

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 09/18 -

Non linéarité entre croissance économique et politique budgétaire en zone CEMAC : le rôle du prix du pétrole

BIKAI J. Landry

Docteur en sciences économiques
Direction des Etudes, de la
Recherche et des Statistiques
bikai@beac.int

Et

KOUAM Jean Cédric

Docteur en Sciences Economiques
Université de Dschang

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.

Non linéarité entre croissance économique et politique budgétaire en zone CEMAC : le rôle du prix du pétrole

BIKAI J. Landry*, & KOUAM J. Cédric**

Juillet 2018

Résumé

Cet article étudie à partir d'un panel constitué des six pays de la CEMAC, de 1987 à 2017, la relation entre croissance, politique budgétaire et prix du pétrole. En appliquant un modèle Panel Smooth Transition Regression (PSTR) initialement développé par González et al. (2005), nous montrons qu'il existe une non-linéarité entre la croissance économique et la politique budgétaire selon le niveau du prix du pétrole. Plus précisément, les résultats obtenus suggèrent que la sensibilité de la croissance à la politique budgétaire devient plus faible lorsque le cours du baril est élevé. Le seuil qui permet cette transition est en moyenne de 53,04 dollars. Nos résultats restent robustes en contrôlant pour des variables liées à l'environnement des affaires et à la qualité des institutions.

Mots-clés : croissance économique, politique budgétaire, prix du pétrole, modèle PSTR.

Codes JEL : H62, H63, E31.

Non-linearity between economic growth and fiscal policy in the CEMAC zone : the role of oil price

Abstract

This article examines the relationship between growth, fiscal policy and oil prices, with a panel of six CEMAC countries, from 1987 to 2017. Using a Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model developed by González and al. (2005), we show that there is a non-linearity between growth and fiscal policy depending on the level of oil price. Specifically, the results suggest that the sensitivity of growth to fiscal policy decrease in a high oil price regime. The threshold for this transition is 53,04 per barrel. Our results remain robust by controlling for variables related to the institutional framework and business environment.

Keywords : Economic growth, fiscal policy, oil price, PSTR model.

JEL Classification : H62, H63, E31.

*. Docteur en économie et Cadre à la Direction de la Recherche de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC).

**.. Doctorant de l'Université de Dschang

Les auteurs remercient les cadres de la BEAC pour leurs observations et commentaires, les éventuelles erreurs et omissions contenues dans cette étude sont du seul fait de ceux-ci.

Sommaire

Résumé non technique	3
Introduction	4
1 Brève revue de la littérature sur les effets de seuil de la politique budgétaire	5
2 Méthodologie et données	7
2.1 Spécification de la modélisation de panel à seuil	7
2.2 Données et propriétés statistiques des variables	10
2.3 Tests de racine unitaire sur les variables d'analyse	10
3 Résultats et interprétation	11
3.1 Test de non linéarité et du nombre de régimes	11
3.2 Estimation du modèle PSTR (Panel Smooth Threshold Regression)	12
4 Analyse de la robustesse des résultats : prise en compte de l'environnement des affaires et la qualité des institutions	15
Conclusion	18
Bibliographie	19

Résumé non technique

Les effets de la politique budgétaire sur l'activité ne font pas l'unanimité parmi les économistes. Ils peuvent être positifs, neutres ou négatifs selon les courants de pensées. Depuis le milieu des années 90, de nouvelles analyses ont montré que ces effets peuvent être non linéaires, c'est-à-dire, positifs ou négatifs conditionnement au niveau d'endettement. Ainsi, les pays ayant une dette élevée pourraient avoir des politiques budgétaires inefficaces tandis que les pays ayant un niveau d'endettement faible auraient plus de chance d'avoir des politiques budgétaires efficaces.

Cette étude analyse la non-linéarité de la politique budgétaire sur l'activité dans la CEMAC à travers des chiffres récents. Contrairement à la plupart des études, elle explore une variable de seuil non encore utilisée dans la littérature notamment le cours du baril de pétrole et, utilise une méthodologie récente (Panel Smooth Transition Regression) pour mesurer l'efficacité de la politique budgétaire conditionnement au niveau du prix du baril de pétrole. Le choix de la variable de seuil est lié à la dépendance des économies de la zone aux cours du baril (5 pays sur 6 produisent le pétrole).

Les résultats obtenus sur la période 1987-2017 montrent que, les décisions des autorités budgétaires de la CEMAC produisent des effets non linéaires sur la croissance économique. Plus précisément, ils suggèrent que la sensibilité de la croissance à la politique budgétaire diminue lorsque le prix du pétrole est en moyenne au dessus de 53,04 dollars. Ce phénomène s'est produit au cours de la période allant de 2005 à 2015 et la transition progressive (lisse) d'un régime à un autre dure environ 2 ans (2005 à 2007 puis de 2015 à 2017).

Un tel résultat met en lumière l'inefficacité des dépenses publiques pendant les périodes de bonne conjoncture. Autrement dit, lorsque les prix du pétrole sont élevés il peut exister des gaspillages de ressources publiques nocives à la croissance économique.

De manière spécifique, les dépenses de consommation agissent davantage sur la croissance que les dépenses d'investissement. Toutefois, les sensibilités observées restent inférieures à 1, mettant en lumière la faiblesse des multiplicateurs budgétaires dans la CEMAC. Ces multiplicateurs sont encore plus faibles pendant les périodes de bonne conjoncture, impliquant qu'en période de basse conjoncture la croissance est plus sensible aux dépenses des Etats. Il devient dans ce cas important d'épargner suffisamment en période de bonne conjoncture pour mieux soutenir l'économie en cas de changement de régime.

Nos résultats restent robustes lorsqu'on introduit dans nos modèles des variables liées à l'environnement des affaires et à la qualité des institutions. Il ressort d'ailleurs que la corruption affecte négativement la croissance quel que soit la dynamique du cours du baril.

Ces résultats inspirent au moins trois recommandations de politique économique :

- la nécessité de trouver des sources de revenus autres que le pétrole (diversification des sources de revenus et de la production) ;
- la nécessité pour les Etats de tenir compte dans l'élaboration de leurs budgets du seuil établi en guise d'orientation de politique budgétaire ;
- la nécessité de mettre en place des politiques budgétaires contracycliques.

Introduction

Il est généralement admis selon la théorie keynésienne (1936) que la politique budgétaire produit des effets favorables sur l'activité économique, la théorie classique avec le principe de l'équivalence ricardienne (Barro, 1974) a remis en cause cette hypothèse en mettant en exergue la neutralité de la politique budgétaire. Plusieurs autres auteurs se sont penchés sur la question en mettant en lumière le caractère neutre ou restrictif de la politique budgétaire (Blanchard, 1990 ; Alesina et Perotti, 1995). Il a fallu attendre le milieu des années 90 pour voir émerger des analyses en terme d'effets de seuil, mettant en avant le caractère non linéaire¹ de la politique budgétaire sur l'activité, notamment en présence d'une dette élevée (Bertola et Drazen, 1993 ; Sutherland, 1997).

L'analyse de la politique budgétaire en termes d'effets de seuil a connu un regain d'intérêt depuis la récente crise financière (Reinhart et Rogoff, 2010 ; Checherita et Rother, 2010). Le seuil généralement déterminé pour une variable particulière est celui pour lequel la politique budgétaire devient inefficace pour stimuler la croissance conformément à la logique keynésienne. Plusieurs variables sont généralement identifiées comme déclencheurs d'effets nocifs de la politique budgétaire sur la croissance notamment un taux d'endettement élevé (Sutherland, 1997 ; Reinhart et Rogoff, 2010), la démocratie (Kourtellos et al, 2012). Aucune de ces études ne s'intéresse cependant au prix du pétrole comme variable de transition, alors que son évolution conditionne généralement la conduite de la politique budgétaire dans les pays en développement exportateurs et fortement dépendants de l'or noir.

Pour tenir compte de cette limite, nous menons une analyse sur les pays la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) qui ont défini un certain nombre de règles dites de « surveillance multilatérale » depuis le milieu des années 90 afin de garantir une certaine discipline budgétaire dans la sous-région (Avom, 2007). Cette démarche d'harmonisation, consécutive à la crise des années 90 visait une convergence des économies et principalement des politiques budgétaires² étant donné que la politique monétaire échappe au pouvoir discrétionnaire de chaque gouvernement. Compte tenu de la forte dépendance des économies de la CEMAC au pétrole, et en raison de la baisse du niveau d'activité observé dans la sous-région à la suite de la chute des cours du pétrole ces dernières années³, cette étude met en lumière, pour la première fois, les effets non linéaires de la politique budgétaire sur la croissance économique en zone CEMAC conditionnement à l'évolution du cours du baril du pétrole.

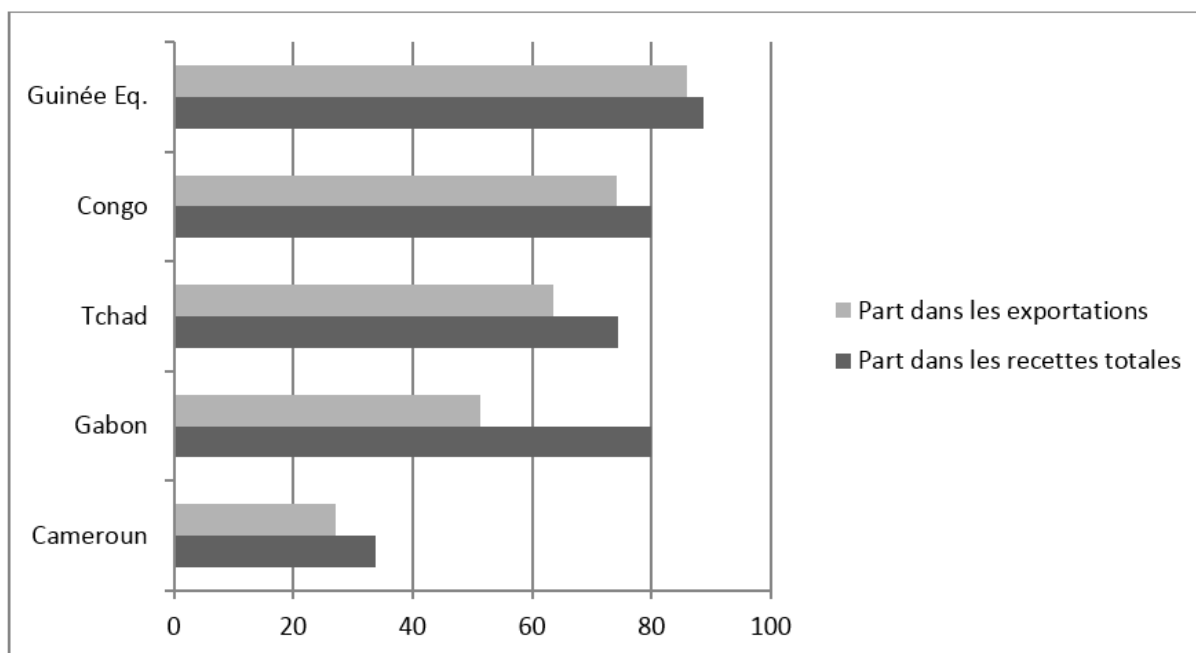
La présente étude a une double contribution. Tout d'abord, elle permet de revisiter les non linéarités de la politique budgétaire sur l'activité dans la CEMAC à travers des chiffres récents, et ensuite, elle utilise une méthodologie (PSTR) assez récente en explorant une variable de seuil non encore utilisée dans la littérature notamment le cours du baril de pétrole.

1. Le caractère non linéaire de la politique budgétaire implique que, sous certaines conditions, les impulsions budgétaires peuvent avoir un effet positif sur l'activité conditionnellement au seuil optimal d'une variable précise qui est généralement le taux d'endettement.

2. Les politiques budgétaires représentent le principal instrument de stabilisation macroéconomique à la disposition des Etats

3. Dans la CEMAC, la chute des cours a entraîné : (i) une baisse de la croissance (de 4,6 % en 2014 à -0,2 % en 2016 et 0 % en 2017), (ii) une baisse drastique des réserves de change (de 8092,2 milliards de FCFA en 2012 à environ 2129,7 milliards seulement en 2017), (iii) un creusement des déficits publics base engagement hors dons (de -3,4 % en 2014 à -7,6 % en 2016 et -4,0 % en 2017).

Graphique 1 – Poids du pétrole dans les pays de la CEMAC (Avant la chute des cours en 2014)



Source : Auteurs, à partir des données de la BEAC et des administrations nationales.

Etant donné que la politique budgétaire dans la CEMAC est globalement procyclique (Guillamont et Tabsoba, 2011 ; Bikai, 2015), une telle étude est importante, en ce sens qu'elle oriente les autorités publiques sur l'opportunité d'une mesure budgétaire expansive ou restrictive, consécutive à l'évolution du prix du pétrole. Plus spécifiquement, en période de mauvaise conjoncture, et si le cours du baril se situe en deçà du seuil déterminé, une telle étude permettrait d'orienter les Etats dans la stratégie de pilotage des dépenses publiques.

Les principaux résultats de cette étude confirment la non-linéarité de la politique budgétaire sur l'activité en CEMAC. Nous montrons ainsi que, lorsque le prix du pétrole est en moyenne supérieur à 53,04 dollars, la sensibilité de la croissance à la politique budgétaire diminue.

La suite de l'article est structurée en quatre sections. La première section présente un bref survol de la littérature sur la question des effets de seuil de la politique budgétaire, la section 2 s'intéresse à la méthodologie et aux données utilisées. La section 3 elle est réservée à la présentation et l'interprétation des résultats. Quant à la quatrième section, elle permet d'analyser la sensibilité et la robustesse des résultats.

1 Brève revue de la littérature sur les effets de seuil de la politique budgétaire

Plusieurs travaux ont essayé d'expliquer les effets non linéaires de la politique budgétaire, avec comme point commun, l'usage d'une variable de seuil qui permet la transition d'un régime d'efficacité de la politique monétaire à un régime d'inefficacité de celle-ci. La variable de seuil régulièrement utilisée dans la littérature est le taux d'endettement. Cependant, la principale critique de ces études est la diversité des seuils potentiels pouvant entraîner des non linéarités dans le lien entre politique budgétaire et croissance. Aussi, parmi les principales études menées

dans ce sens pour les pays développés et émergents, on peut citer par exemple celle de Reinhart et Rogoff (2010) qui trouvent un seuil d'endettement public de 90 % du PIB pour 44 pays développés et émergents. En tenant compte uniquement des pays émergents, ce taux se situerait à environ 60 %. Selon ces auteurs, la croissance est généralement faible lorsque la dette de ces pays est inférieure aux seuils indiqués; Checherita et Rother (2012) trouvent quant à eux un seuil se situant entre 70 et 80 % du PIB pour un panel de douze pays de la zone Euro. Selon ces auteurs, l'impact négatif de la politique budgétaire sur la croissance de long terme intervient lorsque le taux d'endettement se situe entre 90 et 100 %; Cecchetti, Mohanty et Zampolli (2011) avec un échantillon de 18 pays de l'OCDE sur la période 1980-2010 obtiennent quant à eux un seuil de 85 % du PIB. D'autres types d'effets non linéaires sont mis en exergue non pas sur l'activité économique, mais sur d'autres variables comme l'investissement public (Minea et Villieu, 2009); dans ces études, le niveau d'endettement est presque toujours la variable de seuil retenue.

Pour des travaux menés dans les pays en développement, l'une des premières études dans ce sens a été celle d'Elbadawi et al. (1997). A l'aide d'un échantillon de 99 pays en développement, ces auteurs trouvent un seuil de 97 % du PIB; Pattillo et al. (2002) se sont, penchés également sur la question en exploitant les données de 93 pays en développement sur la période 1969-1998. Ils montrent que le taux d'endettement a des effets non linéaires sur la croissance lorsqu'il représente en moyenne 160-170 % des exportations et 35-40 % du PIB.

Dans les pays de la Zone Franc, les premières tentatives d'analyse des effets de seuil de la politique budgétaire sont celles de Tanimoune, Combes et Plane (2008) pour les pays de l'UEMOA. Ils trouvent un seuil d'endettement de 83 % du PIB au-delà duquel une politique budgétaire expansionniste devient nocive pour la croissance; Bikai (2010) mène la même analyse sur les pays de CEMAC et trouve un seuil de 79 %.

Dans l'ensemble, les seuils trouvés semblent parfois très proches, qu'il s'agisse des pays développés ou en développement. Ce qui a d'ailleurs amené, Irons et Bivens (2010) à critiquer l'approche de Reinhart and Rogoff (2010) en terme de seuil d'endettement. Ces auteurs estiment que le déficit public semble plus important pour la croissance que l'endettement. Allant dans le même sens Pescatori, Sandri et Simon (2014) trouvent qu'une dette élevée est généralement associée avec une volatilité élevée de la croissance, mais selon eux il n'existe pas un niveau d'endettement « magique ». Leur étude est basée sur un ensemble de 19 pays développés sur la période 1875-2011. D'autres auteurs se sont par la suite penchés vers d'autres variables de seuil en dehors du taux d'endettement.

Prenant en compte le niveau de démocratie, Kourtellos, Stengos et Tan (2010) montrent à ce titre qu'une dette élevée a un impact négatif sur la croissance dans les pays caractérisés par un régime de démocratie faible. Ces auteurs utilisent un échantillon de 82 pays sur les sous-périodes 1980-1989, 1990-1999 et 2000-2009.

La présente étude s'inspire des récentes analyses qui visent à trouver des variables de seuil autre que l'endettement qui pourraient rendre non linéaire la relation entre croissance et politique budgétaire. Nous nous basons ainsi sur le fait que les pays de la CEMAC sur lesquels notre étude porte, sont énormément dépendants du pétrole et de ce fait le cours du baril pourrait affecter leurs ressources et se répercuter sur l'activité comme observé ces dernières années. Il devient donc dans ce cas utile de rechercher un seuil du prix du pétrole au-delà duquel la politique budgétaire affecte négativement la croissance.

2 Méthodologie et données

2.1 Spécification de la modélisation de panel à seuil

La plupart des travaux sur les modèles de panel à seuil se réfèrent le plus souvent : soit à la modélisation PTR (Panel Threshold Regression) proposée par Hansen (1999) soit à la modélisation PSTR (Panel Smooth Threshold Regression) initiée par Gonzalez et al. (2005). Il s'agit des modèles pouvant mettre en exergue plusieurs régimes d'une relation entre deux ou plusieurs variables. Dans la modélisation de Hansen (1999), la transition d'un régime à un autre se fait de manière brutale. Quant à la modélisation PSTR, le passage d'un régime à un autre se fait progressivement (de façon lisse) à travers une fonction de transition continue⁴ et non une indicatrice comme dans le PTR.

Dans le cadre de ce travail, nous testons la non-linéarité entre politique budgétaire et croissance à travers une modélisation PSTR car elle apparaît plus englobante. En effet, l'analyse sur PSTR présente par rapport à la spécification PTR de Hansen (1999) plusieurs avantages. Par exemple, elle permet à l'élasticité de la variable expliquée par rapport à la variable explicative de varier non seulement dans le temps, mais aussi selon l'espace en fonction de la variable de seuil. La modélisation PSTR prend ainsi en compte l'hétérogénéité de la relation entre la variable expliquée, la variable explicative et la variable de transition.

Nous considérons le modèle PSTR suivant :

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_o X_{it} + \beta_1 X_{it} G(q_{it}, \gamma, c) + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Où $i = 1, \dots, N$ est le nombre d'individus et $t = 1, \dots, T$ détermine la période d'analyse, Y_{it} est la variable dépendante (le taux de croissance de l'économie du pays i à la période t , mesuré par le taux de croissance du Produit Intérieur Brut réel), α_i et λ_t les vecteurs des effets fixes individuels pays et temps respectivement.

X_{it} contient les variables explicatives, dont notre variable explicative d'intérêt qui est le taux de croissance, pris en différence logarithmique, des dépenses publiques de chaque Etat i à une période t (dépenses de consommation-*GDEPC*- et d'investissement-*GDEPI*-). Plusieurs autres variables de contrôle sont insérées dans la matrice X_{it} . Il s'agit des variables susceptibles d'expliquer le taux de croissance de l'économie⁵. Comme le suggère Viyaganasthan (2013) ainsi que Kremer et al. (2013), nous y incorporons également les termes de l'échange en taux de croissance (*GTERM*) ; l'inflation, capté par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation

4. Les modèles PSTR constituent une généralisation des PTR. En effet, lorsque la pente de la fonction de transition notée γ tend vers l'infini, celle-ci devient une fonction indicatrice. Le modèle devient alors identique au modèle à transition brutale de Hansen (1999). Dans le cas de cette étude, compte tenu de cette spécification, nous choisissons la modélisation PSTR car, nous ignorons quel type de transition existe effectivement dans notre modèle. La pente de la fonction de transition étant déterminée de façon endogène, une pente élevée permettrait de se rapprocher d'une spécification PTR. Dans le cas contraire, c'est-à-dire en cas de transition lisse, la spécification PSTR est admise.

5. Salai-i-martin (1997) a identifié 60 variables ayant un effet significatif sur la croissance économique dans au moins une équation de régression. Dans leur analyse, Levine et Renelt (1992) montrent que la part de l'investissement dans le PIB, le PIB par tête, le capital humain, et le taux de croissance de la population expliquent mieux la croissance.

(*GIPC*); le taux de croissance de la masse monétaire (*GM2*); la population, mesurée par son taux de croissance (*GPOP*); et une variable dummy (Dummy) qui capte l'effet de la dévaluation du franc CFA de 1994. Nous contrôlons également pour l'ouverture commerciale (*GOUV*) et par la suite pour d'autres variables notamment institutionnelles afin de tester la sensibilité de nos résultats.

Dans l'équation (1), $G(q_{it}, \gamma, c)$ est la fonction de transition continue et normalisée associée (i) à la variable de seuil q_{it} (qui est dans notre cas le prix du pétrole), (ii) au paramètre de seuil c et (iii) à un paramètre de lissage γ . β_o et β_1 désignent respectivement le vecteur des paramètres du modèle linéaire et du modèle non linéaire, ϵ_{it} un vecteur des termes d'erreur iid.

La fonction de transition $G(q_{it}, \gamma, c)$ normalisée prend des valeurs dans l'intervalle $[0, 1]$ et permet au système de passer progressivement d'un régime à un autre. Afin de définir la forme fonctionnelle de cette fonction de transition, González et al. (2005), de même que Granger et Terasvirta (1993), Terasvirta (1994), Jansen et Terasvirta (1996), suggèrent de retenir la forme logistique d'ordre m suivante :

$$G(q_{it}, \gamma, c) = (1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)))^{-1} \quad (2)$$

Où, $\gamma > 0$ et $c_1 < c_2 < \dots < c_m$. Ici, $c_j = (c_1 \dots c_m)$ est un vecteur regroupant les paramètres de seuil. Pour $m = 1$ le modèle a deux régimes extrêmes distinguant les faibles valeurs de q_{it} à ses valeurs élevées. γ est un paramètre positif qui décrit le passage d'un régime à un autre. Lorsqu'il tend vers l'infini, la fonction se rapproche d'une fonction indicatrice $I(q_{it} > c_j)$ qui prend la valeur 1 si $q_{it} > c_j$. Par ailleurs, lorsque γ tend vers 0, la fonction de transition devient un panel linéaire homogène à effets fixes. En effet, une valeur trop élevée de γ nous ramène vers un modèle à la Hansen (1999) avec une transition brutale.

Compte tenu de l'effet de seuil introduit par la fonction de transition G , la sensibilité de la variable dépendante par rapport à la variable explicative du pays i à la date t est donnée par l'expression suivante :

$$s_{it} = \frac{\partial Y_{it}}{\partial X_{it}} = \beta_o + \beta_1 G(q_{it}, \gamma, c) \quad (3)$$

L'équation (3) ci-dessus montre que la sensibilité de la variable dépendante par rapport à la variable explicative peut être considérée comme une combinaison des coefficients β_o et β_1 obtenus dans les deux régimes extrêmes. Dès lors, la définition de la fonction de transition impose deux cas de figure :

- si $0 < G(q_{it}; \gamma, c) < 1$, pour $\beta_1 < 0$, on aura $\beta_o + \beta_1 < s_{it} < \beta_o$; et
- si par contre $\beta_1 > 0$, on a : $\beta_o < s_{it} < \beta_o + \beta_1$.

Dans le cas où γ est suffisamment élevé, le PSTR est réduit à un modèle à seuil à deux régimes (modèle PTR). Ainsi, l'effet direct de la variable d'intérêt sur la variable endogène est β_o pour les individus dont la variable d'intérêt est inférieure au seuil et $(\beta_o + \beta_1)$ pour les individus dont la variable d'intérêt est supérieure au seuil.

La première étape d'estimation d'un PSTR consiste tout d'abord à vérifier la non-linéarité.

Pour ce faire, Gonzàlez et al. (2005) proposent un test qui consiste à confronter un modèle linéaire à un modèle PSTR. En effet, lorsque $\gamma = 0$, alors la fonction $G(\cdot)$ a pour valeur $1/2$ quelle que soit la valeur prise par la variable de seuil. L'effet de seuil disparaît donc et le modèle n'est rien d'autre qu'un panel linéaire. Il en est de même lorsque $\beta_1 = 0$.

Compte tenu du fait que sous l'hypothèse nulle, le modèle contient des paramètres de nuisances (Davis, 1987), Gonzàlez et al. (2005), proposent de remplacer la fonction de transition $G(q_{it}, \gamma, c)$ par son développement de Taylor d'ordre 1 au voisinage de $\gamma = 0$.

Pour m régimes, l'équation à estimer devient alors :

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta'_o X_{it} + \beta'_1 q_{it} X_{it} + \dots + \beta'_m q_{it}^m X_{it} + \epsilon_{it}^* \quad (4)$$

Tester l'hypothèse de linéarité pour m régimes ($\gamma = 0$) revient encore à tester :

$$H_0 : \beta'_1 = \beta'_2 = \dots = \beta'_m$$

Dans le cas de deux régimes ($m=1$) :

$$H_0 : \beta'_1 = \beta'_2$$

L'implémentation d'un tel test se fait à travers le Multiplicateur de Lagrange (LM) et sa statistique est :

$$LM = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2(K)$$

$$LM = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/mK}{SSR_0/(TN - N - m(K+1))} \sim F(mK, TN - N - m(K+1))$$

Une extension de ces tests est généralement réalisée sur le principe du pseudo-ratio de vraisemblance ($pseudo_{LRT}$) par Colletaz et Hurlin (2006). La statistique de ce test est la suivante :

$$pseudo_{LRT} = -2[\log(SSR_o) - \log(SSR_1)] \sim \chi^2(mK)$$

Où, SSR_o est la somme des carrés des résidus d'un modèle linéaire avec effets individuels, SSR_1 représente la somme du carré des résidus du modèle non contraint (PSTR). Sous l'hypothèse nulle, la statistique LM est distribuée suivant une loi du chi-deux à mK degré de liberté ($\chi^2(mK)$) où K est le nombre de variables explicatives et m le nombre de régimes.

Cependant, lorsque l'échantillon est de petite taille, Gonzàlez et al. (2005) proposent d'utiliser une statistique alternative LM_F qui est distribuée sous l'hypothèse nulle suivant une loi de Fisher $F(mK, TN - N - m(K+1))$.

Ce test permet de rejeter ou non l'hypothèse de linéarité au profit d'un modèle PSTR, mais également de déterminer une valeur "optimale" de la variable de transition. Selon Gonzàlez et al. (2005), cette valeur est celle qui minimise la p-value du test de linéarité.

2.2 Données et propriétés statistiques des variables

Les données macroéconomiques que nous utilisons sont issues de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (cadre macroéconomique), excepté la série relative au prix du pétrole qui est extraite de la base de données de la Réserve Fédérale de Saint-Louis.

Ces données sont annuelles et se présentent sous la forme d'un panel constituée des 6 pays de la CEMAC. Ils couvrent la période allant de 1987 à 2017.

Le tableau 1 ci-dessous présente quelques statistiques descriptives relatives à ces différentes variables. L'analyse descriptive de ces séries montre que le niveau moyen de la croissance sur l'échantillon étudié est 4 % environ, tandis que le prix moyen du baril de pétrole s'élève à 42.69 dollars. Les taux de croissance des dépenses publiques de consommation et d'investissement se situent respectivement à 2,3 % et 6,1 % en moyenne.

Tableau 1 – *Statistiques descriptives des données en panel*

	GDEPC	GDEPI	GGDP	GM2	GOUV	GPOP	GTE	GIPC	PP
Mean	0,02	0,06	0,04	0,09	0,01	0,02	0,00	3,61	42,69
Med	0,01	0,04	0,04	0,08	0,00	0,03	0,01	2,70	26,60
Max	0,78	1,72	0,97	0,87	1,61	0,05	0,75	43,72	105,01
Min	-0,72	-2,88	-0,76	-0,65	-0,92	-0,04	-0,48	-15,50	13,08
S.Dev,	0,12	0,36	0,14	0,20	0,23	0,01	0,17	7,27	31,37
Skew.	0,58	-2,22	1,62	0,14	1,77	-1,80	0,04	2,92	0,88
Kurt.	20,37	29,09	24,33	5,55	18,23	7,79	5,39	16,31	2,27
Prob.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Obs.	180	180	180	180	180	180	180	180	180

2.3 Tests de racine unitaire sur les variables d'analyse

La vérification de la stationnarité des variables de notre modèle est menée afin d'éviter le problème de régression fallacieuse. Dans la mesure où notre cadre méthodologique tient compte de l'existence éventuelle des hétérogénéités non observables entre individus de notre échantillon, nous implémentons le test de Im, Pesaran et Shin-IPS(2003)⁶, qui spécifie la prise en compte des hétérogénéités sous l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire d'une part, et le test de Levin, Lin et Chu-LLC (2002), qui retient plutôt une homogénéité du panel sous l'hypothèse alternative d'autre part.

A l'analyse du tableau 2, nous constatons que nos variables d'intérêt sont dans l'ensemble stationnaires.

6. Le test IPS prend en compte à la fois l'hétérogénéité de la racine autorégressive et l'hétérogénéité d'une racine unitaire dans le panel.

Tableau 2 – Résultats des tests de racine unitaire en panel (1987-2017)

Variables	IPS	LLC
GDEPC	-10,6894***	-10,7565***
GDEPI	-3,89819***	-0,30016**
GPOP	-2,69184***	2,82358***
GGDP	-9,42097***	-9,40862***
GIPC	-7,94792***	-2,62477***
GTE	-10,2255***	-9,53694***
GM2	-9,52542***	-9,81618***
GOUV	-10,1462***	-9,3383***

3 Résultats et interprétation

3.1 Test de non linéarité et du nombre de régimes

Les résultats des tests de non linéarité sont présentés dans le tableau 3. Nous présentons successivement des statistiques LM et LM_F décrites précédemment.

Tableau 3 – Test de linéarité

Hypothèses du test	<u>H0 : Modèle Linéaire</u> <u>H1 : Modèle PSTR avec au moins une variable de seuil</u>	
Test de Wald (LM)	W = 20.972	pvalue = 0.004
Test de Fisher (LM_F)	F = 3.152	pvalue = 0.004

Les tests LM et LM_F permettent de rejeter à un seuil de significativité de 1% (pvalue < 0,01), l'hypothèse nulle du modèle linéaire. En utilisant comme variable de transition le prix du pétrole, nous pouvons donc affirmer avec 1% de risque de se tromper qu'il existe une relation non linéaire entre la croissance et les principales variables de notre modèle notamment les dépenses budgétaires. En d'autres termes, la sensibilité de la croissance à ces variables dépend de l'évolution du prix du pétrole.

Concernant le nombre de régimes, il ressort du tableau ci-dessous qu'à un niveau de significativité de 1 % on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'un modèle PSTR avec un seuil (deux régimes). il existe ainsi un seuil unique permettant la transition d'un régime de prix du pétrole faible (régime 1) à un régime de prix du pétrole élevé (régime 2) ; Ce seuil est en moyenne de 53,04 dollars. Suivant nos estimations, sa valeur oscille entre 50,10 et 62,06 dollars. Ceci implique que, pour des niveaux du prix du pétrole inférieurs ou égaux aux valeurs de l'intervalle indiqué (régime 1), on s'attendrait à ce que la sensibilité de la croissance aux principales variables (variables budgétaires notamment) soit différente comparativement au régime 2.

Tableau 4 – Test du nombre de régimes

Hypothèses du test	H_0 : Modèle PSTR avec un seuil ($m= 1$) H_1 : Modèle PSTR avec au moins deux seuils	
Test de Wald (LM)	$W = 10.106$	pvalue = 0.183
Test de Fisher (LM_F)	$F = 1.295$	pvalue = 0.257

3.2 Estimation du modèle PSTR (Panel Smooth Threshold Regression)

Les résultats de l'estimation de ce modèle, sont reportés dans le tableau ci-dessous. Nous pouvons observer qu'il existe une non-linéarité entre la politique budgétaire et la croissance économique dans la CEMAC conditionnellement à l'évolution du prix du pétrole. Dans un régime de cours du pétrole faible (inférieur à la moyenne de 53,04 dollars) un accroissement des dépenses budgétaires (consommation et investissement) positivement sur la croissance. Par ailleurs, lorsque le cours du baril est au-delà de 53,04 dollars, la sensibilité de la croissance aux dépenses publiques diminue. Un tel résultat met en lumière l'innéficience des dépenses publiques pendant les périodes de bonne conjoncture. Autrement dit, lorsque les prix du pétrole sont élevés il peut exister des gaspillages de ressources publiques nocives à la croissance économique. Ce résultat peut également permettre de comprendre la raison pour laquelle, lors de la signature des plans de financement avec le Fonds Monétaire International (FMI), depuis la récente chute des cours du baril en 2014, l'accent a été mis sur la diminution des dépenses non essentielles.

Les signes des variables de contrôle sont pour la plupart conformes aux prédictions théoriques. Nous observons notamment qu'une inflation trop élevée, quel que soit le niveau du prix du pétrole, déprime la croissance économique. Un accroissement de la masse monétaire a plus d'effet sur la croissance lorsque les prix du baril sont élevés. L'ouverture commerciale est plus favorable à la croissance lorsque le prix du baril est élevé.

Nous observons également que la dévaluation de 1994 matérialisée par la variable dummy a eu un impact positif sur la croissance des économies de la CEMAC.

La faible valeur obtenue du paramètre de lissage γ indique bien que la modélisation PSTR est adaptée pour analyser la non-linéarité de la politique budgétaire en CEMAC à travers le prix du pétrole.

Tableau 5 – Estimation du modèle *PSTR* à deux régimes avec comme variable dépendante la croissance (*GGDP*)

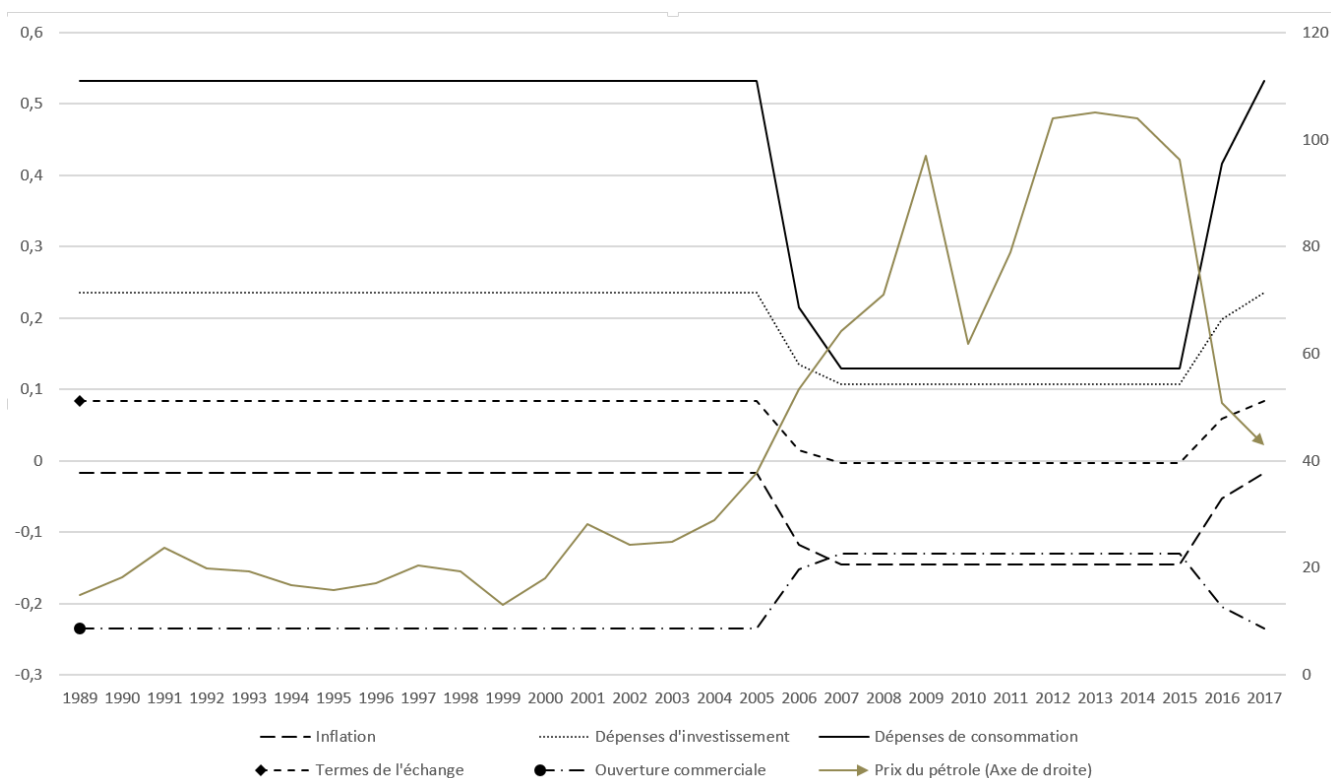
	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	β_0	β_1	β_0	β_1	β_0	β_1
GIPC			-0,0165	-0,1286		
			(-0,2377)	(-0,4028)		
GM2					-0,0119	0,0541
					(-0,3095)	(-0,5985)
GDEPI	0,1777	-0,0493	0,2352	-0,1283	0,2353	-0,1222
	(-4,4244)	(-0,8466)	(-5,4345)	(-2,2246)	-5,3416	(-2,1797)
GDEPC	0,6809	-0,7727	0,5323	-0,4027	0,5286	-0,4043
	-3,0029	(-3,0945)	(-2,6596)	(-1,6449)	(-2,6286)	(-1,6076)
GPOP			1,9089	-1,4199	1,9264	-1,4438
			(-2,8854)	(-1,1893)	-2,8281	(-1,1629)
GTE			0,0835	-0,0873	0,0861	-0,1048
			(-1,6987)	(-1,3492)	(-1,7499)	(-1,4893)
GOUV			-0,235	0,1055	-0,2376	0,1221
			(-3,5845)	(-1,1387)	(-3,6071)	(-1,3286)
Dummy			0,0382	0,0181	0,04	0,0065
			(-2,248)	(-0,5579)	(-2,3282)	(-0,2038)
γ	12,1313	12,1313	0,8636	0,8636	0,7871	0,7871
c	62,0653	62,0653	51,8458	51,8458	50,7582	50,7582

Notes : Les statistiques de Student sont reportés entre parenthèses. Les écarts-type des coefficients sont corrigés du biais d'hétéroscédasticité. Le signe de β_0 matérialise l'orientation de la sensibilité des variables dans un régime d'inflation faible. β_1 matérialise l'orientation de la sensibilité des variables dans un régime d'inflation élevée. **Source :** Estimation des auteurs.

Pour aller plus loin, nous représentons dans les graphiques 2 et 3 ci-dessous, la sensibilité de la croissance à l'évolution de certaines variables dans le temps et conditionnement à la dynamique du cours du pétrole (équation 3). Les résultats confirment nos analyses précédentes. On peut ainsi observer que la sensibilité de l'ensemble des variables retenues change lorsque le prix du pétrole est élevé. Ce phénomène s'est produit au cours de la période allant de 2005 à 2015 et la transition progressive (lisse) d'un régime à un autre dure environ 2 ans (2005 à 2007 puis de 2015 à 2017).

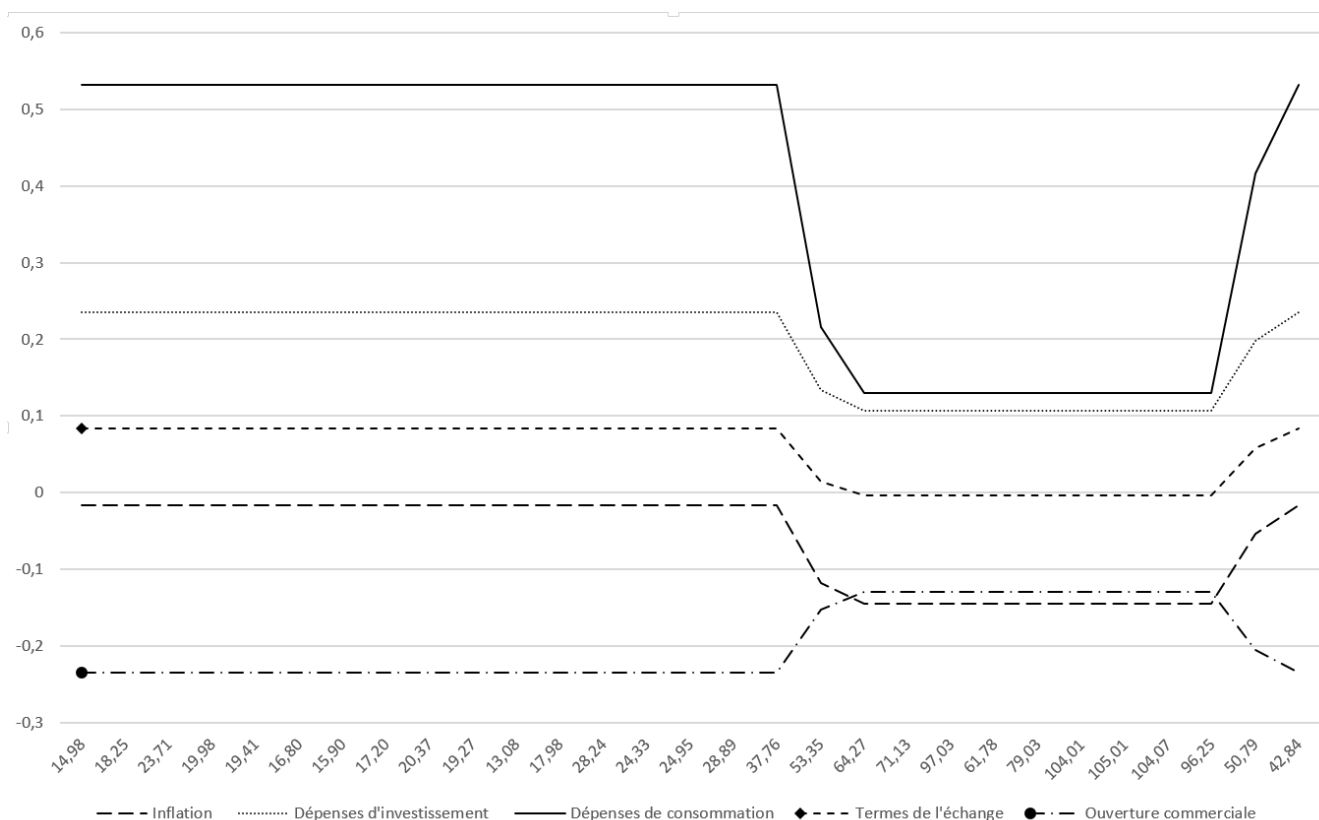
De manière spécifique, les dépenses de consommation agissent davantage sur la croissance que les dépenses d'investissement. Toutefois, les sensibilités observées restent inférieures à 1, mettant en lumière la faiblesse des multiplicateurs budgétaires dans la CEMAC. De plus, ces multiplicateurs sont plus faibles pendant les périodes de bonne conjoncture. Ce résultat a également été retrouvé par Bikai et al (2017) et abouti à une recommandation forte aux Etats en matière de conduite de politique budgétaire. Il s'agit de la nécessité de mettre en place des politiques contracycliques. Puisqu'en période de basse conjoncture la croissance est plus sensible aux dépenses des Etats, il est important d'épargner suffisamment en période de bonne conjoncture pour mieux soutenir l'économie en cas de changement de régime.

Graphique 2 – Sensibilité de la croissance aux variables retenues en fonction du temps



Notes : Etant donné que la variable de transition (prix du pétrole) est similaire pour tous les pays, la sensibilité ici ne dépend pas des individus mais uniquement du temps. **Source :** Estimation des auteurs.

Graphique 3 – Sensibilité de la croissance aux variables retenues en fonction du prix du pétrole



Source : Estimation des auteurs.

4 Analyse de la robustesse des résultats : prise en compte de l'environnement des affaires et la qualité des institutions

Dans cette section, nous testons la sensibilité des résultats précédents en estimant à nouveau une équation de croissance non linéaire en fonction d'autres variables expliquant la croissance économique et dont la non prise en compte est susceptible de biaiser la qualité des résultats. L'importance de ces variables a été discutée dans la littérature, laquelle les répertorie en trois principales catégories :

- Les variables historiques renvoient par exemple à l'adoption du Common Law, du droit civil ou du droit commun (Porta et al. 1997, 1998, 1999 ; Beck et al. 2003 ; Mahoney, 2001), à la date d'accèsion à l'indépendance (Acemoglu et al. 2001, 2002 ; Nunn, 2008), ou encore l'histoire du pays (Bertocchi et Canova, 2002) ;
- Les variables institutionnelles notamment la démocratie (Barro, 1996 ; Acemoglu et al. 2005, 2016 ; Robrik, 2009), la qualité de la gouvernance économique (Kaufmann et Kraay, 2002 ; Acemoglu et al. 2001), la corruption (Mauro, 1995), etc. ;

- Les variables socio-culturelles telles que la fragmentation ethnique et linguistique (Easterly et Levine, 1997 ; Alesina et al. 2003 ; Collier, 2001), la religion (Barro et McCleary, 2003 ; Sala-i-Martin et al. (2004), etc.

Etant donné que les pays de la CEMAC sont caractérisés par des facteurs historiques et socio-culturels pratiquement similaires pour la plupart (passé colonial, frontières limitrophes, langues officielles, religion, etc.), nous prendrons uniquement en compte la dimension institutionnelle de la croissance dans notre analyse à travers l’environnement des affaires, la gouvernance locale et le niveau de démocratie.

Dans la littérature, un consensus émerge qu’une meilleure qualité des institutions est un facteur favorable à la croissance (North et Thomas, 1973 ; La Porta et al. 1997, 1999 ; Dollar et Kraay, 2003 ; Beck et al. 2003 ; Stutz et Williamson, 2003 ; Acemoglu et al. 2005 ; Rodrik, 2007).

En ce qui concerne les pays de la CEMAC, on peut tout d’abord observer que le rapport Doing Business⁷ de 2018, classe l’ensemble des pays de la sous-région parmi les mauvais élèves en matière d’environnement des affaires. Le Gabon est ainsi classé 167ème sur la liste des pays juste après l’Algérie, il occupe la deuxième place en Afrique Centrale, précédé par le Cameroun qui occupe la 163ème place et suivi par la Guinée Equatoriale, le Congo et le Tchad. La RCA arrive à la 184ème position. A la lumière de ce résultat, on s’attendrait donc à ce que l’indicateur mesurant l’environnement des affaires ait un impact négatif sur la croissance économique. Ceci découle naturellement du mauvais environnement des affaires dans ces pays.

Pour prendre en compte la dimension institutionnelle dans notre analyse, nous prenons en compte l’indicateur de gouvernance locale, de démocratie, et la corruption. En effet, les problèmes de mal-gouvernance ou encore un niveau élevé de corruption se traduisent généralement par de fortes disparités du point de vue des performances économiques entre les Etats. Pour les variables « gouvernance locale » et « démocratie », les données proviennent de la base de données de Polity IV Project Online (2017). Les données de la corruption elles proviennent du Worldwide Governance Indicators (2017).

Les résultats du modèle PSTR obtenus en tenant compte de cet ensemble de variables sont consignés dans le tableau 6 ci-dessous.

Nous constatons que, les coefficients associés aux variables mesurant la politique budgétaire ont les signes et amplitudes quasi-similaires dans chaque régime à ceux obtenus précédemment. Un accroissement des dépenses publiques a un effet positif et significatif lorsque le cours du baril est faible. Cette sensibilité diminue lorsque le cours du baril est élevé. Nous observons également que la croissance est plus sensible à la gouvernance et à la démocratie pendant les périodes de bonne conjoncture. Par contre, quel que soit la dynamique du pétrole, la « corruption » reste néfaste pour la croissance à travers notamment ses effets pervers sur l’investissement. Ce résultat coïncide avec celui obtenu par Pelligrini et Gerlagh (2004), ainsi que Mauro (1995).

En prenant en compte les variables institutionnelles dont l’impact sur la croissance est avéré (Acemoglu et al. 2016 ; Aidt et al, 2007 ; Pelligrini et Gerlagh, 2004 ; Kaufmann et Kraay, 2002 ; Mauro, 1995), nous confirmons également la non-linéarité de la politique budgétaire sur la croissance conditionnellement au prix du pétrole.

7. Le rapport Doing Business mesure la réglementation des affaires et son application effective dans 190 économies. Lancé en 2002, ce projet analyse les petites et moyennes entreprises au niveau national et mesure la réglementation s’appliquant à celles-ci tout au long de leur cycle de vie.

Tableau 6 – Résultats du modèle *PSTR* à deux régimes : contrôle par des variables institutionnelles

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
	β_0	β_1	β_0	β_1	β_0	β_1
GIPC	-0.0364	0.0993	-0.0179	-0.1129	-0.0203	-0.1265
	(-0.5125)	(0.3181)	(-0.2589)	(-0.3455)	(-0.3066)	(-0.4002)
GDEPI	0.2365	-0.1181	0.2352	-0.1276	0.2300	-0.1268
	(5.3566)	(-2.0191)	(5.4702)	(-2.2023)	(5.2176)	(-2.2336)
GDEPC	0.5215	-0.3547	0.5322	-0.4051	0.5283	-0.3853
	(2.6109)	(-1.4537)	(2.6526)	(-1.6407)	(2.6472)	(-1.5702)
GPOP	2.6096	-2.0406	1.8224	-1.4295	1.8997	-1.3447
	(2.8854)	(-1.5105)	(2.3096)	(-1.0491)	(2.8785)	(-1.1294)
GTE	0.0772	-0.0581	0.0839	-0.0881	0.0813	-0.0872
	(1.4913)	(-0.8083)	(1.6714)	(-1.3078)	(1.6332)	(1.3830)
GOUV	0.2371	0.1344	-0.2353	0.1073	-0.2337	0.0972
	(-3.5390)	(1.4547)	(-3.5811)	(1.1472)	(-3.5081)	(1.0382)
Dummy	0.0394	-0.0684	0.0397	0.0121	0.0337	0.0220
	(2.2156)	(-1.2350)	(2.2426)	(0.2372)	(2.0117)	(0.5013)
Gouvernance	-0.0171	0.0517				
	(-0.7647)	(1.6843)				
Democratie			-0.0059	0.0035		
			(-0.3619)	(0.1269)		
Corruption					-0.0116	-0.0008
					(-0.8888)	(-0.0530)
γ	0.5456	0.5456	0.8123	0.8123	1.0533	1.0533
c	50.1030	50.1030	51.8227	51.8227	51.6383	51.6383

Notes : Statistiques de Student entre parenthèses

L'ensemble des résultats obtenus nous permettent de confirmer l'hypothèse de présence d'effets de seuil dans la relation entre la politique budgétaire et la croissance dans la CEMAC et confirment la forte dépendance des économies de la sous-région au prix du pétrole. Toutefois, ceux-ci inspirent au moins deux recommandations de politique économique :

- la nécessité de trouver des sources de revenus autres que le pétrole (diversification des sources de revenus et de la production) ;
- la nécessité pour les Etats de tenir compte dans l'élaboration de leurs budgets du seuil établit en guise d'orientation de politique budgétaire ;
- la nécessité de conduire des politiques budgétaires contracycliques.

Conclusion

Le présent article met en évidence la non-linéarité entre la politique budgétaire et croissance économique à travers le prix du pétrole à partir d'un panel constitué des 6 pays de la CEMAC sur la période allant de 1987 à 2017 en données annuelles. A l'aide de la méthodologie des panels à transition lisse (PSTR), nous montrons qu'il existe une relation non linéaire entre la politique budgétaire et la croissance dans la CEMAC.

La non-linéarité ainsi observée se matérialise lorsque le prix du pétrole est en moyenne de 53,04 dollars. En dessous de ce seuil la sensibilité de la croissance aux dépenses des Etats est plus importante. Au-delà de ce seuil, cette sensibilité diminue. Ce phénomène a été observé cours de la période allant de 2005 à 2015 et la transition progressive (lisse) d'un régime à un autre dure environ 2 ans (2005 à 2007 puis de 2015 à 2017).

Les estimations sont réexaminées, en ajoutant dans le modèle de départ, certaines variables institutionnelles (notamment la démocratie, la gouvernance, la corruption). Nos résultats restent robustes à la prise en compte de la dimension institutionnelle. Les analyses de robustesse confirment ainsi l'existence d'une relation non linéaire entre la politique budgétaire et la croissance économique dans la CEMAC conditionnellement au prix du pétrole.

La fixation des cours du baril étant hors de portée des pays de la CEMAC, un tel résultat permet de mettre en lumière la forte dépendance au pétrole des économies de la sous-région et la nécessité de diversifier les revenus et la production de ces pays. Le résultat obtenu peut également représenter un indicateur pour les gouvernements afin de mieux peaufiner leurs stratégies de politique budgétaire.

Bibliographie

- [1] Acemoglu, D, Naidu, S, Robinson, J.A, Restrepo, P (2014) : « Democracy does cause growth », NBER working paper no 20004.
- [2] Acemoglu D., Johnson S. and Robinson J. (2001) : «The Colonial Origins of Comparative Development : An Empirical Investigation», American Economic Review, Vol.91, N°4, pp.1369-1401.
- [3] Acemoglu D. and Johnson S. (2005) : «Unbundling Institutions», Journal of Political Economy, Vol.113, N°5, pp. 949-995.
- [4] Acemoglu D., Moscona J. and Robinson J. (2016) : «States capacity and American technology : Evidence from the 19TH Century», NBER Working paper, N°21932.
- [5] Adedeji, O. and Williams, O. H (2007) : « Fiscal Reaction Function in the CFA Zone : An Analytical Perspective», IMF Working Papers 07/232, International Monetary Fund.
- [6] Aidt, Toke, Dutta, Jayasri and Sena Vania (2007) : « Governance Regimes, corruption and Growth : theory and Evidence », Journal of comparative economics 36, No. 2, pp. 195-220.
- [7] Alesina A., Devleeschauwer A., Easterly W., Kurlat S. and Wacziarg R. (2003) : «Fractionalization», Journal of Economic Growth, Vol. 8, N°2, pp. 155-194.
- [8] Alesina A. and R. Perotti, (1995) : « Fiscal expansions and adjustments in OECD countries », Economic Policy, octobre, pp. 207-248.
- [9] 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 numéro 192, p. 871-893.
- [10] Barro R. (1996) : «Determinants of economic Growth : A cross-country Empirical study», NBER working paper, N°5698, August.
- [11] Barro R. (1974) : «Are Government Bonds Net Wealth», Journal of Political Economy, Vol. 82, nov-dec, pp. 1095-1117.
- [12] Barro R. J. and McCleary R. (2003) : «Religion and economic growth», National Bureau of Economic Research No. w9682.
- [13] Beck, T., Buyukkarabacak, B., Rioja, F., Valev, N. (2012) : «Who gets the credit ? And does it matter ? Household vs. firm lending across countries». B.E. Journal of Macroeconomics, Vol. 12, pp. 1-46.
- [14] Bertocchi and Canova (2002) : «Did colonization matter for growth? An empirical exploration into the historical causes of Africa's underdevelopment», European Economic Review, 46 (2002) 1851-1871.
- [15] Bertola G. and A. Drazen, (1993) : « Trigger points and budgets cuts : explaining the effects of fiscal austerity », American Economic Review, 83, 1, 11-26.

- [16] Bikai, J.L (2010), « Threshold effects of budgetary policy on economic growth in CEMAC », MPRA paper No.24524, posted 19. August 2010.
- [17] Bikai, J. L (2015) : « Règles de surveillance multilatérales et pro cyclicité de la politique budgétaire dans la zone CEMAC », BEAC Working Paper No. 07/15, Banque des Etats de l’Afrique Centrale.
- [18] Bikai J. L., Yogo T. et Essiane P. N. (2017) : «Quatification des multiplicateurs budgétaires dans la CEMAC », BEAC Working Paper No. 07/17, Banque des Etats de l’Afrique Centrale.
- [19] Blanchard, O and Diamond, P. (1990) : «The aggregate Matching Function in Growth, productivity Unemployment», ed. Cambridge : MIT Press.
- [20] Cecchetti S. G., Mohanty M. S. and Zampolli F. (2011) : «The real effects of debt», BIS Working papers N°352, September 2011.
- [21] Chercherita-Westphal C. and Rother P. (2010) : «The impact of high and growing government debt on economic growth : An empirical investigation for the euro area», ECB Working Paper Series. No. 1327.
- [22] Chercherita-Westphal C. and 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, Vol. 56, October 2012, pages 1392-1405.
- [23] Collier P. and Dollar D. (2001) : « Can the World Cut Poverty in Half? How Policy Reform and Effective Aid Can Meet International Development Goals », World Development, Elsevier, vol. 29(11), pages 1787-1802, November.
- [24] Davis, R (1987) : «Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative», *Biometrika*, Vol.74, pp.33-34.
- [25] Dollar D. and Kraay A. (2003) : «Institutions, Trade, and growth», *Journal of Monetary Economics*, 50 (2003) 133-162.
- [26] Doré, O. and P. Masson (2002) : « Fiscal experience with Budgetary Convergence in the WAEMU », International Monetary Fund, Working Papers 02/108.
- [27] Easterly W. and Levine R. (1997) : «Africa’s Growth tragedy : Policies and Ethnic divisions», *The Quarterly Journal of Economics*, vol 112 N°4, 1203-1250.
- [28] Elbadawi, I and Schmidt-Hebbel, K. (1997) : «Macroeconomics Policies, Instability and Growth Across Developing Regions», *Journal of African Economics*.
- [29] Fouquau J., Hurlin C. et Rabaud I. (2008) : «The Feldstein-Horioka Puzzle : a Panel Smooth Transition Regression Approach», *Economic Modelling*, vol. 25(2), pp. 284-299.
- [30] Gali, J. and R. Perotti, (2003) : «Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe», *Economic Policy*, 18(37), pp. 533-572.
- [31] Gavin M. and R. Perotti (1997) : «Fiscal Policy in Latin America,» *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge, pp. 11-61.
- [32] Guillaumont, S. J. et Tabsoba, S. J. (2011), « Procyclité de la politique budgétaire et surveillance multilatérale dans les unions monétaires Africaines », Working Papers HALSHS-00554337, HAL.

- [33] Gonzalez A., Teräsvirta T. et Dick V. D. (2005) : « Panel smooth transmission regression models », Working Paper Series in Economics and Finance : Stockholm School of Economics.
- [34] Granger, C. W. J., and T. Teräsvirta (1993) : Modelling Nonlinear Economic Relationships. Oxford : Oxford University Press.
- [35] Hansen B. E. (1996), « Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis », Journal of Econometrics, 64 (2), pp. 413- 430.
- [36] Hansen B. E. (1999) : « Threshold effects in non-dynamic panels : estimation, testing, and inference », Journal of Econometrics 93 (2), pp. 345 ?368.
- [37] Im K.S., M.H. Pesaran & Y. Shin (2003) :«Testing for unit roots in heterogeneous panels», Journal of Econometrics, 115, pp.53-74.
- [38] Irons, J and Bivens, J (2010) : « Government Debt and Economic Growth », Economic Policy Institute, EPI Briefing paper.
- [39] Jansen, E and Terasvirta, T (1996) : « Testing Parameter Constancy and super Exogeneity in Econometric Equations », Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1996, Vol. 58, issue 4, 735-63.
- [40] Kaufmann D. and Kraay A. (2002) : «Growth without Governance», *Economica*, Vol.3, N°1, pp. 169-215.
- [41] Keynes, J.M. (1936) : *Théorie générale de l'Emploi, de l'Intérêt et de la monnaie*, translated by de l'argentaye, J., Edition Electronique.
- [42] Kourtellos, A. Stengos, T and Tan, C. M (2010), «Do institutions rule? The role of heterogeneity in the institutions Vs. Geography Debate», *Economics Bulletin*, Vol. 30, No. 3, pp. 1710-1719.
- [43] Kremer, S. Bick, A. Nautz, D. (2013) : «Inflation and growth : new evidence from a dynamic panel threshold analysis», *Empirical Economics*, Vol. 44, Issue 2, pp.861-878.
- [44] Kurzman, C et al (2002), « Democracy's effect on economic growth : a pooled time-series analysis, 1951-1980 », *Studies in comparative international development*, Vol.37, No 1, pp 3-33.
- [45] La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A. and Vishny R. (1997) : «Legal Determinants of External Finance», *Journal of Finance*, Vol.52, N°3, pp.1131-1150.
- [46] La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A. and Vishny R. (1998) : «Law and Finance», *The Journal of Political Economy*, Volume 106, Issue 6 (Dec., 1998), 1113-1155.
- [47] La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A. and Vishny R. (1999) : «The quality of government», *Journal of Law Economics and Organization*, Vol.15, N°1, pp.222-279.
- [48] Levin A., C.F. Lin & J. Chu (2002) : «Unit root tests in panel data : Asymptotic and finite sample properties,» *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1-24.Mauro (1995).

- [49] Mahoney P. (2001) : «The Common Law and Economic Growth : Hayek Might Be Right», *Journal of Legal Studies*, Vol.30, N°2, pp.503-525.
- [50] Minea A. et Villieu P. (2009) : «Investissement public et effets non linéaires des déficits budgétaires», *Recherche Economique de Louvain* 2009/3, Vol.75, pp.281-311.
- [51] Mauro, P. (1995) : «Corruption and Growth», *Quarterly Journal of Economics*. 110 : 681-712.
- [52] North D. and Thomas R. (1973) : «The Rise of the Western World : A New Economic», Harvard University Press.
- [53] Nunn N. (2008) : «The Long-Term Effects of Africa's Slave Trades», *The Quarterly Journal of Economics*, February 2008.
- [54] Patillo, C. Poirson, H. Ricci, L. (2002), « External Debt and Growth », IMF Working Paper, No. 96, Washington, D.C.
- [55] Pelligrini, L and Gerlagh, R (2004), « Corruption's Effect on Growth and its Transmission Channels », *KYKLOS*, Vol. 57-2004-Fasc.3, 429-456.
- [56] Pescatori, A. Sandri, D. and Simon, J (2014), « Debt and Growth : is there a magic threshold ? IMF Working Paper. No. 34, Washington, D.C.
- [57] Reinhart, C. and Rogoff K. (2010) : «Growth in a Time of Debt», *American Economic Review*, May 2010, 573-578.
- [58] Reinhart, C. and Rogoff K. (2013) : «Financial and Sovereign Debt Crises : Some Lessons Learned and Those Forgotten», IMF Working Paper No. WP/13/266.
- [59] Rodrik D. (2007) : «How to Save Globalization from its Cheerleaders», *CEPR Discussion Papers* 6494.
- [60] Sala-i-Martin, Casey B. M. and Gil R. (2004) : «Do Democracies Have Different Public Policies than Nondemocracies ? », *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, vol. 18(1), pages 51-74, winter.
- [61] Stutz M. and Williamson R. (2003) : «Culture, openness and finance», *Journal of Financial Economics*, Volume 70, Issue 3, Pages 313-349.
- [62] Sutherland. A., (1997) : «Fiscal crises and aggregate demand : Can high public debt reverse the effects of fiscal policy ? », *Journal of Public Economics*, 65, 147-162.
- [63] Terasvirta, T. (1994) : «Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models,» *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208-218.
- [64] Tanimoune A. N., Combes J. L., et Plane P. (2008) : « La politique budgétaire et ses effets de seuil sur l'activité en Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) », *Economie et Prévisions*, 2008/5, N° 186, pages 145-162.
- [65] Wyplosz, C. (2002), «Fiscal Policy : Rules vs. Institutions?», *Group of Economic Analysis of the European Commission*, 16 Avril 2002. HEI Working papers 03/2002.