90% sans aucun test formel pour détecter les effets de seuils.

Pour prendre en compte la non-linéarité de la relation dette - croissance, certaines études introduisent un terme quadratique dans la régression (Checherita-Westphal et Rother, 2012)[9] ou utilisent la méthode de régression spline (Kumar et Woo[22], 2010 ; Kgakge-Tabengwa[21], 2014). Ainsi, en utilisant l'approche quadratique pour un échantillon de données de panel de 12 économies européennes sur la période 1970-2010, Checherita-Westphal et Rother (2012)[9] montrent que l'effet de la dette sur la croissance devient négatif lorsque le ratio de la dette au PIB est supérieur à un seuil situé entre 90 et 100%⁵.

5. Les canaux par lesquels la dette publique se répercute sur le taux de croissance économique sont :

En outre, à l'aide d'une régression par splines (*"spline regression analysis"*⁶), pour un échantillon composé de pays développés et en développement sur la période 1970-2007, Kumar et Woo (2010)[22] ont trouvé que le seuil pour ce ratio était de 90%. Avec la même approche, Kgakge-Tabengwa (2014)[21] montre qu'au-delà du seuil dette/PIB de 30 à 40%, les stocks élevés de dette publique réduisent l'effet du capital humain sur la croissance de la production en limitant les dépenses publiques disponibles pour le développement du capital humain dans certains pays africains (Botswana, Afrique du Sud, Malawi, Zambie, Ouganda, Kenya, Tanzanie, Côte d'Ivoire, Ghana et Nigeria) sur la période 1980-2013.

La principale limite de ces méthodes est qu'elles ne peuvent modéliser que des non-linéarités de type endogène, ceci constitue une grande limite (Karadam, 2018)[19]. Par ailleurs, Minea et Parent (2012)[2] relèvent plusieurs lacunes de ces approches de modélisation sur le plan économétrique, notamment :

- (i) la spécification de seuils exogènes dans le ratio de la dette publique au PIB,
- (ii) l'absence de tests économétriques permettant de déterminer la pertinence et le choix des régimes, et
- (iii) la présence de transitions brutales⁷ dans le rapport dette-croissance autour des seuils d'endettement.

1.2.2 Détermination des seuils endogènes

S'agissant des méthodes de détermination des seuils endogènes, les études s'appuient principalement sur les modèles à changement de régimes brutaux et ceux à changement de régimes lisse.

1.2.3 *Changements de régimes avec transition brutale*

Les approches utilisées pour les changements de régimes brutaux sont les modélisations TR (*Threshold regression model*) et TAR (*Threshold autoregressive model*) en série temporelle et la variante PTR (*Panel Threshold regression*) pour les données de panel, développée par Hansen (1999)[17].

En ce qui concerne la relation dette - croissance, en estimant un modèle à transition brutale en série temporelle (TR), Omotosho et al. (2016)[24] ont mis en exergue l'exis-

(i) l'épargne privée; ii) investissement public; (iii) la productivité totale des facteurs (PTF) et (iv) les taux d'intérêt nominaux et réels à long terme souverains

6. Technique de régression non paramétrique pouvant être vu comme une extension des régressions linéaires qui modélisent les interactions et des non-linéarités.

7. Il s'agit des basculements soudains de la nature de la relation entre la dette publique et la croissance.

tence d'une relation non linéaire entre la dette publique et la croissance économique au Nigeria sur la période 2005-2015. Les résultats indiquent que pour un taux d'endettement inférieur à 73,7 %, la dette publique impacte positivement la croissance économique. Toutefois, au-delà de ce seuil, toute accumulation de la dette publique a des effets néfastes sur la croissance au Nigeria. Les estimations donnent également un seuil de 49,4 % au-delà duquel la dette extérieure nuit à la croissance. Quant à la dette intérieure, le seuil obtenu est de 30,9 %.

En outre, à l'aide d'un modèle de panel à transition brutale (PTR) sur un échantillon de 18 pays de l'OCDE sur la période 1980 à 2010, Cecchetti et al. (2011)[8] montrent que au-delà d'un taux d'endettement de 85 %⁸, la dette nuit à la croissance. En appliquant cette méthodologie sur un échantillon de 19 pays développées et 21 pays en voie de développement sur la période 1965-2010, Chudik et al. (2017)[1] fournissent également des preuves d'un effet de seuil⁹ (compris entre 60% et 80%) dans la relation entre dette publique et croissance. A cet effet, ils trouvent que la relation à long terme entre la dette et le PIB et la croissance économique est significative, les dépenses de financement des déficits budgétaires keynésiennes pour stimuler la croissance n'ont pas nécessairement des conséquences négatives à long terme sur la croissance de la production tant qu'elles sont associées à un plan politique crédible soutenu par des mesures réduisant le fardeau de la dette à des niveaux durables. Cette approche de modélisation a été utilisée par Bikai (2010)[5] dans la CEMAC pour confirmer un effet de seuil dans la relation entre les déficits publics et l'activité économique. A cet effet, il a montré que lorsque le taux d'endettement est inférieur à 79%, les politiques budgétaires expansionnistes ont des effets favorables sur l'activité dans la CEMAC. Toutefois, au-delà de ce seuil, les politiques budgétaires contra-cycliques deviennent efficaces.

Par ailleurs, estimant un panel dynamique à seuil sur un échantillon de 12 pays de la zone euro sur la période 1990-2010, Baum et al. (2013)[6] montrent qu'à court terme, l'impact de la dette sur la croissance du PIB est positif et hautement significatif, mais diminue pour des taux d'endettement supérieurs à 67 %. En effet, pour des taux d'endettement supérieurs à 95 %, ils trouvent que toute accumulation de la dette publique a un impact négatif sur l'activité économique.

Il convient de préciser que les modèles de changement de régimes supposent une tran-

8. Ils trouvent aussi un seuil de 90 % pour la dette des entreprises et 85 % pour la dette des ménages, bien que les impacts soient très imprécis selon les auteurs

9. Ce seuil est plus faible pour les pays en développement (entre 30% et 60%) relativement à celles des pays avancés (80%).

sition brutale d'un régime d'endettement à un autre. Cependant, il est souvent difficile à concevoir l'existence d'un seuil absolu au-delà duquel l'effet de la dette publique sur la croissance passe de positif à négatif ou inversement. Pour pallier à cette limite, les modèles avec transition lisse, notamment les modélisations STR (*Smooth transition regression model*) et STAR (*Smooth autoregressive model*) en série temporelle et la variante PSTR (*Panel smooth transition regression*) pour les données en panel.

1.2.4 *Changements de régimes avec transition lisse*

Dans le cadre de la modélisation des changements de régimes avec une transition lisse, en estimant un modèle PSTR avec des données de Rogoff et Reinhart (2010)[27], Minea et Parent (2012)[2] constatent que la dette publique affecte négativement la croissance lorsque le ratio dette / PIB se situe entre 90% et 115%. Ainsi, deux seuils sont déterminés dans ce cas, contrairement au seuil unique et fixé à 90% par Rogoff et Reinhart (2010). Dans la même logique, sur un échantillon de 15 pays de l'OCDE, sur la période 1990-2004, Chang et Chiang (2009)[7], trouvent également deux seuils pour le ratio dette/PIB, 32,3% et 66,25%. Ils observent que l'impact du ratio d'endettement est positif et significatif dans les trois régimes, plus élevé dans le régime intermédiaire et plus faible dans les deux régimes extérieurs. Ils ne peuvent donc pas soutenir la vision d'éviction dans le cas où le ratio dette/PIB est supérieur à l'un des seuils trouvés.

A propos de l'application de la modélisation à transition lisse aux pays en développement, Karadam (2018)[19] examine les effets de seuil dans le lien de croissance et la dette en estimant un modèle PSTR sur les données couvrant à la fois les pays en développement et les pays industrialisés (24 pays industriels et 111 pays en développement) sur la période 1970-2012. Il trouve que la non-linéarité de la relation entre la dette et la croissance dépend principalement de la structure de la dette, la dette publique totale, la dette extérieure totale à court terme et la dette extérieure publique à long terme¹⁰ génèrent les effets de seuil les plus prononcés sur la croissance, l'effet à long terme de la dette sur la croissance passe de positif à négatif au-delà des ratios dette publique/PIB d'environ 106%. Un seuil plus bas (88 %) est trouvé pour les pays en développement. Il estime un seuil de 48,42 % du PIB pour la dette publique extérieure. Les effets d'une augmentation de ces composantes de la dette sont très négatifs pour les niveaux d'endettement élevés. De plus, les seuils de dette publique sont plus bas pour les pays en développement que pour les pays industrialisés. Cependant, l'auteur ne trouve aucune preuve de non-linéarité pour la dette extérieure totale des pays et la dette extérieure privée à long terme.

10. L'intervalle de temps est divisé en période de cinq ans sans chevauchement pour étudier une relation à long terme entre la dette publique et la croissance.

Par ailleurs, Oumou (2016)[25] détermine les effets de l'endettement public sur la croissance économique dans l'UEMOA sur la période entre 1972 et 2012, à l'aide d'un modèle de panel de changement de régime à transition lisse (PSTR). L'étude conclut à un seuil de 83%, au-dessus duquel la dette influence négativement et significativement la croissance des pays de l'UEMOA. Toutefois, en-dessous de ce seuil, l'effet de la dette sur la croissance de ces pays est positif et non significatif souligne l'auteur.

2 Approche méthodologique et données

2.1 Analyse descriptive

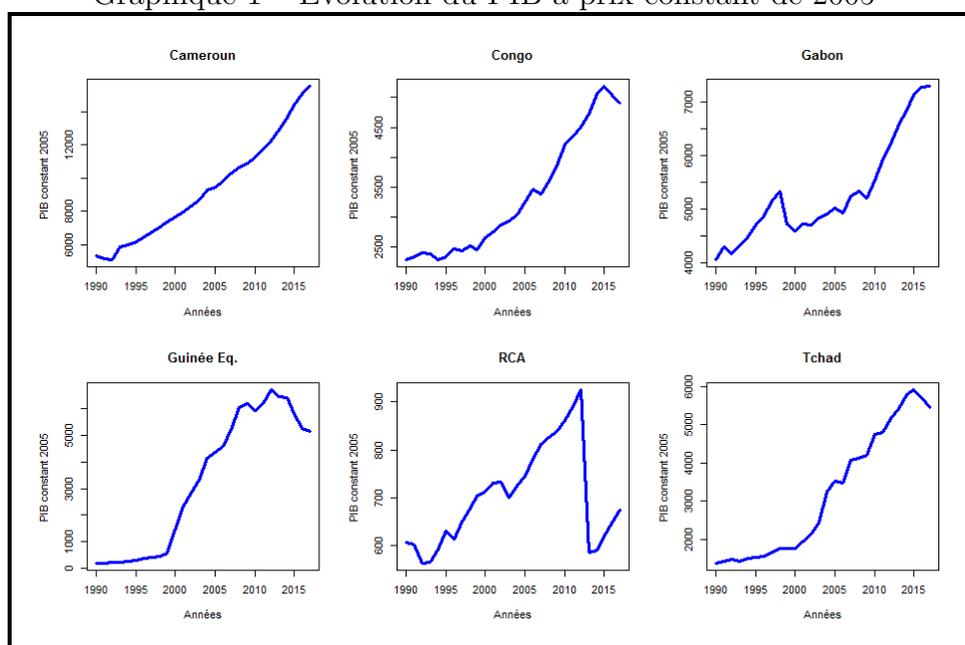
Les principales variables de l'étude proviennent de la BEAC. Elles couvrent les six pays membres de la CEMAC (Cameroun, Congo, Gabon, Guinée Équatoriale, RCA et Tchad) sur la période 1990-2017. En effet, seules les données sur la dette publique totale des pays membres de la CEMAC sont issues de la base du FMI. Il s'agit de :

- **taux d'endettement** : il s'agit de l'encours de la dette publique rapporté au PIB. Nous considérons la variable *Dette* sous deux formes : le dette publique totale (*Dette_pub*) et la dette publique extérieure (*Dette_ext*).
- **revenu initial** : considéré comme le logarithme népérien du PIB par habitant (Karadam, 2018[19]; Cecchetti et al., 2011[8]), cette variable permettra de tester empiriquement le principe de convergence dans le modèle de Solow. Du fait de la relative similarité des économies de la CEMAC, une relation négative (signe négatif) est attendue pour le coefficient du revenu initial ;
- **degré d'ouverture de l'économie** : il permet de tester l'impact de l'ouverture commerciale sur le taux de croissance du PIB par tête dans la CEMAC. Karadam, (2018)[19]; Cecchetti et al., (2011)[8] introduisent également cette variable dans leurs modèles et trouvent que l'ouverture commerciale améliore significativement le taux de croissance du PIB par tête ;
- **investissement (public et privé)** : dans les modèles de croissance néoclassique, l'accumulation du capital physique agit positivement sur la croissance. Dans la zone CEMAC, les études semblent unanimes sur son impact positif sur la croissance ;
- **taux de croissance de la population** : le taux d'accroissement de la population agit négativement sur la croissance dans les modèles de croissance néoclassiques. Karadam, (2018)[19]; Cecchetti et al., (2011)[8] obtiennent le même résultat ;
- **crédits à l'économie** : cette variable permettra de capter l'effet de l'accord du crédit à l'économie notamment le secteur privé sur le PIB par tête dans la CEMAC.

2.1.1 Évolution de la croissance dans la CEMAC

En dépit des différentes crises ayant frappées certains pays de la CEMAC ces trois dernières décennies, l'évolution du PIB réel dans la sous-région a de façon générale une tendance haussière. En 1999, la baisse des exportations plonge l'industrie du bois au Gabon dans une crise, cette dernière a certainement eu des répercussions sur l'économie toute entière comme on peut l'observer sur le graphique (1). En RCA, la crise politique de 2013 peut expliquer la baisse brutale de la croissance (le PIB réel du pays a diminué de 36,7 % en glissement annuel en 2014) observée un an plus tard. Depuis lors, le pays peine à retrouver des niveaux de croissances antérieures.

Graphique 1 – Évolution du PIB à prix constant de 2005



Source : Données BEAC/Nos travaux

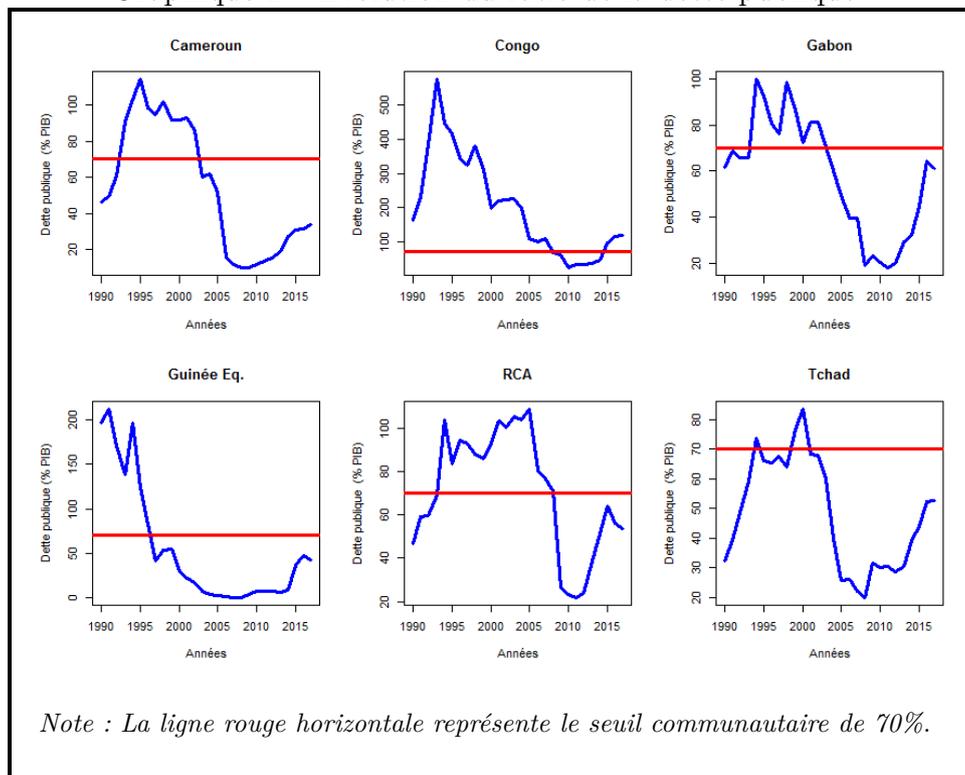
Une particularité de la zone CEMAC est la dépendance des économies aux matières premières, notamment le pétrole (voir 8 en annexe) dont cinq pays exploite à l'exception de la RCA. A cet effet, les débuts de la production pétrolière en Guinée Équatoriale et au Tchad (1992 et 2003 respectivement) se sont accompagnés d'une nette amélioration de la croissance dans ces pays (voir graphique 1). Par ailleurs, les contreperformances économiques enregistrées par les pays de la zone au cours des dernières années sont essentiellement imputables à la chute drastique des cours du pétrole à partir du second semestre de l'année 2014. Ainsi, les fluctuations du PIB réel dans la CEMAC seraient étroitement liées à la dynamique du prix du pétrole.

2.1.2 Dynamique de l'endettement public dans la CEMAC

Le graphique (2) donne l'évolution du stock de la dette publique rapporté au PIB, pour tous les pays membres de la CEMAC. Bien que les niveaux d'endettement diffèrent largement entre les pays, il est observé une accélération du rythme d'endettement dans tous les pays à partir de 2010. Le Congo présente les taux d'endettement les plus élevés. En effet, le stock de sa dette a d'ailleurs surplombé le niveau de 500% du PIB dans les années 1990. Toutefois, avec les programmes d'ajustement structurel, son niveau a progressivement diminué jusqu'à son plus bas niveau de 22,9% en 2010, suite à l'atteinte du point d'achèvement dans le cadre de l'initiative PPTE lancée en 1996. Depuis lors, le pays s'est lancé dans une nouvelle course à l'endettement, son stock de la dette ces dernières années demeure largement supérieur au critère communautaire de 70%.

Il y a lieu de préciser que les autres pays enregistrent des niveaux d'endettement inférieurs au seuil communautaire ces dernières années. Cependant, la vitesse d'accroissement du stock de la dette dans l'ensemble est inquiétante surtout dans un contexte de crise que connaît la CEMAC, cette dynamique d'accroissement peut conduire au surendettement si elle n'est pas contrôlée. Cette situation est d'autant plus préoccupante que la dette publique extérieure occupe une part importante dans la dette publique totale des pays de la CEMAC (voir, tableau 8 en annexe).

Graphique 2 – Évolution du ratio de la dette publique

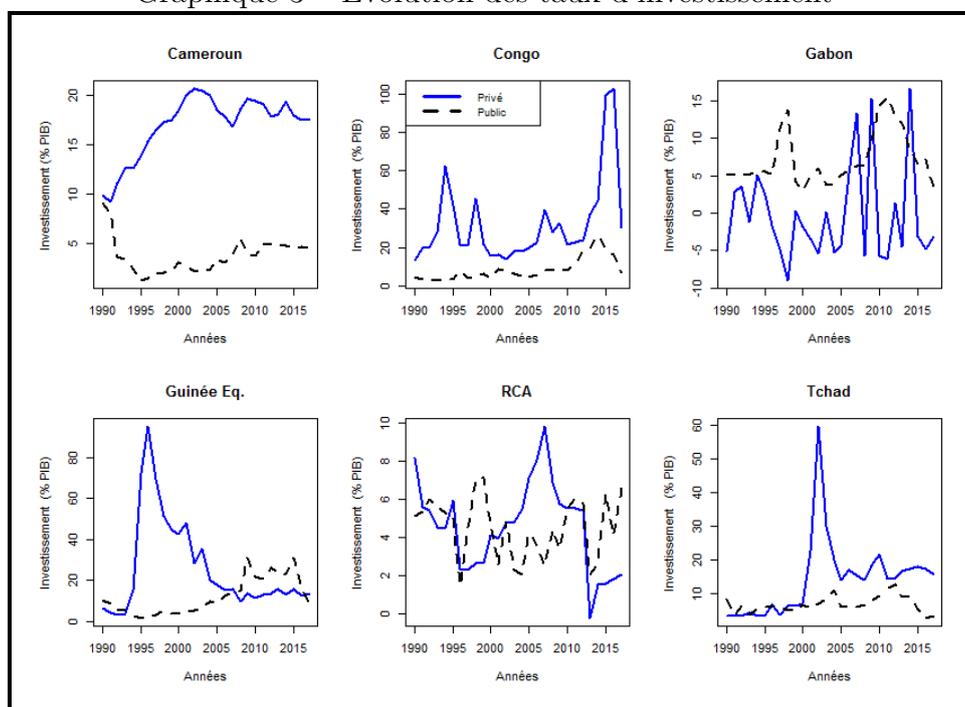


Source : Données BEAC/Nos travaux

2.1.3 Dynamique de l'investissement

De façon générale l'investissement public dans la CEMAC représente une proportion du PIB plus grande que celle de l'investissement privé, cet écart est encore plus important dans le cas du Cameroun (graphique 3). Nonobstant cette situation, en observant l'évolution du PIB par tête dans la sous-région (graphique 8 en annexe), une amélioration du bien-être des individus n'est pas nettement observée, pouvant induire le questionnement de l'efficacité des investissements publics dans la sous-région.

Graphique 3 – Évolution des taux d'investissement

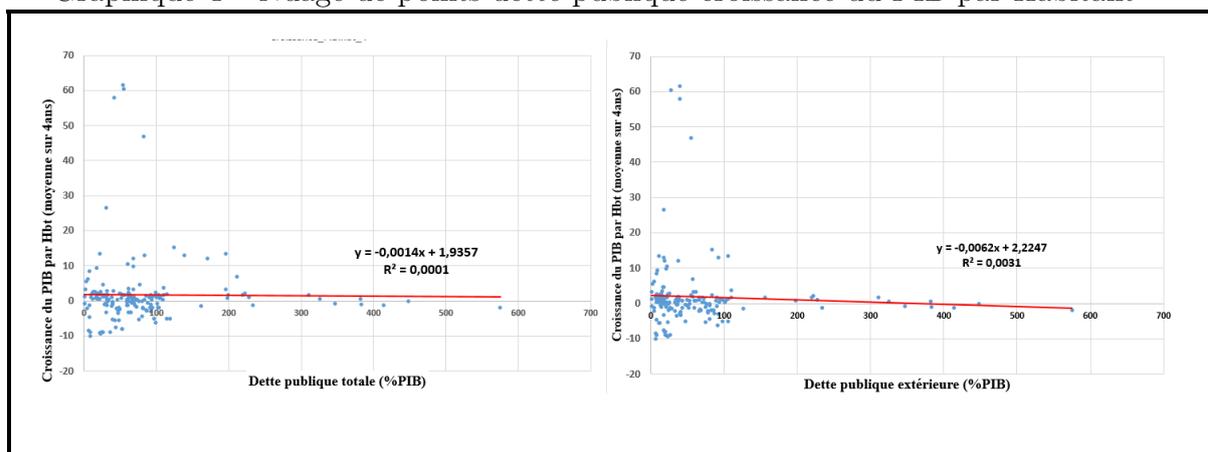


Source : Données BEAC/Nos travaux

2.2 Choix de l'approche de modélisation

A l'analyse du nuage de points entre les variables d'endettement et le taux de croissance du PIB par habitant (moyenne prospective sur 4 ans, cette considération est justifiée dans la section 3), il ressort qu'il est difficile d'appréhender la relation entre la dette et la croissance (les coefficients de corrélation linéaire sont inférieures à 1%) à l'aide d'une modélisation linéaire. Ces résultats suggèrent la prise en compte des effets de non linéarité dans la modélisation de la relation dette - croissance dans la CEMAC.

Graphique 4 – Nuage de points dette publique-croissance du PIB par Habitant



Source : Données BEAC/Nos travaux

De ce qui précède, nous supposons dans cette étude l'existence d'une relation non linéaire entre la dette et la croissance économique dans la CEMAC. Ainsi, l'approche méthodologique adoptée est basée sur la recherche des seuils d'endettement, en données de panel, pour lesquels toute accumulation de la dette publique affecte négativement la croissance. En effet, l'utilisation des modèles à changement de régimes en données de panel permet à la fois de conjuguer les avantages de travailler sur les données de panel et de résoudre simultanément les problèmes de non-linéarité, d'hétérogénéité et d'instabilité de la relation dans le temps. Ces modèles autorisent l'existence de dynamiques individuelles distinctes qui peuvent de surcroît évoluer dans le temps tout en tenant compte des asymétries.

Trois grandes familles de modèles sont généralement utilisées pour déterminer les seuils, à savoir : les modèles PTR de Hansen (1999)[17], PSTR de Gonzalez et al. (2005)[14] et PSTAR de Fok et al. (2005)[12]. Hansen (1999)[17] a été le premier à proposer une approche de détermination de seuil en données de panel en supposant une fonction de transition brutale. Gonzalez et al. (2005)[14] a généralisé cette démarche en autorisant que la transition entre différents régimes ne soit pas brutale, mais lisse. En effet, l'utilisation d'une fonction de transition brutale impose qu'une variation de la variable de transition puisse entraîner subitement le passage d'un régime à l'autre, même si cette évolution est minime. Cependant, il apparaît souvent logique que le passage d'un régime à un autre se fasse graduellement. Contrairement aux autres modèles de séries temporelles, dans ces deux approches, aucune structure auto-régressive n'est autorisée à cause des difficultés associées aux structures dynamiques en données de panel. Pour surmonter ces limites,

Fok et al. (2005)[12] propose les modèles PSTAR qui autorisent une dynamique auto-régressive. Toutefois, du fait de l'existence des paramètres aléatoires, les modèles PSTAR présentent l'inconvénient de poser des problèmes lors de l'estimation.

Dans cette étude, nous privilégions un modèle PSTR additifs à plusieurs fonctions de transition. L'utilisation de plusieurs fonctions de transition permet de prendre en compte une grande majorité des non-linéarités existant empiriquement. En effet, Gonzalez et al. (2005)[14] estiment que l'utilisation d'une seule fonction de transition n'est toujours pas suffisante pour tenir compte de l'ensemble des hétérogénéités individuelles et de l'instabilité temporelle des coefficients des pentes. Cette approche a été utilisée dans plusieurs études pour examiner les questions de non-linéarité (Colletaz et al, 2006[10]; Fouquau et al, 2008[13]).

2.3 Spécification du modèle

Nous considérons le modèle PSTR donné par l'équation (1)¹¹.

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_0' X_{it} + \beta_1' X_{it} G(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad \text{avec } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (1)$$

où ε_{it} *i.i.d.*(0, σ_ε^2) et $G(q_{it}; \gamma, c)$ désigne la fonction de transition associée à la variable de transition q_{it} , au paramètre de seuil c et au paramètre de lissage γ .

y_{it} est la variable dépendante, α_i et λ_t les vecteurs des effets fixes pays et temps respectivement. X_{it} contient les variables explicatives; β_0 et β_1 désignent respectivement les vecteurs de paramètres des modèles linéaire et non linéaire, et ε_{it} le vecteur des termes d'erreurs (indépendants et identiquement distribués).

González et al. (2005)[14] proposent d'utiliser la fonction de transition logistique donnée par la relation (2).

$$G(q_{it}; \gamma, c) = \left[1 + \exp \left(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j) \right) \right]^{-1} \quad \text{avec } \gamma > 0 \text{ et } c_1 < c_2 < \dots < c_m. \quad (2)$$

où $c = (c_1, \dots, c_m)'$ est un vecteur de dimension m et γ est le paramètre de lissage associé à la fonction de transition.

11. Notons qu'il est possible que les variables de la partie linéaire diffèrent de celles de la partie non-linéaire, une transformation simple permet dans ce cas de ramener à la forme générale, voir par exemple González et al. (2017)[15]

González et al. (2017)[15] soulignent qu’il est généralement suffisant de considérer que $m = 1$ (deux régimes extrêmes) ou $m = 2$ (trois régimes où les régimes extérieurs sont identiques et différents du régime central), car ses valeurs permettent de prendre en compte les différents types de variations communément rencontrées dans les paramètres. Lorsque m tend vers $+\infty$, le modèle PSTR est assimilable à un modèle PTR.

Pour prendre en compte plusieurs situations possibles, González et al. (2005)[14] proposent un modèle PSTR généralisé avec $(r+1)$ régimes, donné par la relation (3).

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 X_{it} + \sum_{j=1}^r \beta'_j X_{it} G_j(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

2.4 Procédures d’estimation et tests sur les modèles PSTR

L’estimation du modèle PSTR s’effectue en deux étapes. La première consiste à éliminer les effets fixes individuels en extrayant la moyenne individuelle tout en tenant compte de l’influence des seuils et paramètres de lissage. Pour la variable explicative et les résidus, l’opération consiste à calculer les variables centrées sur leurs moyennes individuelles. Une fois les effets individuels éliminés, la deuxième étape se rapporte à l’estimation du modèle par les moindres carrés non-linéaires. Il s’agit de minimiser la somme des carrés des résidus du modèle PSTR par rapport aux coefficients de pentes et aux paramètres de seuil et de lissage.

Plus généralement, trois principaux tests sont effectués sur les modèles PSTR, à savoir : le test de linéarité, le test de constance des paramètres et le test de non-linéarité résiduelle. Le premier permet de rejeter l’hypothèse de linéarité au profit du modèle PSTR, mais également de déterminer une variable de transition optimale parmi un ensemble de variables potentielles. La variable de transition optimale est celle qui minimise la p-value du test de linéarité (Gonzalez et al., 2005)[14]. Il a pour objectif de prouver si l’effet de seuils est statistiquement significatif et réciproquement de montrer que la relation liant les variables explicatives à la variable expliquée peut être représentée à l’aide d’un modèle à changements de régimes.

Le test de constance des paramètres permet de vérifier si le modèle PSTR se modifie au cours du temps conditionnement à une fonction de transition lisse qui a pour variable de transition le temps. L’hypothèse nulle de ce test correspond à la constance des paramètres alors que l’alternative est que la valeur des coefficients de la pente varie de manière lisse au cours du temps.

Quant au test de non-linéarité résiduelle, il permet de déterminer le nombre de régimes nécessaires pour capter l'hétérogénéité et la non-linéarité. Dans ce test, l'hypothèse nulle d'un modèle PSTR à un seuil est confrontée à l'hypothèse alternative d'un modèle possédant au moins deux seuils. En cas de rejet de l'hypothèse nulle, le modèle à spécifier doit contenir au minimum deux seuils pour capter l'hétérogénéité restante. La démarche se poursuit : le modèle contenant deux régimes doit être confronté à un modèle contenant trois, jusqu'au non rejet de l'hypothèse nulle. Les détails sur la construction du modèle PSTR sont présentés en annexe (section 3.4).

De manière générale, González et al. (2017)[15] proposent la procédure séquentielle suivante pouvant servir à la détermination du nombre de régimes :

1. Estimer un modèle linéaire (homogène) et tester l'homogénéité à un niveau de signification prédéterminé α .
2. Si l'homogénéité est rejetée, estimez un modèle PSTR à deux régimes.
3. Tester l'hypothèse de l'absence d'hétérogénéité résiduelle pour ce modèle. S'il est rejeté au niveau de signification $\tau\alpha$, avec $0 < \tau < 1$, estimer un modèle PSTR additif avec $r = 2$. Le but de la réduction du niveau de significativité d'un facteur τ est d'éviter des modèles trop volumineux.
4. Continuer jusqu'à ce que l'hypothèse nulle d'absence d'hétérogénéité résiduelle ne puisse plus être rejetée (en utilisant le niveau de signification $\tau(r - 1)\alpha$ lorsque le modèle PSTR additif situé sous l'hypothèse nulle inclut r fonctions de transition).

3 Résultats empiriques et interprétations

3.1 Tests de spécification du modèle

3.1.1 Test d'homogénéité et choix de la variable de transition

Le rejet de l'hypothèse d'homogénéité (ou de linéarité) est essentiel pour la modélisation PSTR. Pour cela le test d'homogénéité compare le modèle homogène en données de panel à effets individuels fixes ($r=0$) à l'alternative PSTR à une fonction de transition ($r=1$). Les résultats de ce test pour les modèle 1 et 2 sont consignés dans les tableaux (1) et (2) respectivement. La variable de seuil dans le modèle 1 est le taux d'endettement public total alors qu'il s'agit du taux d'endettement public extérieur dans modèle 2.

Tableau 1 – Test d’homogénéité : modèle 1

<i>m</i>	<i>LM_X</i>		<i>LM_F</i>		<i>WB</i>
	<i>test</i>	<i>p-val</i>	<i>test</i>	<i>p-val</i>	<i>p-val</i>
<i>H₀ : r=0 (Panel homogène à effets fixes)</i>					
<i>contre</i>					
<i>H₁ : r=1 (PSTR à une fonction de transition)</i>					
<i>Variable de transition : Dette publique (Dette_pub)</i>					
1	14,76	1,219e-04	11,120	0,00113	0,0018
2	15,36	4,631e-04	5,735	0,00417	0,0021
3	21,44	8,545e-05	5,293	0,00183	0,0015
<i>Variable de transition : Degré d’ouverture (Degre_ovv)</i>					
1	0,6899	4,062e-01	0,5195	4,724e-01	0,4151
2	70,9200	4,441e-16	26,4900	2,882e-10	0,0000
3	77,3300	1,110e-16	19,0900	3,446e-10	0,0000
<i>Variable de transition : Taux d’investissement (Invest_global)</i>					
1	4,559	0,032750	3,433	0,0663	0,0186
2	5,719	0,057310	2,136	0,1226	0,0918
3	13,050	0,004527	3,222	0,0251	0,0108

Note : les simulations par Bootstrap sont effectuées avec 15 000 réplifications

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

A l’observation des p-values des statistiques LM¹², on rejette l’hypothèse nulle d’homogénéité pour plusieurs variables de transition considérées. Ce rejet est confirmé par un rééchantillonnage par simulation Bootstrap, notamment le "Wild Bootstrap" (WB)¹³. La variable de transition permettant de mieux prendre en compte cette non-linéarité est le niveau de la dette (*Dette_pub* pour le modèle 1 et *Dette_ext* pour le modèle 2). Cependant, on peut remarquer que le rejet de la linéarité est plus fort dans le modèle 1. En effet, pour le modèle 2 le rejet de cette hypothèse est effectué au seuil de 10 % pour la statistique *LM_F*.

12. Rappelons que l’approximation de Taylor utilisée pour la transformation en modèle auxiliaire ne modifie pas la distribution asymptotique des statistiques LM.

13. Voir, Gonzalez et al. (2017)[15]

Tableau 2 – Test d’homogénéité : modèle 2

m	LM_X		LM_F		WB
	<i>test</i>	<i>p-val</i>	<i>test</i>	<i>p-val</i>	<i>p-val</i>
$H_0 : r=0$ (Panel homogène à effets fixes)					
contre					
$H_1 : r=1$ (PSTR à une fonction de transition)					
Variable de transition : Dette publique extérieure (<i>Dette_ext</i>)					
1	4,048	0,04422	3,049	0,08332	0,06687
2	7,551	0,02293	2,820	0,06353	0,03867
3	7,839	0,04946	1,935	0,12750	0,07333
Variable de transition : Degré d’ouverture (<i>Degre_ouv</i>)					
1	1,889	1,693e-01	1,423	2,353e-01	2,603e-01
2	65,460	6,106e-15	24,450	1,210e-09	0,000e+00
3	69,680	4,996e-15	17,210	2,338e-09	6,667e-05
Variable de transition : Taux d’investissement (<i>Invest_global</i>)					
1	3,672	0,05534	2,765	0,09890	0,03667
2	3,930	0,14010	1,468	0,23450	0,14670
3	9,815	0,02020	2,423	0,06915	0,0268

Note : les simulations par Bootstrap sont effectuées avec 15 000 réplifications

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Il ressort de ces différents tests que la relation entre la dette publique et la croissance sur le moyen terme est non-linéaire dans la CEMAC et dépendrait du niveau d’endettement en ratio du PIB de chaque pays membre. La non-linéarité introduit une hétérogénéité dans la structure de panel qui est bien prise en compte dans la modélisation PSTR sous réserve d’une bonne spécification. La relation entre ces agrégats macroéconomiques est donc caractérisée par un continuum de régimes, la nature de la relation (positive ou négative) pouvant différer dans les régimes. Ainsi, suivant le régime considéré, la dette publique peut agir soit positivement, soit négativement sur la croissance.

3.1.2 Séquence de tests de sélection du nombre de régimes

Le tableau (3) donne le résultat de la séquence de tests permettant de déterminer l’ordre approprié m de la fonction de transition logistique dans la relation (2).

Tableau 3 – Séquence de tests de sélection du nombre de régimes : modèle 1

	LM_X		LM_F		WB
	<i>stat</i>	<i>p-val</i>	<i>test</i>	<i>p-val</i>	<i>p-val</i>
Variable de transition : Dette publique					
H_{03}^*	14,7600	0,00012	11,1200	0,00113	0,00186
H_{02}^*	0,6516	0,41960	0,4867	0,48680	0,35510
H_{01}^*	6,7180	0,00954	4,9760	0,02756	0,02800

Note : les simulations par Bootstrap sont effectuées avec 15 000 réplifications

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Tableau 4 – Séquence de tests de sélection du nombre de régimes : modèle 2

	LM_X		LM_F		WB
	<i>stat</i>	<i>p-val</i>	<i>test</i>	<i>p-val</i>	<i>p-val</i>
<i>Variable de transition : Dette publique extérieure</i>					
H_{03}^*	4,0480	0,04422	3,0490	0,08332	0,06687
H_{03}^*	3,5930	0,05804	2,6830	0,10400	0,05247
H_{01}^*	0,3019	0,58270	0,2236	0,63720	0,55520

Note : les simulations par Bootstrap sont effectuées avec 15 000 réplifications

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Il ressort de ces tableaux que, la fonction de transition d'ordre $m = 1$ est appropriée pour prendre en compte les changements de régimes dans les deux modèles. En effet, le test autorisant le plus fort rejet (plus petite p-value) correspond à l'hypothèse nulle H_{03}^* pour les deux modèles.

3.1.3 Tests d'erreur de spécification

De ce qui précède, le modèle PSTR permet de modéliser la non-linéarité entre la dette publique et la croissance dans la CEMAC. Cependant, la forme du PSTR retenue pour l'instant est celle à deux régimes (ou à une fonction de transition), matérialisée par $r = 1$. Le premier test d'erreur de spécification, consiste à vérifier si ces deux régimes permettent de prendre en compte toute l'hétérogénéité qu'apportent les données. Le résultat du test d'absence d'hétérogénéité résiduelle qui confronte ce modèle à un modèle PSTR à trois régimes ($r = 1$ contre $r = 2$) est consigné dans les tableaux (5) et (6) pour les modèle 1 et 2 respectivement.

Tableau 5 – Tests d'erreur de spécification : modèle 1

m	LM_X		LM_F		WB
	<i>stat</i>	<i>p-val</i>	<i>stat</i>	<i>p-val</i>	<i>p-val</i>
<i>Test d'absence d'hétérogénéité résiduelle</i>					
$H_0 : r=1$ (PSTR à deux régimes)					
contre					
$H_1 : r=2$ (PSTR à trois régimes)					
1	50,83	3,176e-02	0,8122	0,7491	0,971
<i>Test de constance des paramètres</i>					
1	41.28	0.1823	0.6596	0.9133	0,979

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Tableau 6 – Tests d’erreur de spécification : modèle 2

<i>m</i>	<i>LM_X</i>		<i>LM_F</i>		<i>WB</i>
	<i>stat</i>	<i>p-val</i>	<i>stat</i>	<i>p-val</i>	<i>p-val</i>
<i>Test d’absence d’hétérogénéité résiduelle</i>					
<i>H₀ : r=1 (PSTR à deux régimes)</i>					
<i>contre</i>					
<i>H₁ : r=2 (PSTR à trois régimes)</i>					
1	59.81	4.062e-03	0.9555	0.5461	0,963
<i>Test de constance des paramètres</i>					
1	21.54	0.9521	0.3441	0.9996	0,969

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Pour les deux modèles, les valeurs p-values des différents tests utilisés sont toutes très proches de un, ceci suggère qu’on ne peut pas rejeter l’hypothèse selon laquelle le modèle PSTR à deux régimes permet de mieux prendre en compte l’hétérogénéité ou la non-linéarité de la relation entre la dette et la croissance par rapport au modèle à trois régimes.

Le deuxième test d’évaluation du modèle est celui de la constante des paramètres , il est question de vérifier si la représentation PSTR avec deux régimes ne se modifie pas au cours du temps (constance des coefficients des pentes). A l’observation des p-values (tableau (5) et tableau (6)), on constate qu’on ne peut pas rejeter l’hypothèse de constante des paramètres pour les deux modèles.

Ces tests d’erreurs de spécification ont permis de valider le fait que les modèle 1 et 2 permettent de mieux caractériser la relation entre la dette publique et la croissance dans la CEMAC. Cette relation est donc caractérisée par deux régimes extrêmes, la dette publique agissant positivement sur la croissance dans l’un des régimes et/ou négativement dans l’autre. La transition d’un régime à l’autre se fait de façon graduelle à travers une fonction logistique d’ordre un. L’estimation des paramètres permettra de mieux caractériser les deux régimes d’endettement et la transition d’un régime à l’autre.

3.2 Analyse des résultats d’estimation

Les résultats d’estimation du modèle PSTR à deux régimes sont consignés dans les tableaux (10 et 11). Les tests de Student de nullité de la moyenne des résidus confirme que les résidus sont de moyennes nulles. Les tests d’homoscédasticité de White et d’autocorrélation de Box-Pierce confirment que les résidus sont homoscédastiques et non autocorrélés ¹⁴

14. Les tests sont considérés au seuil de 5 %.

(tableau 12 en annexe).

Concernant la dette publique totale, le seuil est estimé à 82,3 %¹⁵ du PIB. Les bornes inférieure et supérieure de son intervalle de confiance au niveau 95 % sont respectivement 4,138 et 4,694¹⁶ en logarithme népérien, soit 62,68 % et 109,29 % en pourcentage PIB. En conséquence, la vraie valeur du seuil se trouve dans l'intervalle [62,68 %; 109,29 %] avec une probabilité de 95 %. Ce seuil indique le point de changement de la nature de la relation entre la dette publique et la croissance dans la CEMAC. Ainsi, pour des ratios d'endettement inférieurs à ce seuil, (*premier régime extrême*), la dette publique agit positivement sur la croissance et pour des niveaux d'endettement élevés (*deuxième régime extrême*)¹⁷, la dette publique impacte négativement la croissance. La transition se fait de façon lisse, le paramètre de lissage δ est estimé à 3,975, ce paramètre est aussi très significatif.

Le seuil d'endettement estimé (82,3 %) est très proche des seuils trouvés dans la littérature empirique pour les pays en développement. Oumou (2016)[25] trouvait un seuil à 83 % pour l'UEMOA ; Karadam (2018)[19] qui a estimé un seuil à 88 % du PIB pour un ensemble de pays 111 pays en développement dont ceux d'Amérique latine d'Afrique (seul la Guinée Équatoriale et le Gabon sont absents de l'échantillon pour la CEMAC) et d'Asie ; Omotosho et al. (2016)[24] ont estimé un seuil à 73,7 % pour le Nigeria. Cette étude est proche de celle de Karadam (2018)[19] de par la spécification du modèle et la prise en compte des variables explicatives. Une plus-value par rapport à ce travail est l'ajout de la Guinée Équatoriale et le Gabon dans l'échantillon et l'exclusion des pays hors zone CEMAC, la prise en compte du moyen terme par les moyennes prospectives sur PIB par habitant sur 4 ans et l'ajout des effets spécifiques à chaque année. Ainsi, cette étude rend compte d'un seuil spécifique pour la CEMAC en tenant des spécificités de la sous-région et de l'évolution temporelle. Le seuil trouvé dans le cadre de ce travail est inférieur à ceux trouvés dans la littérature pour les pays développés, ces seuils sont généralement supérieurs à 90 %.

S'agissant de la dette publique extérieure, le seuil estimé est de 41,01 %. Les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance du seuil d'endettement extérieur sont

15. Les valeurs initiales des paramètres de seuil et de lissage sont déterminées à l'aide des algorithmes de "*recuit simulé*" et de "*grille*" tels que décrits par Gonzalez et al. (2005) et Gonzalez et al. (2017).

16. L'intervalle de confiance du seuil d'endettement public total au seuil de 5 % est en logarithme népérien : $4,416 \pm 1,96 \cdot 0,9303 = [4,138; 4,6945]$ soit en pourcentage du PIB, l'intervalle [62,68 %; 109,29 %]

17. Le coefficient (non constant) relatif à la dette publique est $\beta_{0j} + \beta_{1j}G(Dette_{it}; \gamma, c)$, le premier régime extrême correspond au coefficient β_{0j} et le second à $\beta_{0j} + \beta_{1j}$

respectivement 3,71385 et 3,7162 soit 41 % et 41,1 % en pourcentage du PIB¹⁸. Par ailleurs, le paramètre de lissage estimé étant très élevé (18 600), le modèle PSTR ainsi estimé est étroitement proche du modèle PTR¹⁹ qui se caractérisent par la transition brutale d'un régime à l'autre.

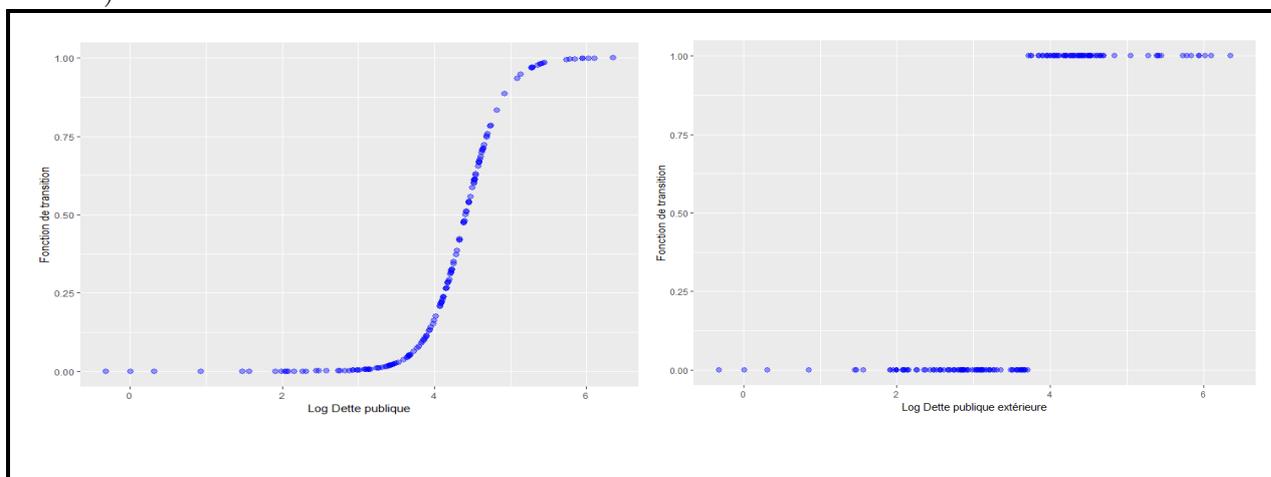
Il y a lieu de préciser que le seuil d'endettement extérieur estimé dans cette étude est un peu plus faible que celui obtenu par Omotosho et al. (2016)[24] au Nigeria (49 %) et Karadam (2018)[24] sur un échantillon de pays plus large (48,42 %).

3.3 Tests de robustesse

• Fonctions de transition

La transition du régime d'endettement faible à celui des forts ratio d'endettement s'effectue en comparant la variable de transition (le ratio de la dette publique dans ce cas) au seuil estimé. Les estimations des fonctions de transition des modèles 1 et 2 sont données par le graphique (5).

Graphique 5 – Estimation de la fonction de transition : modèle 1 (à gauche) et modèle 2 (à droite)



Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Contrairement au modèle 2, la transition du premier au deuxième régime extrême est progressive et plus lente dans le modèle 1, ceci explique la largeur de l'intervalle de confiance déterminé pour le modèle 1.

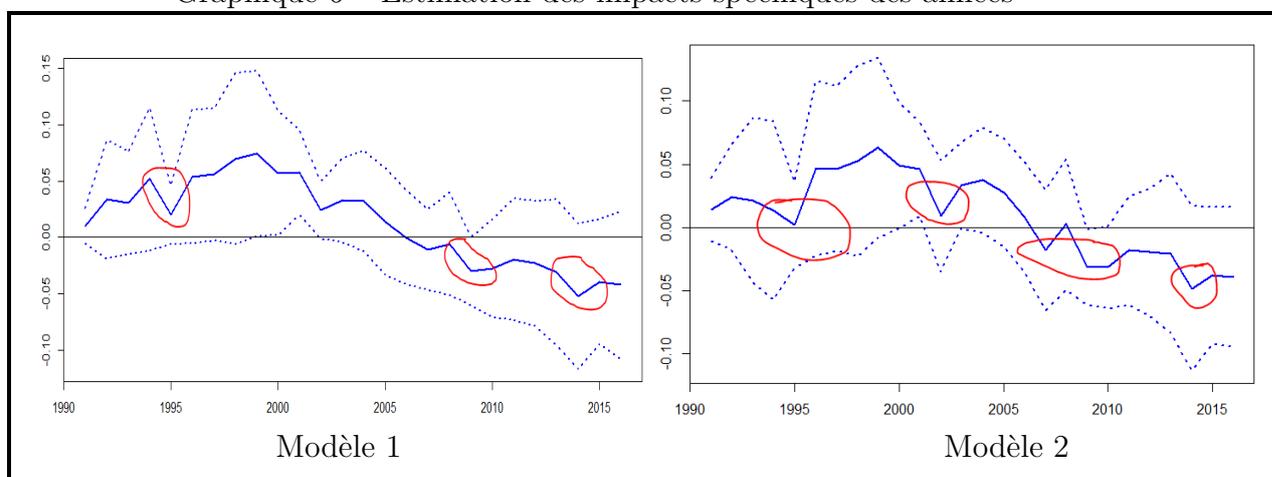
18. L'intervalle de confiance du seuil d'endettement public extérieur au seuil de 5 % est en logarithme népérien : $3,715 \pm 1,96 * 0.0006189 = [3,7138; 3,7162]$ soit en pourcentage du PIB l'intervalle [41 %; 41,1 %]

19. Cette forme de transition brutale est aussi mise en évidence par Karadam (2018)[19] pour la dette extérieure.

• Impacts spécifiques des années

Les estimations des impacts spécifiques des années sont similaires pour les deux modèles²⁰. Les impacts négatifs des années des crises majeures sur la croissance du PIB réel par habitant ressortent aisément (graphique 6) : il s'agit entre autre, de la dévaluation du Franc de la Coopération Financière en Afrique centrale (FCFA) de 1994 ; de la crise des subprimes de 2008 et la crise économique qui débute en 2014 dans la CEMAC due à la chute des cours du pétrole. On observe aussi un impact négatif des années à partir de 2007. Néanmoins, au regard des estimations des intervalles de confiance, ses effets ne sont pas hautement significatifs.

Graphique 6 – Estimation des impacts spécifiques des années



Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

3.4 Implications des résultats pour la CEMAC

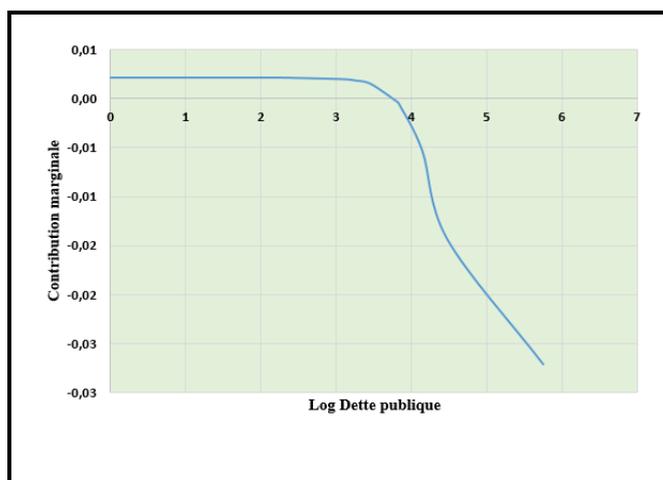
Les seuils déterminés précédemment rendent compte des niveaux d'endettement après les quels l'on bascule d'un régime de faible dette (premier régime extrême) à un régime de dette élevé (second régime extrême), la transition se faisant de façon progressive et lente dans le modèle 1. Cependant il est important de noter que la relation entre la dette publique et la croissance s'inverse bien avant ces seuils, ceci est observable à partir de la fonction transition, dans laquelle la transition d'un régime à l'autre est engagée bien avant le seuil. Ce fait est aussi mis en exergue par Baum et al. (2013)[6]. En effet, les auteurs trouvent un seuil entre 90 % et 100 % avec un niveau de 67 % au-delà duquel la dette agit négativement sur la croissance.

20. Le graphique (6) donne aussi les intervalles de confiance à de niveau 95 %.

La contribution marginale de la dette à la croissance permet de mieux illustrer le fait susmentionné. Le graphique (6) donne une estimation la contribution marginale de la dette publique à la croissance dans la CEMAC. Elle est donnée par la relation :

$$\frac{\partial \hat{y}_{it}}{\partial Dette_{it}} = \hat{\beta}_{0j} + \hat{\beta}_{1j} G(Dette_{it}; \hat{\gamma}, \hat{c}) \quad (4)$$

Graphique 7 – Estimation de la contribution marginale de la dette publique totale à la croissance



Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

On observe que la dette publique agit négativement sur la croissance pour des niveaux d'endettement inférieurs au seuil c , estimé à 4,41 (soit $\hat{c} = 82.3$ % du PIB). L'intervalle de confiance de confiance déterminé précédemment renseigne que la vraie valeur du paramètre de seuil c se trouve dans celui-ci avec 95 % de chance. Les recommandations de seuils s'appuient sur ces intervalles de confiance, **les seuils optimaux considérés dans ce travail sont les bornes inférieures de ces intervalles de confiance, soit 62,68 % pour la dette publique totale et 41 % pour la dette publique extérieure.**

Conclusion

La présente étude avait pour objectif de déterminer un seuil optimal commun pour la dette publique des pays de la CEMAC. Elle s'inscrit dans le prolongement des réflexions sur le plafond d'endettement à définir pour favoriser une meilleure coordination des politiques monétaire et budgétaires dans le contexte de la CEMAC dans le cadre de la surveillance multilatérale. A cet effet, la relation entre la dette publique et la croissance économique a été estimée à l'aide d'un modèle de panel à changement de régimes à transition lisse, appliqué pour un panel équilibré des 06 pays de la CEMAC sur la période 1990-2017.

Il ressort que cette relation est non-linéaire et caractérisée par deux régimes extrêmes. La dette publique devient néfaste à la croissance du PIB par tête sur le moyen terme, pour des niveaux d'endettement supérieur à un seuil estimé à 82,3% pour la dette publique et 41% pour la dette publique extérieure. Les intervalles de confiance de niveau 95% pour les vraies valeurs de ces seuils sont respectivement [62,7% ; 109, 2%] et [41% ; 41,1%].

En conséquence, pour rendre plus contraignant le critère d'endettement dans le cadre de surveillance multilatéral, tout en évitant les effets néfastes de la dette sur la croissance économique dans la CEMAC, il serait souhaitable de renforcer la coordination des politiques économiques dans la zone en plafonnant le taux d'endettement à 62,7% du PIB. Par ailleurs, ce critère pourrait être complété en limitant également l'encours de la dette publique extérieure à 41% du PIB. En complément à ces recommandations, les investissements publics doivent être orientés vers des projets productifs.

Il convient de relever que cette étude ne prend pas en compte certaines variables institutionnelles, notamment de gouvernance, dont la dégradation pourrait réduire l'efficacité de la dette publique, impactant ainsi le taux d'endettement optimal. Cette extension est susceptible de fournir des variables sur lesquelles il est possible d'agir directement pour renforcer l'efficacité de la dette publique dans la CEMAC.

Références bibliographiques

- [1] Alexander Chudik, A., Mohaddes, K. et Pesaran M. H. (2017). Is there any debt-threshold effect on output growth'. *The Review of Economics and Statistics*, March 2017, 99(1) : 135–150
- [2] Minea, A. and Parent, A. (2012) Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and Some Complex Nonlinearities. Working Papers 201218, CERDI.
- [3] Avom, D. (2007). La coordination des politiques budgétaires dans une union monétaire : l'expérience récente des pays de la CEMAC. *Revue Tiers Monde* 2007/4 (N^o 192), p. 871-893.
- [4] Barro, R., (1989). The Ricardian approach to budget deficit. *Journal of Economic Perspectives*—Volume 3, Number 2—Spring 1989—Pages 37–54
- [5] Bikai,L. (2010). Threshold Effects of Budgetary Policy on Economic Growth in Cemac. Université de Yaoundé 2.
- [6] Baum, A., Checherita-Westphal, C., et Rother, P. (2013). Debt and growth : New evidence for the euro area. *Journal of International Money and Finance*, 32, 809–821
- [7] Chang, T., et Chiang, G. (2009). The behavior of OECD public debt : A panel smooth transition regression approach. *The Empirical Economics Letters*, 8(1).
- [8] Cecchetti, S. G., Mohanty, M. S., et Zampolli, F. (2011). The real effects of debt. *BIS Working Paper N^o. 352*.
- [9] Checherita-Westphal, C., et Rother, P. (2012). The impact of high government debt on economic growth and its channels : An empirical investigation for the euro area. *European Economic Review*, 56(7), 1392–1405.
- [10] Colletaz, G.et Hurlin C. (2006), « Thresold effect in the public capital productivity : an international Panel Smooth Transition Regression approach », *Document de recherche LEO*.
- [11] Elmendorf, D. W., et Mankiw, N. G. (1999). Government debt. *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1615–1669.
- [12] Fok, D., van Dijk, D. et Franses, P. (2005), « A multi-level Panel STAR model for US manufacturing sectors », *Journal of Applied Econometrics*, 20, 811–827.
- [13] Fouquau, J. (2008). Modèles à changements de régimes et données de panel : de la non-linéarité à l'hétérogénéité. Université d'Orleans.

- [14] Gonzalez, A., Teräsvirta, T., et van Dijk, D. (2005). Panel smooth transition regression models. *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance 604*. Stockholm : Stockholm School of Economics.
- [15] Gonzalez, A., Teräsvirta, T., van Dijk, D. et Yang, Y. (2017). *Panel smooth transition regression models*. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance 604. Stockholm : Stockholm School of Economics.
- [16] Guérineau et al. (2015). Viabilité budgétaire et renforcement du dispositif de surveillance multilatérale au sein de la CEMAC. *Rapport du FERDI*.
- [17] Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels : Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345–368.
- [18] Hurlin, C. et Mignon, V. (2005). Une synthèse des tests de racine unitaire en sur données de panel, *Economie et Prévision* 169-171, 251–295.
- [19] Karadam, D. Y. (2016). An investigation of nonlinear effects of debt on growth. *The Journal of Economic Asymmetries*.
- [20] Kharusi, S., et Ada, M., (2018). External Debt and Economic Growth : The Case of Emerging Economy. *Journal of Economic Integration* Vol.33 No.1, 1141-1157
- [21] Kgakge-Tabengwa, G. (2014). Impact of Shocks to Public Debt and Government Expenditure on Human Capital and Growth in Developing Countries. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, Vol. 6, N^o. 1, pp. 44-67, Jan 2014 (ISSN : 2220-6140)
- [22] Kumar, M., et Woo, J. (2010). Public debt and growth. *Working Paper N^o. WP/10/174*. IMF.
- [23] Mankiw, G., Romer, D., et Weil, D., (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*. p 408-437.
- [24] Omotosho, B. S., Bawa, S. and Doguwa, S.(2016). Determining the Optimal Public Debt Threshold for Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics* Vol. 7 No. 2
- [25] Oumou Guisse (2016). Effets de l’Endettement Public sur la Croissance Économique en présence de non linéarité : Cas des pays de l’Union Économique et Monétaire Ouest Africaine. *Économies et finances*. Université d’Orléans, 2016. Français. <NNT : 2016ORLE0502>. <tel-01477847>
- [26] Panizza, U., et Presbitero, A. (2012). Public Debt and Economic Growth : Is There a Causal Effect ?. *MoFiR working paper* No 65.
- [27] Rogoff, K., et Reinhart, C. (2010). Growth in a time of debt. *The American Economic Review*, 100(2), 573–578.
- [28] Temple, J. (2000). Growth regressions and what the textbooks don’t tell you. *Bulletin of Economic Research*, 52(3), 181–205.

Annexe

Construction du modèle PSTR

► spécification : Test de linéarité

Pour expliquer la démarche, on considère le modèle PSTR sous sa forme à deux régimes (modèle 3) avec la fonction de transition définie par le relation (2) . L'hypothèse nulle du test d'homogénéité peut être considérée de deux façon différentes :

$$H_0 : \beta_1 = 0 \quad \text{ou} \quad H'_0 : \gamma = 0 \quad (5)$$

Dans les deux cas, le test sera non standard car, sous l'une ou l'autre hypothèse nulle, le modèle PSTR contient des paramètres de nuisance non identifiés. En particulier, les paramètres de seuil c_j ne sont pas identifiés sous l'une ou l'autre hypothèse nulle, et c'est également le cas pour β_1 sous H_0 et pour γ sous H'_0 . Plusieurs auteurs dans la littérature se sont penchés sur les tests d'hypothèses en présence des paramètres de nuisance. González et al. (2005) proposent de reprendre la démarche proposée par Luukkonen et al. (1988)²¹ pour les modèles STAR en testant l'hypothèse nulle $H'_0 : \gamma = 0$. Cette démarche consiste à remplacer la fonction de transition $G(q_{it}; \gamma, c)$ par son développement de Taylor du premier ordre au voisinage du point $\gamma = 0$. En utilisant ce développement , on obtient le modèle auxiliaire :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} q_{it} + \beta_2^* x_{it} q_{it}^2 + \dots + \beta_m^* x_{it} q_{it}^m + \varepsilon_{it}^* \quad (6)$$

où les vecteurs $\beta_0^*, \dots, \beta_m^*$ sont des multiples du paramètres γ et

$$\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} + R_m \beta_1^* x_{it} \quad (7)$$

où R_m est le reste du développement Taylor.

Par conséquent, tester l'hypothèse $H'_0 : \gamma = 0$ dans le modèle (1), revient encore à tester

$H_0^* : \beta_1^* = \beta_1^* = \dots = \beta_m^* = 0$ dans le modèle (6). Notons que sous l'hypothèse nulle on a $(\varepsilon_{it}^*) = (\varepsilon_{it})$, ainsi le reste de Taylor n'affecte pas la distribution asymptotique.

L'hypothèse nulle peut être tester grâce à la statistique du multiplicateur de lagrange (LM). Le calcul de la statistique de test se déroule en deux étapes : on élimine d'abord

21. Cité par González et al. (2005)

les effets fixes de l'équation (6) par l'opérateur within, on calcule ensuite la statistique de test pour le modèle transformé. La statistique de test LM_X est donnée par :

$$LM_X = TN \frac{SSR_0 - SSR_1}{SSR_0} \quad (8)$$

où, SSR_0 désigne la somme des carrés résiduels du modèle de panel linéaire à effets fixes, SSR_1 est la somme des carrés résiduels du modèle auxiliaire (6) sous l'hypothèse nulle, LM_X est distribué suivant une loi de Khi-deux à mk degrés de liberté, χ_{mk}^2 , tandis que LM_F (équation 9) est approximativement distribué asymptotiquement suivant la loi de Fisher, $F(mk; TN - N - m(k + 1))$ (Gonzalez et al., 2005).

$$LM_F = \frac{TN - N - m(k + 1)}{TNmk} LM_X = \frac{\frac{SSR_0 - SSR_1}{mk}}{\frac{SSR_0}{TN - N - m(k + 1)}} \quad (9)$$

Gonzalez et al. (2017) soulignent deux remarques importantes concernant le test d'homogénéité :

1. *le test d'homogénéité peut être utilisé pour sélectionner la variable de transition appropriée dans le modèle PSTR. Dans ce cas, le test au moyen de l'expansion de Taylor est effectué pour un ensemble de variables de transition "candidates" et la variable qui donne lieu au rejet le plus fort de la linéarité²² (le cas échéant) est choisie comme variable de transition ;*
2. *le test d'homogénéité peut également être utilisé pour déterminer l'ordre approprié m de la fonction de transition logistique dans la relation (2). Granger et Teräsvirta (1993) et Teräsvirta (1994, 1998)²³ proposent une séquence de tests permettant de choisir entre $m = 1$ et $m = 2$. Appliquée à la situation actuelle, cette séquence de test s'effectue comme suit : en utilisant le modèle auxiliaire (6) avec $m = 3$, on teste l'hypothèse $H_0^* : \beta_2^* = \beta_3^* = 0$, en cas de rejet de l'hypothèse nulle, on teste $H_{03}^* : \beta_3^* = 0$, $H_{02}^* : \beta_2^* = 0/\beta_3^* = 0$ et $H_{01}^* : \beta_1^* = 0/\beta_2^* = \beta_3^* = 0$. On choisit $m = 2$ si le plus fort rejet correspond à H_{02}^* et $m = 1$ dans les autres cas.*

La spécification du modèle devrait donc permettre de choisir la fonction de transition adaptée et le paramètre m de la fonction de transition logistique avant l'estimation du modèle PSTR.

22. Le plus fort rejet de la linéarité correspond à la plus petite p-value

23. *Ibid.*

► Estimation des paramètres du modèle PSTR

Cette section est consacrée à l'estimation des coefficients de pentes et des paramètres de seuil et de lissage dans les modèles PSTR. Considérons le modèle (1) à une fonction de transition. La procédure d'estimation des paramètres comporte deux étapes : on élimine d'abord les effets individuels, puis on utilise la méthode des moindres carrés non linéaires pour estimer les paramètres (Gonzalez et al., 2005).

L'élimination des effets individuels peut se faire en utilisant l'opérateur "*within*" comme dans le cas standard des modèles de panel linéaires. Cependant, les modèles PSTR demandent plus de rigueur que les modèles de panel linéaires du fait de la non-linéarité.

Le modèle (1) peut encore s'écrire :

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}^*(\gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

où $\beta = (\beta'_0, \beta'_1)'$ et $x_{it}^*(\gamma, c) = (x'_{it}, x'_{it}G(q_{it}; \gamma, c))'$

L'élimination des effets individuels s'obtient retranchant les moyennes individuelles :

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i, \tilde{x}_{it}^*(\gamma, c) = (x'_{it} - \bar{x}'_i, x'_{it}G(q_{it}; \gamma, c) - \bar{w}'_i(\gamma, c))', \tilde{\varepsilon}_{it} = \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i$$

$$\text{avec } \bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}, \bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}, \bar{\varepsilon}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}, \bar{w}'_i(\gamma, c) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}G(q_{it}; \gamma, c).$$

On obtient le modèle (11) :

$$\tilde{y}_{it} = \beta' \tilde{x}_{it}^*(\gamma, c) + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (11)$$

La conséquence de cette transformation réside dans le fait que le vecteur transformé des variables explicatives $\tilde{x}_{it}^*(\gamma, c)$ dépend de la fonction de transition et doit être recalculée pour chaque couple de paramètre de seuil c et de lissage γ .

Après l'élimination des effets individuels, l'estimation des coefficients du modèle (11) se fait par la méthode des moindres carrés non linéaires pour déterminer les valeurs des paramètres de seuil c et de lissage γ , qui minimisent la somme concentrée des carrés résiduels $\mathcal{Q}^c(\gamma, c)$ définie par :

$$\mathcal{Q}^c(\gamma, c) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(\tilde{y}_{it} - \hat{\beta}'(\gamma, c) \tilde{x}_{it}^*(\gamma, c) \right)^2 \quad (12)$$

où $\hat{\beta}'(\gamma, c)$ est l'estimateur des coefficients du modèle (11) par la méthode des moindres

carrés ordinaires lorsque les paramètres de seuil c et de lissage γ sont fixés. Autrement dit, pour c et γ fixés,

$$\hat{\beta}(\gamma, c) = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it}^*(\gamma, c) \tilde{x}_{it}^*(\gamma, c) \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it}^*(\gamma, c) \tilde{y}_{it} \right] \quad (13)$$

Le support du paramètre de lissage γ n'étant plus fini, de plus la distance entre le paramètre de seuil et la variable de transition influençant la valeur de la fonction de transition, il n'est plus possible de résoudre le programme de minimisation de $\mathcal{Q}^c(\gamma, c)$ par balayage sur un intervalle comme dans les modèles PTR (Fouquau, 2008). L'utilisation d'un algorithme d'optimisation numérique est recommandée dans ce cas. Toutefois, la convergence de ces estimateurs est fortement liée aux choix des conditions initiales sur γ et c . Colletaz et Hurlin (2006)²⁴ proposent de créer une "grille" de recherche sur ces paramètres en sélectionnant plusieurs valeurs possibles pour le paramètre de lissage et pour le seuil. Cette méthode est également utilisée pour les modèles STR et STAR. Elle est basée sur le fait susmentionné que le modèle (10) est linéaire en β lorsque γ etc sont fixés. Par conséquent, la somme concentrée des carrés résiduelles peut être facilement calculée pour une "grille" de valeurs pour γ et c tels que, $\gamma > 0$, $c_{j,min} > \min_{i,t} q_{it}$, $j = 1, \dots, m$ et $c_{j,min} < \max_{i,t} q_{it}$ et les valeurs minimisant $\mathcal{Q}^c(\gamma, c)$ peuvent ainsi être utilisés comme valeurs initiales de l'algorithme d'optimisation non linéaire. González et al. (2005)[14] proposent d'utiliser le recuit simulé (*simulated annealing*), c'est une approche alternative pour obtenir ces valeurs de départ.

► Évaluation du modèle : Tests de spécification

L'évaluation (ou la validation) d'un modèle PSTR estimé est une partie essentielle de la procédure de construction du modèle. Nous considérons deux tests d'erreur de spécification qui ont été développés dans la littérature dans ce but.

- **test de constante des paramètres.** Ce test permet de vérifier si la représentation PSTR ne se modifie pas au cours du temps, conditionnellement à une variable de transition lisse qui a pour variable de transition le temps .
- **test d'hétérogénéité résiduelle.** L'utilisation d'un modèle PSTR à deux régimes (modèle 1) soutient comme hypothèse forte que ce modèle peut capter toute l'hétérogénéité ou la non-linéarité présente dans les données en panel. L'évaluation du modèle impose que cette hypothèse soit testée pour éviter des erreurs de spécification. A cet effet, le test d'absence d'hétérogénéité résiduelle ("*no remaining heterogeneity*") permet de tester le nombre de régimes ou de manière équivalente,

24. Cité par, Fouquau (2008)[?]

le nombre de fonctions de transition nécessaires pour capter toute l'hétérogénéité et la non-linéarité des données .

- **Test de constance des paramètres**

Ce test permet de vérifier si la représentation PSTR ne se modifie pas au cours du temps, conditionnellement à une variable de transition lisse qui a pour variable de transition le temps. L'hypothèse alternative est que les paramètres du modèle (1) varient de façon lisse au cours du temps. Sous cette hypothèse, le modèle est connu sous le nom de *Time Varying Panel Smooth Transition Regression* (TV-PSTR)²⁵ et s'écrit comme suit :

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} G(q_{it}; \gamma, c) + f(t; \gamma_2, c_2)(\beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} G(q_{it}; \gamma, c)) + \varepsilon_{it}. \quad (14)$$

où $f(t; \gamma_2, c_2)$ est une autre fonction de transition d'ordre h avec pour variable transition le temps.

L'hypothèse nulle de constance des paramètres est $H_0 : \gamma_2 = 0$. Cette hypothèse n'est pas directement testable avec l'équation (14) à cause des paramètres de nuisance dans les fonctions de transition. Pour pallier à cette difficulté, on procède de même que dans la spécification, en remplaçant la fonction de transition $f(t; \gamma_2, c_2)$ par son développement limité de Taylor à l'ordre 1 autour du paramètre γ_2 . En réarrangeant l'équation (14), on obtient l'équation auxiliaire :

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_{10} x_{it} + \beta'_1 x_{it} t + \beta'_2 x_{it} t^2 + \dots + \beta'_h x_{it} t^h + (\beta'_{11} x_{it} + \beta'_{h+1} x_{it} t + \beta'_{h+2} x_{it} t^2 + \dots + \beta'_{2h} x_{it} t^h) G(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it}^*. \quad (15)$$

où $\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} + \mathcal{R}(t; \gamma_2, c_2)$ est le reste du développement de Taylor. Dans le modèle (15), les vecteurs de paramètres β_j^* , $j = 1, \dots, h, h+1, \dots, 2h$ sont des fonctions du paramètre γ_2 , tels que l'hypothèse $H_0 : \gamma_2 = 0$ peut être reformulée par $H_0^* : \beta_j^* = 0$, $j = 1, \dots, h, h+1, \dots, 2h$ dans l'équation auxiliaire (15).

Sous H_0 on a $\mathcal{R}(t; \gamma_2, c_2) = 0$ et donc $(\varepsilon_{it}^*) = (\varepsilon_{it})$. Ainsi, l'approximation de Taylor n'affecte pas la distribution asymptotique. On peut donc utiliser la statistique de Lagrange (LM). Après avoir éliminé les effets individuels dans le modèle auxiliaire (15) par l'opérateur Within, la statistique de test de Lagrange LM_X est donnée par :

$$LM_X = TN \frac{SSR_0 - SSR_1}{SSR_0} \quad (16)$$

25. Voir par exemple, González et al. (2005[14], 2017[15])

où, SSR_0 désigne la somme des carrés résiduels du modèle contraint qui est en fait le modèle PSTR (1), SSR_1 est la somme des carrés résiduels du modèle auxiliaire (15). Sous l'hypothèse nulle, LM_X est distribué suivant une loi de Khi-deux à $2hk$ degrés de liberté, \mathcal{X}_{2hk}^2 , tandis que la statistique de Fisher LM_F (équation 17) est approximativement distribué asymptotiquement suivant la loi de Fisher, $F(2hk, TN - N - 2k(h+1) - (m+1))$ (González et al., 2005[14], 2017[15]).

$$LM_F = \frac{TN - N - 2k(h+1) - (m+1)}{TN2hk} LM_X = \frac{\frac{SSR_0 - SSR_1}{2hk}}{\frac{SSR_0}{TN - N - 2k(h+1) - (m+1)}} \quad (17)$$

• Test d'absence d'hétérogénéité et détermination du nombre de régimes

L'utilisation d'un modèle PSTR à deux régimes (modèle 1) soutient comme hypothèse forte que ce modèle peut capter toute l'hétérogénéité ou la non-linéarité présente dans les données en panel. L'évaluation du modèle impose que cette hypothèse soit testée pour éviter des erreurs de spécification. A cet effet, le test d'absence d'hétérogénéité résiduelle ("*no remaining heterogeneity*") permet de tester le nombre de régimes ou de manière équivalente, le nombre de fonctions de transition nécessaires pour capter toute l'hétérogénéité et la non-linéarité des données.

L'idée naturelle selon González et al. (2005)[15] est de confronter ce modèle PSTR à deux régimes ($r=1$) à un modèle PSTR à trois régimes ($r=3$) comme alternative. Ce principe du test est identique au test de constance des paramètres susmentionné. Un modèle PSTR à trois régimes est donné par la relation (18) ci :

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 X_{it} + \beta'_1 X_{it} G_1(q_{it}^{(1)}; \gamma_1, c_1) + \beta'_2 X_{it} G_2(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

où $q_{it}^{(1)}$ et $q_{it}^{(2)}$ sont deux variables de transition qui peuvent être identiques, $G_2(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2)$ est une deuxième fonction de transition logistique d'ordre m .

L'hypothèse nulle du test de d'absence d'hétérogénéité résiduelle peut être reformulée comme $H_0 : \gamma_2 = 0$. Comme mentionné précédemment pour le test de constance des paramètres, les paramètres de nuisances non identifiés sous H_0 empêchent une procédure directe de test. A cet effet, on remplace la deuxième fonction de transition $G_2(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2)$ par son développement de Taylor à l'ordre 1 au voisinage de γ_2 , on obtient le modèle auxiliaire (19).

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} G_1(q_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1) + \beta_{21}^* x_{it} q_{it}^{(2)} + \dots + \beta_{2m}^* x_{it} q_{it}^{(2)m} + \varepsilon_{it}^* \quad (19)$$

où $\hat{\gamma}_1$ et \hat{c}_1 sont estimés sous l'hypothèse nulle H_0 . Puisque les coefficients $\beta_{21}^*, \dots, \beta_{2m}^*$ sont des multiples de γ_2 , l'hypothèse nulle $H_0 : \gamma_2 = 0$ du modèle (18) est équivalente à $H_0^* : \beta_{21}^* = \dots = \beta_{2m}^* = 0$ ²⁶ dans le modèle auxiliaire (19). De même que pour le test de constante des paramètres, on peut calculer les statistiques de test de Lagrange (20) et Fisher (21).

$$LM_X = TN \frac{SSR_0 - SSR_1}{SSR_0} \quad (20)$$

$$LM_F = \frac{TN - N - 2 - k(m + 2)}{mk} LM_X = \frac{\frac{SSR_0 - SSR_1}{2hk}}{\frac{SSR_0}{TN - N - 2 - k(m + 2)}} \quad (21)$$

où, SSR_0 désigne la somme des carrés résiduels du modèle PSTR à deux régimes (ou à une fonction de transition 1), SSR_1 est la somme des carrés résiduels du modèle auxiliaire (19). Sous l'hypothèse nulle, LM_X est distribué suivant une loi de Khi-deux à mk degrés de liberté, \mathcal{X}_{mk}^2 , tandis que la statistique de Fisher LM_F (équation 21) est approximativement distribué asymptotiquement suivant la loi de Fisher, $F(mk, TN - N - 2 - k(m + 2))$ (González et al., 2005[14], 2017[15]).

Le rejet de l'hypothèse nulle renvoie à une mauvaise spécification, dans ce cas le nombre de régimes nécessaires pour prendre en compte toute l'hétérogénéité des données est supérieur à deux.

Analyse descriptive et tests de racines unitaires

Tableau 7 – Statistiques préliminaires

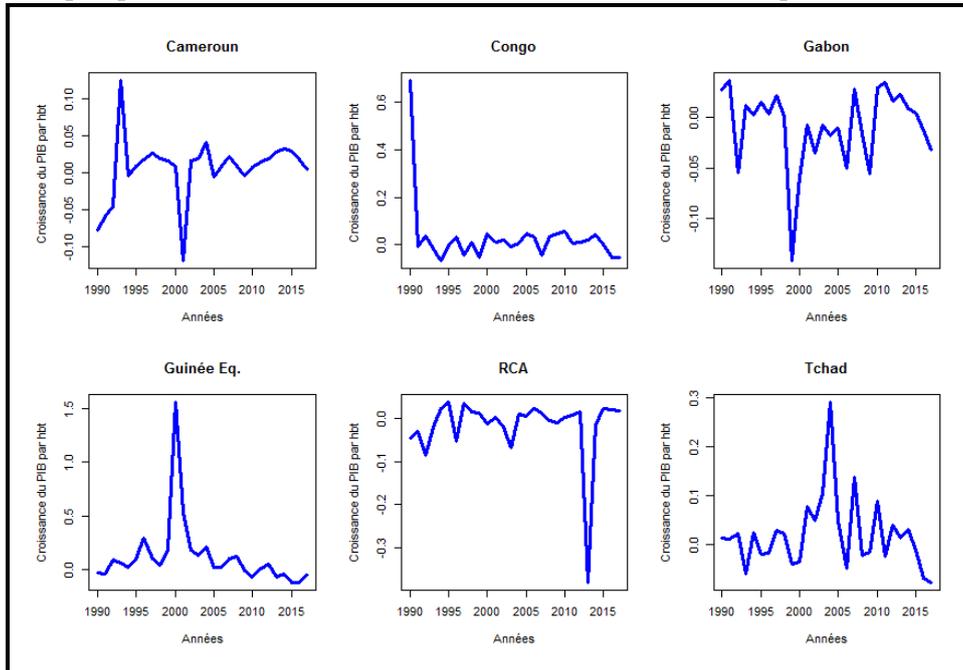
Variable	Moyenne	écart-type	10 %	25 %	médiane	75 %	90 %
<i>Dette_pub_{i,t}</i>	80,98	87,38	13,12	30,62	60,63	92,92	195,84
<i>Dette_ext_{i,t}</i>	64,40	88,14	8,10	16,53	37,64	78,12	109,48
<i>Invest_priv_{i,t}</i>	15,51	1,31	4,12	13,87	19,58	35,53	18,05
<i>Invest_pub_{i,t}</i>	7,03	5,45	2,56	3,81	5,42	8,09	14,03
<i>Credit_eco_{i,t}</i>	8,51	4,94	2,95	4,11	8,10	11,76	14,85
<i>Degre_ouv_{i,t}</i>	37,43	15,23	19,00	29,68	54,83	64,42	21,80
<i>PIB_hbt_{i,t}</i>	1486,62	1721,16	189,92	288,76	511,19	3129,42	4331,61

Note : Le tableau donne la moyenne, l'écart-type et les centiles sélectionnés de l'ensemble des variables pour le panel des 06 pays de la CEMAC de 1990 à 2017. Le PIB par habitant est donné en milliers XAF

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

26. Si $\beta_1 = 0$ dans le modèle (19) le test est équivalent au test d'homogénéité discuté à la section (??).

Graphique 8 – Évolution du taux de croissance du PIB par habitant



Source : Données BEAC Nos travaux

Tableau 8 – Part du pétrole dans le PIB dans la CEMAC

Pays	Dette extérieure (% Dette publique totale)				
	2013	2014	2015	2016	2017
Cameroun	39,4	25,7	23,9	30,2	43,7
Congo	75,1	74,7	48,1	92,2	81,6
Gabon	72,6	81,2	74,8	63,8	66,2
Guinée Équatoriale	79,1	78,1	22,5	25,8	26,2
RCA	99,3	73,0	59,1	64,2	72,7
Tchad	56,1	57,6	40,7	35,4	37,4

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Test de la racine unitaire en données de panel

Le tableau suivant donne les tests de racine unitaire première et seconde génération en données de panel avec dérive²⁷.

27. Voir, Hurlin et Mignon (2005)[18]

Tableau 9 – Test de la racine unitaire en données de panel

	Crois_PIB.hbt_4	log Dette_pub	log Dette_ext	log_invest_pub	log_invest_priv
Tests de première génération : si indépendance entre individus					
Levin et Lin	0.61	0.009	0.06	0.001	0.06
Tests de seconde génération : si dépendance entre individus					
Pesaran	0,04	0.0019	0.06	0.0018	0.001

Note : Il y a absence de racine unitaire dans la panel au seuil 10%, indépendamment de la dépendance individuelle. (rejet de l'hypothèse nulle de non-stationnarité pour le test de Pesaran)

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Estimation du modèle PSTR (modèle 1 et modèle 2)

Sont données ci-dessous les sorties du logiciel R relatives aux estimations.

Graphique 9 – Spécification du modèle 1, avec dette publique totale (sortie R)

```

R Console
#####
## PSTR 1.2.1 'Orange Panel' from CRAN
#####
Summary of the model:
-----
time horizon sample size = 27, number of individuals = 6
-----
Dependent variable: Croissance_PIB.hbt_4
-----
Explanatory variables in the linear part:
Taux_invest_pub Taux_invest_priv PIB_par_hbts Dette_pub Degre_ouverture Croiss_pop Credits_economie dt_1991 ds
-----
Explanatory variables in the non-linear part:
Dette_pub
-----
Potential transition variable(s) to be tested:
Dette_pub Degre_ouverture Invest_global Croiss_pop
#####
Sequence of homogeneity tests for selecting number of switches 'm':
-----
LM tests based on transition variable 'Dette_pub'
m LM_X PV LM_F PV HAC_X PV HAC_F PV WB_PV WCB_PV
1 14.7600 0.0001219 11.1200 0.001133 1.741 0.1870 1.3110 0.2544 0.001867
2 0.6516 0.4196000 0.4867 0.486800 0.457 0.4990 0.3414 0.5601 0.355100
3 6.7180 0.0095470 4.9760 0.027560 2.400 0.1213 1.7780 0.1850 0.028000
-----
LM tests based on transition variable 'Degre_ouverture'
m LM_X PV LM_F PV HAC_X PV HAC_F PV WB_PV WCB_PV
1 0.6899 4.062e-01 0.5195 4.724e-01 0.2824 0.59510 0.2127 0.6455 0.4151 0.6239
2 70.9200 4.441e-16 26.4900 2.882e-10 4.8460 0.08867 1.8100 0.1681 0.0000 0.1240
3 77.3300 1.110e-16 19.0900 3.446e-10 3.1420 0.16170 1.2700 0.2880 0.0000 0.1305
-----
LM tests based on transition variable 'Invest_global'
m LM_X PV LM_F PV HAC_X PV HAC_F PV WB_PV WCB_PV
1 4.559 0.032750 3.433 0.06631 3.011 0.08269 2.268 0.1347 0.01860 0.1537
2 5.719 0.057310 2.136 0.12260 3.036 0.21920 1.134 0.3252 0.09187 0.2871
3 13.050 0.004527 3.222 0.02514 4.755 0.19070 1.174 0.3226 0.01080 0.0608
-----
LM tests based on transition variable 'Croiss_pop'
m LM_X PV LM_F PV HAC_X PV HAC_F PV WB_PV WCB_PV
1 0.150 0.6985 0.1130 0.7374 0.1535 0.6952 0.1156 0.7345 0.6440 0.6892
2 1.803 0.4059 0.6735 0.5118 1.4190 0.4920 0.5298 0.5901 0.2909 0.5307
3 2.547 0.4668 0.6290 0.5977 3.6630 0.3002 0.9044 0.4412 0.3958 0.7452
-----
LM tests based on transition variable 'Dette_pub'
m LM_X PV LM_F PV HAC_X PV HAC_F PV WB_PV WCB_PV
1 14.7600 0.0001219 11.1200 0.001133 1.741 0.1870 1.3110 0.2544 0.001867
2 0.6516 0.4196000 0.4867 0.486800 0.457 0.4990 0.3414 0.5601 0.355100
3 6.7180 0.0095470 4.9760 0.027560 2.400 0.1213 1.7780 0.1850 0.028000
-----

```

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Graphique 10 – Estimation du modèle 1, avec dette publique totale (sortie R)

```

R Console
Results of the PSTR estimation:
-----
Transition variable 'Dette_pub' is used in the estimation.
-----
Parameter estimates in the linear part (first extreme regime) are
  Taux_invest_pub_0 Taux_invest_priv_0 PIB_par_hbts_0 Dette_pub_0 Degre_ouverture_0 Croiss_pop_0
Est -0.002404      0.0013080      -0.11880      0.002126      0.08872      -0.06763
s.e. 0.000806      0.0003831      0.01474      0.008015      0.03995      0.17290
  Credits_economie_0 dt_1991_0 dt_1992_0 dt_1993_0 dt_1994_0 dt_1995_0 dt_1996_0 dt_1997_0 dt_1998_0
Est -0.0007205 0.010100 0.03367 0.03063 0.05176 0.02005 0.05402 0.05565 0.06989
s.e. 0.0029240 0.009316 0.03167 0.02741 0.03831 0.01568 0.03600 0.03554 0.04607
  dt_1999_0 dt_2000_0 dt_2001_0 dt_2002_0 dt_2003_0 dt_2004_0 dt_2005_0 dt_2006_0 dt_2007_0 dt_2008_0
Est 0.07448 0.05721 0.05752 0.02392 0.03309 0.03210 0.01418 -0.000319 -0.01086 -0.00581
s.e. 0.04457 0.03365 0.02271 0.01542 0.02254 0.02692 0.02885 0.025260 0.02188 0.02780
  dt_2009_0 dt_2010_0 dt_2011_0 dt_2012_0 dt_2013_0 dt_2014_0 dt_2015_0 dt_2016_0
Est -0.03006 -0.02745 -0.01964 -0.02316 -0.03083 -0.05255 -0.03926 -0.04223
s.e. 0.01851 0.02624 0.03271 0.03354 0.03908 0.03906 0.03359 0.03988
-----
Parameter estimates in the non-linear part are
  Dette_pub_1
Est -0.029300
s.e. 0.006859
-----
Parameter estimates in the second extreme regime are
  Dette_pub_{0+1}
Est -0.02717
s.e. 0.01290
-----
Non-linear parameter estimates are
  gamma c_1
Est 3.9750 4.4160
s.e. 0.9303 0.1417
-----
Estimated standard deviation of the residuals is 0.04529

```

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Graphique 11 – Évaluation du modèle 1, avec dette publique totale (sortie R)

```

*****
Results of the evaluation tests:
-----
Parameter constancy test
  m LM_X PV LM_F PV HAC_X PV HAC_F PV
1 41.28 0.1823 0.6596 0.9133 6.003 1 0.09591 1
2 80.73 0.1386 0.3957 0.9998 5.831 1 0.02858 1
3 106.10 0.3720 0.1284 1.0000 9.410 1 0.01139 1
-----
WB and WCB parameter constancy test
  m WB_PV WCB_PV
1 1 0.979
2 1 0.967
3 1 1.000
-----
No remaining nonlinearity (heterogeneity) test
  m LM_X PV LM_F PV HAC_X PV HAC_F PV
1 50.83 3.176e-02 0.8122 0.7491 6.008 1 0.096000 1
2 121.80 6.713e-05 0.5971 0.9778 6.033 1 0.029570 1
3 155.50 5.119e-04 0.1882 1.0000 5.970 1 0.007225 1
-----
WB and WCB no remaining nonlinearity (heterogeneity) test
  m WB_PV WCB_PV
1 1 0.971
2 1 1.000
3 1 0.967
*****

```

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Graphique 12 – Spécification du modèle 2, avec dette publique extérieure (sortie R)

```

#####
# PSTR 1.2.1 'Orange Panel' from CRAN
#####
Summary of the model:
-----
time horizon sample size = 27, number of individuals = 6
Dependent variable: Croissance_PIB_hbt_4
-----
Explanatory variables in the linear part:
Taux_invest_pub Taux_invest_priv PIB_par_hbts Dette_ext Degre_ouverture Croiss_pop Credits_economie dt_1991_0
-----
Explanatory variables in the non-linear part:
Dette_ext
-----
Potential transition variable(s) to be tested:
Dette_ext Degre_ouverture Invest_global Croiss_pop
#####
Sequence of homogeneity tests for selecting number of switches 'm':
-----
LM tests based on transition variable 'Dette_ext'
m LM_X FV LM_F FV HAC_X FV HAC_F FV WB_FV WCB_FV
1 4.0480 0.04422 3.0490 0.08332 0.9651 0.3259 0.7268 0.3956 0.06687 0.6698
2 3.5930 0.05804 2.6830 0.10400 2.3750 0.1233 1.7740 0.1854 0.05247 0.2711
3 0.3019 0.58270 0.2236 0.63720 0.2885 0.5912 0.2137 0.6447 0.55520 0.6650
-----
Results of the linearity (homogeneity) tests:
-----
LM tests based on transition variable 'Dette_ext'
m LM_X FV LM_F FV HAC_X FV HAC_F FV WB_FV WCB_FV
1 4.048 0.04422 3.049 0.08332 0.9651 0.3259 0.7268 0.3956 0.06687 0.6698
2 7.551 0.02293 2.820 0.06353 2.0490 0.3590 0.7651 0.4675 0.03867 0.6121
3 7.839 0.04946 1.935 0.12750 2.0510 0.5620 0.5063 0.6786 0.07333 0.6104
-----
LM tests based on transition variable 'Degre_ouverture'
m LM_X FV LM_F FV HAC_X FV HAC_F FV WB_FV WCB_FV
1 1.889 1.693e-01 1.423 2.353e-01 0.409 0.5225 0.308 0.5799 2.603e-01 0.7334
2 65.460 6.106e-15 24.450 1.210e-09 2.912 0.2331 1.088 0.3403 0.000e+00 0.1351
3 69.680 4.996e-15 17.210 2.338e-09 3.512 0.3193 0.867 0.4603 6.667e-05 0.1862
-----
LM tests based on transition variable 'Invest_global'
m LM_X FV LM_F FV HAC_X FV HAC_F FV WB_FV WCB_FV
1 3.672 0.05534 2.765 0.09890 2.406 0.1208 1.8120 0.1807 0.03667 0.2677
2 3.930 0.14010 1.468 0.23450 2.436 0.2959 0.9096 0.4054 0.14670 0.3303
3 9.815 0.02020 2.423 0.06915 3.749 0.2899 0.9257 0.4307 0.02687 0.1543
-----
LM tests based on transition variable 'Croiss_pop'
m LM_X FV LM_F FV HAC_X FV HAC_F FV WB_FV WCB_FV
1 9.031e-05 0.9924 6.801e-05 0.9934 7.371e-05 0.9932 5.551e-05 0.9941 0.9913 0.9523
2 1.084e-03 0.9995 4.047e-04 0.9996 4.633e-03 0.9977 1.730e-03 0.9993 0.9997 0.9845
3 2.352e+00 0.5026 5.808e-01 0.6287 1.690e+00 0.6392 4.172e-01 0.7410 0.4971 0.7345
-----
LM tests based on transition variable 'Dette_ext'
m LM_X FV LM_F FV HAC_X FV HAC_F FV WB_FV WCB_FV
1 4.0480 0.04422 3.0490 0.08332 0.9651 0.3259 0.7268 0.3956 0.06687 0.6698
2 3.5930 0.05804 2.6830 0.10400 2.3750 0.1233 1.7740 0.1854 0.05247 0.2711
3 0.3019 0.58270 0.2236 0.63720 0.2885 0.5912 0.2137 0.6447 0.55520 0.6650

```

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Graphique 13 – Estimation du modèle 2, avec dette publique extérieure (sortie R)

```

Results of the PSTR estimation:
-----
Transition variable 'Dette_ext' is used in the estimation.
-----
Parameter estimates in the linear part (first extreme regime) are
Taux_invest_pub_0 Taux_invest_priv_0 PIB_par_hbts_0 Dette_ext_0 Degre_ouverture_0
Est -0.0016890 0.0018420 -0.107200 -0.005187 0.10720
s.e. 0.0009477 0.0004624 0.005227 0.012390 0.03914
Croiss_pop_0 Credits_economie_0 dt_1991_0 dt_1992_0 dt_1993_0 dt_1994_0 dt_1995_0
Est -0.07588 -0.002937 0.01398 0.02418 0.02142 0.01350 0.002172
s.e. 0.16820 0.003358 0.01515 0.02562 0.03970 0.04301 0.020810
dt_1996_0 dt_1997_0 dt_1998_0 dt_1999_0 dt_2000_0 dt_2001_0 dt_2002_0 dt_2003_0
Est 0.04667 0.04619 0.05232 0.06313 0.04898 0.04613 0.009366 0.03335
s.e. 0.04217 0.03975 0.04610 0.04342 0.03043 0.02254 0.026880 0.02086
dt_2004_0 dt_2005_0 dt_2006_0 dt_2007_0 dt_2008_0 dt_2009_0 dt_2010_0 dt_2011_0
Est 0.03731 0.02785 0.008528 -0.01793 0.002464 -0.03162 -0.03181 -0.01823
s.e. 0.02555 0.02601 0.026460 0.02907 0.031390 0.01823 0.01963 0.02628
dt_2012_0 dt_2013_0 dt_2014_0 dt_2015_0 dt_2016_0
Est -0.01967 -0.02047 -0.04825 -0.03771 -0.03922
s.e. 0.03056 0.03824 0.03957 0.03295 0.03378
-----
Parameter estimates in the non-linear part are
Dette_ext_1
Est -0.018760
s.e. 0.007753
-----
Parameter estimates in the second extreme regime are
Dette_ext_{0+1}
Est -0.023940
s.e. 0.008046
-----
Non-linear parameter estimates are
gamma c_1
Est 18600 3.7150000
s.e. 6562 0.0006189

```

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Tableau 10 – Estimation des paramètres des régimes extrêmes : modèle 1

	Coef.		s.e.	p_val
<i>Premier régime extrême (partie linéaire)</i>				
β_{0j}				
<i>Revenu_init_{i,t}</i>	-0,1188	***	0,0147	0,0000
<i>Dette_pub_{i,t}</i>	0,0021		0,0080	0,7907
<i>Degre_ouv_{i,t}</i>	0,0887	**	0,0399	0,0263
<i>Invest_pub_{i,t}</i>	-0,0024	***	0,0008	0,0028
<i>Invest_priv_{i,t}</i>	0,0013	***	0,0003	0,0006
<i>Croissance_pop_{i,t}</i>	-0,0676		0,1729	0,6957
<i>Credit_eco_{i,t}</i>	-0,0096		0,0373	0,8053
<i>Partie non-linéaire</i>				
β_{1j}				
<i>Dette_pub_{i,t}</i>	-0,029300	***	0,00685	0,0000
<i>Second régime extrême</i>				
$(\beta_{0j} + \beta_{1j})$				
<i>Dette_pub_{i,t}</i>	-0,02717	***	0,01290	0,0000
<i>Paramètres du modèle</i>				
Seuil $Log(\hat{c})$	4,4160	***	0,1417	0,0000
Seuil \hat{c}	82,3%			
Lissage $\hat{\gamma}$	3,9750	***	0,9303	0,0000
<i>Significativité : *** 1% **5% *10%</i>				

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Tableau 11 – Estimation des paramètres des régimes extrêmes : modèle 2

	Coef.		s.e.	p_val
<i>Premier régime extrême (partie linéaire)</i>				
β_{0j}				
<i>Revenu_init</i> _{i,t}	-0,1072	***	0,0052	0.0000
<i>Dette_ext</i> _{i,t}	-0,0051		0,0123	0,6754
<i>Degre_ouv</i> _{i,t}	0,1072	***	0,03914	0,0062
<i>Invest_pub</i> _{i,t}	-0,0016	*	0,0009	0,0747
<i>Invest_priv</i> _{i,t}	0,0018	***	0.0007	0,0001
<i>Croissance_pop</i> _{i,t}	-0,0758		0,1682	0,6518
<i>Credit_eco</i> _{i,t}	-0,0029		0,0033	0,3818
<i>Partie non-linéaire</i>				
β_{1j}				
<i>Dette_ext</i> _{i,t}	-0,0187	**	0,0077	0,0156
<i>Second régime extrême</i>				
$(\beta_{0j} + \beta_{1j})$				
<i>Dette_ext</i> _{i,t}	-0,0239	***	0,0080	0,0027
<i>Paramètres du modèle</i>				
Seuil <i>Log</i> (\hat{c})	3,715	***	0.0006	0,0000
Seuil \hat{c}	41,01%			
Lissage $\hat{\gamma}$	18 600	***	6562	0.0000
<i>Significativité : *** 1% **5% *10%</i>				

Source : Données BEAC et HPDD/Nos travaux

Graphique 14 – Évaluation du modèle 2, avec dette publique extérieure (sortie R)

```

-----
Results of the evaluation tests:
-----
Parameter constancy test
m LM_X FV LM_F FV HAC_X FV HAC_F FV
1 21.54 0.9521 0.3441 0.9996 6.000 1 0.095870 1
2 58.22 0.7953 0.2854 1.0000 6.553 1 0.032120 1
3 89.00 0.8173 0.1077 1.0000 7.988 1 0.009668 1
-----
WB and WCB parameter constancy test
m WB_FV WCB_FV
1 1 0.969
2 1 0.969
3 1 1.000
-----
No remaining nonlinearity (heterogeneity) test
m LM_X FV LM_F FV HAC_X FV HAC_F FV
1 59.81 4.062e-03 0.9555 0.5461 6.027 1 0.096290 1
2 132.20 5.183e-06 0.6478 0.9549 5.857 1 0.028710 1
3 156.20 4.508e-04 0.1890 1.0000 6.265 1 0.007582 1
-----
WB and WCB no remaining nonlinearity (heterogeneity) test
m WB_FV WCB_FV
1 1 0.963
2 1 0.981
3 1 0.977
-----
-----

```

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux

Le tableau suivant présente les tests sur les résidus : modèle 1 (à gauche) et modèle 2 (à droite)

Tableau 12 – Test sur les résidus (sortie R)

```

> t.test(residus) # nulité de la moyenne des résidu" > t.test(residus) # nulité de la moyenne des résidus

One Sample t-test

data: residus
t = 2.4439e-15, df = 161, p-value = 1
alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
95 percent confidence interval:
-0.007060429 0.007060429
sample estimates:
mean of x
8.73749e-18

> Box.test(résidus,lag=16,type="Box-Pierce")# Autocorré

Box-Pierce test

data: residus
X-squared = 4.5145, df = 16, p-value = 0.9977

> white.test(ts.residus)# Homoscédasticité

White Neural Network Test

data: ts.residus
X-squared = 0.91926, df = 2, p-value = 0.6315

One Sample t-test

data: residus
t = -1.9228e-16, df = 161, p-value = 1
alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
95 percent confidence interval:
-0.007048843 0.007048843
sample estimates:
mean of x
-6.863058e-19

> Box.test(résidus,lag=16,type="Box-Pierce")# Autocorré

Box-Pierce test

data: residus
X-squared = 7.6664, df = 16, p-value = 0.9582

> white.test(ts.residus)# Homoscédasticité

White Neural Network Test

data: ts.residus
X-squared = 2.7027, df = 2, p-value = 0.2589

```

Source : Données BEAC et FMI/Nos travaux