

## ANALYSIS OF NON-LINEAR EFFECTS OF BUDGET DEFICITS ON PUBLIC INVESTMENTS IN AFRICA

### ANALYSE DES EFFETS NON LINEAIRES DES DEFICITS BUDGETAIRES SUR LES INVESTISSEMENTS PUBLICS EN AFRIQUE

\*Jean Cédric KOUAM

*Nkafu Policy Institute (Denis & Lenora Foretia Foundation)*

[jkouam@foretiafoundation.org](mailto:jkouam@foretiafoundation.org)

Reçu le: 2020/07/10 Accepté le : 2022/05/02 Publication en ligne le: 2022/06/15

**ABSTRACT:** This article studies from a panel of the thirty-eight African countries, the relationship between public investments, public deficits and public debt. The results of the estimation of the PSTR model (Panel Smooth Transition Regression), initially developed by González, Teräsvirta et Van Dijk, 2005, over the period from 1991 to 2018, lead to a robust demonstration of a threshold exerted by public debt, estimated at 110 % of total reserves, which would lead to a change in sign of the relationship between budget deficits and public investments.

**Key words:** Public investments, Budget deficits, Public debt, PSTR model.

**JEL Classification:** H62, H63, E62.

**RESUME :** Cet article étudie à partir d'un panel constitué de trente-huit pays d'Afrique, la non linéarité dans la relation entre investissements publics, déficits publics et dette publique. Les résultats de l'estimation du modèle PSTR (Panel Smooth Transition Regression), initialement développé par González et al., 2005, sur la période allant de 1991 à 2018, conduisent à mettre en évidence de manière robuste un seuil exercé par la dette publique estimé à 110% des réserves totales, lequel entraînerait un changement de signe dans la relation entre déficits budgétaires et investissements publics.

**Mots clés :** Investissements publics, Déficit budgétaires, Dette publique, Modèle PSTR.

## 1. INTRODUCTION

La crise sanitaire mondiale actuelle liée à la propagation du coronavirus (Covid-19) s'accompagne de graves conséquences économiques pour tous les pays de la planète. Pour ce qui est de l'Afrique, l'impact macroéconomique le plus important est la chute de façon brutale des recettes issues des exportations des matières premières dont le pétrole, les

---

\* Auteur Correspondant

prix à la pompe ayant pratiquement été réduits de moitié (passant de 54 dollars le baril en février 2020 à 25 dollars en moyenne en avril 2020) ; en raison du ralentissement de l'activité économique mondial. Pour répondre à ce choc économique majeur, la plupart des Banques Centrales et Etats ont mis en place un dispositif de riposte considérable visant à contrer l'impact du confinement des populations sur l'activité des ménages/entreprises et encourager la relance économique, tout en donnant aux gouvernements des moyens financiers nécessaires et suffisantes pour faire face à l'urgence sanitaire. Parmi les conséquences des mesures prises par ces autorités en charge de l'action conjoncturelle, on note un alourdissement de la dette publique contactée principalement pour faire face au déficit budgétaire important. Cependant, l'endettement du continent africain est d'ores et déjà très important vis-à-vis de ses principaux partenaires internationaux voire nationaux.

Selon la Banque Africaine de développement, les perspectives de 2020 sur l'économie africaine précisent que, entre 2008 et 2018, la dette publique moyenne des pays africains est passée 38 % à 56 % du PIB du continent. Cette dette publique s'est accrue depuis 2013 et est désormais proche de 50 % dans près de la moitié des pays de la région. Le nombre de pays à faible revenu surendettés ou risquant de le devenir est passé de 7 en 2013 à plus de 12 en 2018. Tous les pays préémergents de la région et les autres pays ayant une notation de crédit, à l'exception de la Namibie, ont vu leur notation descendre en dessous de la catégorie « investissements ». Avec la crise liée au Covid-19, l'alourdissement de la dette publique qui s'accompagne du creusement des déficits budgétaires, de la faiblesse de la croissance, de la chute des cours des produits de base et les dépréciations de taux de change dans certains pays n'est donc pas sans conséquences sur les économies. Néanmoins, les effets de l'endettement public sur la croissance économique reste un sujet dichotomique pour la plupart des responsables en charge de l'action publique et les économistes.

Les débats de politique économique liés à la dette publique reposent généralement sur deux principales approches : l'approche traditionnelle et la vision ricardienne. Pour la première, le déficit budgétaire de l'Etat accroît la demande agrégée et stimule la production à court terme, mais il évince l'investissement en capital et freine la croissance économique dans le long terme. Un déficit budgétaire serait nécessaire dans la mesure qu'il procure des ressources financières supplémentaires pour l'investissement public et, contribue à élever le

sentier de croissance de l'économie. Selon la vision ricardienne, le déficit budgétaire ne produit aucun effet sur l'activité économique parce que les consommateurs sont rationnels et savent qu'il ne représente qu'un ajournement de la charge fiscale. Un déficit budgétaire élevé serait donc à proscrire en raison de la charge financière de la dette importante qui exerce un effet d'éviction sur l'investissement public. Cette divergence émane particulièrement du débat entre keynésiens et classiques. Alors que la perspective keynésienne insiste sur les effets multiplicateurs associés à l'augmentation des dépenses publiques ou la réduction des taux d'imposition, les approches d'inspiration « classique » accordent davantage d'importance aux effets d'éviction liés à l'alourdissement de la dette publique et à sa charge financière sur les générations futures.

La non-linéarité entre les investissements publics<sup>†</sup> et les déficits budgétaires<sup>‡</sup> en Afrique renvoie à l'existence d'une corrélation à la fois positive et négative entre ces deux variables. La corrélation positive s'expliquerait par le fait que l'augmentation des déficits est associée à une augmentation des dépenses publiques d'investissement tandis que la corrélation négative indique que le déclin de l'investissement public provienne non d'un désengagement de l'Etat, mais plutôt d'une substitution des dépenses non productives (dépenses de consommation et charge de la dette) aux dépenses productives (Heinemann, 2002). Sur la période, la charge de la dette des pays africains est devenue plus importante

---

<sup>†</sup> L'investissement public fait référence aux dépenses du gouvernement, consacrées aux infrastructures économiques telles que les aéroports, les routes, les chemins de fer, les réseaux d'eau et d'assainissement, les services publics d'électricité et de gaz, les télécommunications et les infrastructures sociales telles que les écoles, les hôpitaux et les prisons (FMI, 2015). Le terme « investissement public » est aussi parfois utilisé par les gouvernements au sens large pour désigner les dépenses en capital humain telles que les dépenses en éducation et en santé ou les investissements financiers des institutions gouvernementales telles que les fonds souverains. Toutefois, la littérature sur la gestion des investissements publics se concentre principalement sur les dépenses liées aux actifs physiques. La gestion de l'investissement public se rapporte à la façon dont les gouvernements gèrent ces dépenses d'investissement, c'est-à-dire comment ils sélectionnent, construisent et maintiennent leurs biens publics.

<sup>‡</sup> Le déficit budgétaire est défini comme le solde des recettes et des dépenses du gouvernement, y compris les revenus du capital et les dépenses en capital. La capacité de financement signifie que les administrations publiques ont un excédent et fournissent des ressources financières à d'autres secteurs, tandis que le besoin de financement signifie que le gouvernement a un déficit et qu'il a besoin de ressources financières provenant d'autres secteurs. Cet indicateur est mesuré en pourcentage du Produit Intérieur Brut.

qu'elle affecte les dépenses publiques d'investissement. Dans la mesure où il est difficile de réduire les dépenses de fonctionnement ou de transfert (à l'instar des salaires) ou d'augmenter les impôts, les dépenses publiques d'investissement constituent finalement la variable d'ajustement (Alesina et Perotti, 1997). Selon Oxley et Martin (1991), la relation entre déficits budgétaires et investissement public serait donc fortement conditionnée par le niveau de la dette publique.

En raison de la dichotomie des visions keynésiennes et classiques sur la nature du lien existant entre déficit budgétaire et investissement public (positif pour les keynésiens et négatif pour les classiques), cet article tente d'évaluer la non linéarité pouvant exister entre ces deux variables conditionnellement au niveau de l'endettement public. Rendre compte d'une éventuelle non linéarité entre déficits publics et dépenses publiques d'investissement selon le niveau d'endettement public nécessite d'utiliser un modèle à changements de régime. Nous optons pour la méthode d'estimation des effets de seuils avec transition lisse en panel (PSTR), développée par González et al. (2005). Cette méthode présente des avantages par rapport aux autres modèles empiriques testant les effets non linéaires de la politique budgétaire. Par exemple, par rapport aux estimations de Giavazzi et al. (2000), la technique PSTR permet une détermination endogène des seuils, tandis que par rapport à Perotti (1999), le passage entre les deux régimes se fait de façon lisse. Ces deux avantages sont essentiels, car ils nous permettent d'affiner l'analyse de l'effet des déficits budgétaires dans les deux directions.

Les résultats que nous obtenons à partir des données du panel<sup>§</sup> utilisé sur la période allant de 1991 à 2018 montrent bien que la non linéarité entre les déficits publics et les investissements publics apparaît bien lorsque le ratio de la dette publique avoisine les 110 % des réserves totales, et la transition entre les deux régimes est lisse. Bien plus, l'effet négatif du déficit est quantitativement plus élevé que l'effet positif, en accord avec de nombreux travaux empiriques dont ceux de Giavazzi et Pagano (1990) et Blanchard, O et

---

<sup>§</sup> Le panel utilisé est constitué de trente-huit pays d'Afrique en raison de la disponibilité des données. Ce sont : Afrique du Sud, Algérie, Angola, Botswana, Burundi, Cap-Vert, Cameroun, République Démocratique du Congo, Congo, Djibouti, Egypte, Erythrée, Ethiopie, Gabon, Gambie, Ghana, Guinée, Kenya, Lesotho, Liberia, Madagascar, Malawi, Maroc, Maurice, Mauritanie, Mozambique, Nigeria, Ouganda, République Centrafricaine, Rwanda, Sao tomé et principe, Soudan, Tanzanie, Tchad, Tunisie, Zambie, Zimbabwe.

Diamond, P. (1990), qui identifie l'existence d'un fort effet anti-keynésien des déficits publics lorsque la dette publique est élevée.

La suite de l'article est structurée en quatre sections. La première section présente quelques travaux empiriques ayant traité de la non linéarité des déficits publics et la contribution de notre étude ; la deuxième section développe le modèle PSTR ; la troisième section présente les principaux résultats (tests de linéarité, tests du nombre de régimes de politique économique, tests de racine unitaire sur les variables retenues, résultats des estimations du modèle PSTR) ; la section quatre conclut.

## **1. CONNECTION DU SUJET AVEC LA LITTÉRATURE**

Plusieurs travaux ont essayé d'expliquer les effets non linéaires des déficits publics, avec comme point commun, l'usage d'une variable de seuil qui permet la transition d'un régime d'efficacité de la politique budgétaire à un régime d'inefficacité de celle-ci. La variable de seuil régulièrement utilisée dans la littérature est le taux d'endettement public. Cependant, la principale critique faite à ces études est la diversité des seuils généralement retenus. Aussi, parmi les principales études menées dans ce sens pour les pays développés, on peut citer par exemple celle de Reinhart et Rogoff (2010) qui trouvent un seuil d'endettement public de 97% du PIB pour les Etats Unis. Selon ces auteurs, tant que la dette de ce pays est inférieure à ce seuil la politique budgétaire a des effets positifs sur l'activité ; Checherita et Rother (2010) trouvent quant à eux un seuil se situant entre 70 et 80 % du PIB pour un panel de douze pays de la zone Euro ; Cecchetti, Mohanty et Zampolli (2011) avec un échantillon de 18 pays de l'OCDE sur la période 1980-2010 obtiennent un seuil de 85% du PIB.

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 80 % du PIB au-delà duquel le solde budgétaire devient nocif pour la croissance ; Bikai (2010) mène la même analyse sur les pays de CEMAC et trouve un seuil de 79%.

Dans la littérature, la plupart des seuils répertoriés semblent parfois très proches, qu'il s'agisse des pays développés ou en développement. Les auteurs estiment généralement que le déficit public semble plus important pour la croissance que l'endettement. Allant dans ce même sens, Sandri et Simon (2014) trouvent qu'une dette élevée est généralement associée avec une volatilité élevée de la croissance, mais il n'existerait pas un niveau d'endettement « magique ». Leur étude est basée sur un ensemble 19 pays développés sur la période 1875-2011. Plusieurs auteurs se sont par la suite penchés vers d'autres variables de seuil en dehors du taux d'endettement. Prenant par exemple en compte le niveau de démocratie, Kourtellos, Stengos et Tan (2012) montrent 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.

Chez Giavazzi et Pagano (1990), les impulsions budgétaires peuvent avoir des effets keynésiens et non-keynésiens, selon la situation financière de l'Etat. Dans un contexte de dette publique élevée, une contraction budgétaire peut réduire la probabilité de défaut du secteur public et améliorer le climat de confiance, conduisant à une relance de la consommation et de l'investissement privé. Villieu et Minea (2009) tentent de rendre compte à travers un modèle unifié, des non-linéarités entre déficits publics et investissement publics par le biais de la dette publique au sein des pays de l'OCDE entre 1971 et 2006. Les résultats des régressions simples en panel ou l'estimation d'un modèle PSTR conduisent les auteurs à mettre en évidence l'existence de forts effets non-linéaires des déficits publics sur les dépenses publiques d'investissement en fonction de l'état de la dette publique situé aux alentours de 120% du PIB.

Bien que la relation entre déficit public, niveau d'endettement public et croissance économique soit assez bien documentée dans la littérature empirique, la liaison entre déficit public, dette publique et investissements publics l'est beaucoup moins. Cette présente étude s'inspire des récentes analyses et propose une analyse de la non linéarité existante entre les

déficits publics et les investissements publics conditionnellement à la dette publique en pourcentage du PIB en Afrique. La principale contribution de cette étude est qu'elle revisite la non linéarité de la politique budgétaire dans les pays en développement à partir des données récentes et le lien qui existe entre déficits publics et investissements publics.

## 2. METHODOLOGIE, VARIABLES ET DONNEES

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) suivis par Colletaz et Hurlin (2006). Ces derniers proposent une généralisation de l'estimation des effets de seuils en panel à la Hansen (1999), aux transitions lisses. 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 à travers une fonction de transition continue\*\* et non une indicatrice comme dans le PTR (Panel Smooth Threshold).

Dans le cadre de ce travail, nous testons la non-linéarité entre investissements publics et déficits budgétaires en Afrique à travers une modélisation PSTR car elle apparaît plus englobante et plus robuste. En effet, l'analyse sur PSTR présente par rapport à la spécification PTR 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

Dans sa forme simplifiée, la modélisation théorique du PSTR est donnée par la relation ci-dessus :

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} G(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

---

\*\* Les modèles PSTR constituent une généralisation des PTR. En effet, lorsque la pente de la fonction de transition notée  $\gamma \rightarrow \infty$ , 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.

Où  $i = 1, \dots, N$  est le nombre d'individus,  $t = 1, \dots, T$  détermine la période de l'étude.  $y_{it}$  est la variable dépendante.  $\alpha_i$  désigne le vecteur des effets fixes individuels et  $G(q_{it}; \gamma, c)$  est la fonction de transition qui dépend de la variable de transition ( $q_{it}$ ), du paramètre de seuil ( $c$ ) et un paramètre de lissage ( $\gamma$ ).  $x_{it} = (x_{it}^1, \dots, x_{it}^k)$  est un vecteur de  $k$  variables explicatives et où  $\varepsilon_{it}$  est une perturbation aléatoire  $iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .  $\beta_0$  et  $\beta_1$  désignent respectivement le vecteur des paramètres du modèle linéaire et du modèle non linéaire. La fonction indicatrice du modèle PSTR est la fonction de transition  $G(q_{it}; \gamma, c)$ , qui est continue et intégrable sur l'intervalle  $[0, 1]$ . Cette fonction permet ainsi au système de transiter progressivement d'un régime à un autre. Afin de définir la forme fonctionnelle de la fonction de transition, González et al. (2005), comme Granger et Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994), Jansen et Teräsvirta (1996), suggèrent de retenir la forme logistique d'ordre  $m$  suivante :

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

Où,  $\gamma > 0$  et  $c_1 < c_2 < \dots < c_m$  où  $c_j = (c_1 \dots c_m)$  est un vecteur regroupant les paramètres de seuil et  $\gamma$  représente le paramètre de lissage supposé positif. La pente du paramètre  $\gamma$  décrit le lissage de la transmission d'un régime à un autre. Lorsque  $\gamma \rightarrow \infty$ , la fonction indicatrice se rapproche d'une fonction indicatrice  $I(q_{it} > c_j)$  qui prend la valeur 1 si  $q_{it} > c_j$ . Par ailleurs, lorsque  $\gamma \rightarrow 0$ , la fonction de transition devient un panel linéaire homogène à effets fixes. Si  $\gamma$  est suffisamment élevé alors le PSTR est réduit à un modèle à seuil à deux régimes. Si tel est le cas, l'effet direct de la variable d'intérêt sur la variable endogène est  $\beta_0$  pour les individus dont la variable d'intérêt est inférieure au seuil et est  $\beta_0 + \beta_1$  pour les individus dont la variable d'intérêt est supérieure au seuil. En tenant compte de cette fonction de transition décrite en (2), l'équation (1) devient :

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0' x_{it} + \sum_{j=1}^m \beta_1' x_{it} G_j(q_{it}; \gamma_j, c_j) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Si on tient compte 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

$$s_{it} = \frac{\partial y_{it}}{\partial X_{it}} = \beta_0 + \beta_1 G(q_{it}; \gamma, c) \quad (4)$$

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  $\beta_0$  et  $\beta_1$  obtenus dans les deux régimes extrêmes. 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  $\beta_0 + \beta_1 < s_{it} < \beta_0$ .
- si par contre  $\beta_1 > 0$ , on a :  $\beta_0 < s_{it} < \beta_0 + \beta_1$ .

Dans le cas où  $\gamma$  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  $\beta_0$  pour les individus dont la variable d'intérêt est inférieure au seuil et  $(\beta_0 + \beta_1)$  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, González 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  $\frac{1}{2}$  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), González 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 :

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta'_0 X_{it} + \beta'_1 q_{it} X_{it} + \dots + \beta'_m q_{it}^m X_{it} + \varepsilon_{it}^* \quad (5)$$

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

$$H_0: \beta'_1 = \beta'_2 = \dots = \beta'_m = 0 \quad (6)$$

Dans le cas de deux régimes, soit  $m = 1$ , on a :

$$H_0: \beta'_1 = \beta'_2 \quad (7)$$

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

$$LM = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2(k) \quad (8)$$

$$LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/mK}{SSR_0/(TN - N - m(k + 1))} \sim F(mk, TN - N - m(k + 1)) \quad (9)$$

Où  $k$  est le nombre de variables explicatives.  $LM_F$  suit une loi de Fisher à  $mk$  et  $TN - N - mk$  degrés de liberté ( $F(mk, TN - N - mk)$ ). Sous l'hypothèse nulle, tous les tests de linéarité suivent une chi-deux à  $k$  degrés de liberté ( $\chi^2(k)$ ). 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 :

$$pseudo_{LRT} = -2[\log(SSR_0) - \log(SSR_1)] \sim \chi^2(mK) \quad (10)$$

Où,  $SSR_0$  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 où  $k$  est le nombre de variables explicatives et  $m$  le nombre de régimes.

Cependant, lorsque l'échantillon est de petite taille, González et al. (2005) proposent d'utiliser une statistique alternative  $LM_F$  qui est distribuée sous l'hypothèse nulle suivant une loi de Fisher  $F(mk, TN - N - mk)$ . 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 González et al. (2005), cette valeur est celle qui minimise la pvalue du test de linéarité.

Il s'agit ici de tester le nombre de régimes ou de manière équivalente le nombre de fonctions de transition. Le test consiste à vérifier l'hypothèse nulle selon laquelle le modèle PSTR a une seule fonction de transition ( $m = 1$ ) contre l'hypothèse alternative que le modèle PSTR possède au minimum deux fonctions de transition ( $m = 2$ ). Les décisions du test s'appuient sur les statistiques  $LM$  et  $LM_F$ . Si les coefficients sont statistiquement significatifs au seuil critique de 5%, on rejette l'hypothèse nulle et on admet qu'il existe au

moins deux fonctions de transition. Dans le cas contraire, on ne rejette pas l'hypothèse nulle et on conclut que le modèle possède deux régimes et par conséquent a un seuil.

Dans le cadre de ce travail, nous analysons la non linéarité entre le déficit public et les investissements publics conditionnellement au niveau de l'endettement public (en pourcentage des réserves totales). Le panel utilisé constitue l'ensemble de 38 pays d'Afrique en raison de la disponibilité des données. Nous utilisons les données annuelles tirées du World Development indicators (2018) de la Banque Mondiale et de l'International Financial Statistics (2018) du FMI qui contiennent des mesures comparables pour l'investissement public sur la période de l'étude.

La variable expliquée dans nos estimations est la formation brute du capital fixe (% du PIB). Les variables explicatives sont : le déficit budgétaire (% du PIB), le total des bénéfices tirés des ressources naturelles (% du PIB), la balance des paiements courants (% du PIB), le rapport de la masse monétaire sur les réserves totales, la croissance du PIB (% annuel), l'inflation (% annuel), la croissance de la population (% annuel). Compte tenu de la situation sociopolitique qui prévaut en Afrique, laquelle affecte significativement les performances macroéconomiques des différents pays, les variables relatives au risque pays seront ensuite introduites dans le modèle afin d'évaluer leur impact sur les non linéarités qui existeraient entre les investissements publics et les déficits budgétaires. Dans le cadre de notre étude, on retiendra les variables démocratie et conflits internes. La variable de transition est la dette publique à court terme (% des réserves totales). Les sources de données de ces variables, les statistiques descriptives ainsi que la matrice des corrélations sont présentées en annexes 1, 2, 3 respectivement.

Avant de procéder à l'analyse économétrique, il est opportun de déterminer les propriétés d'intégration des séries afin d'éviter le problème de régression fallacieuse. Nous utilisons les tests de racine unitaire en panel à savoir le test d'Im, Pesaran et Shin (2003) et le test de Levin, Lin et Chu (2002) qui spécifient la prise en compte des hétérogénéités sous l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire. Les résultats de ces tests<sup>††</sup> consignés en annexe 3 nous permettent de conclure sur la stationnarité en niveau de toutes les

---

<sup>††</sup>Le test IPS corrige l'homogénéité de la racine autorégressive tandis que 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.

variables retenues dans le cadre de ce travail. Les valeurs des tests sont supérieures aux valeurs critiques à 1%.

### 3. RESULTATS DE L'ETUDE

Cette sous-section a pour but de décrire la procédure de détermination du taux d'endettement public pour lequel les déficits budgétaires exerceraient un effet non linéaire sur les dépenses publiques d'investissement en Afrique. Cette procédure s'articule autour de trois étapes principales. Dans la première étape, on procède au test de linéarité ou d'homogénéité. La seconde étape vise à déterminer le nombre de régimes du modèle PSTR. La troisième étape enfin procède à l'estimation du modèle PSTR à l'issue de laquelle on obtient la valeur du seuil d'endettement.

#### 3.1. Tests de linéarité et du nombre de régimes

Les résultats du test de linéarité sont présentés en annexe 6 et en annexe 7 pour chacune des estimations réalisées. La lecture de ces résultats permettent d'établir que les tests  $LM_W$ ,  $LM_F$  et  $LRT$  rejettent pour les variables déficits publics et investissements publics, l'hypothèse nulle d'absence d'effet non linéaire à travers le taux d'endettement public. A un degré de significativité de 5 %, nous admettons que le niveau le poids de la dette publique dans les réserves totales est une source potentielle de non-linéarité des effets des déficits publics sur les investissements publics en Afrique.

Un tel résultat implique que soit déterminé le nombre de régimes du processus. Les résultats en annexes 6 et 7 montrent que l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) est acceptée pour un seuil critique de 5%. Par conséquent, il existe une seule fonction de transition et deux régimes de taux d'endettement public. Ce résultat traduit l'idée selon laquelle la non-linéarité entre les dépenses publiques d'investissements et les déficits publics en Afrique donne lieu à la détermination d'un seuil d'endettement public. Ainsi la dette publique aurait, jusqu'à un certain niveau, une influence soit nulle soit positive sur l'investissement public dans cette zone. Au-delà de ce seuil, l'endettement public serait contreproductif pour l'investissement public.

L'intuition du changement de régime dans notre modèle peut s'analyser ainsi qu'il suit : Toute augmentation du déficit budgétaire occasionne une augmentation future de la charge de la dette publique. Dans un premier temps, les dépenses publiques de consommation peuvent s'ajuster à la baisse. L'augmentation du déficit procure donc de flux de nouvelles ressources qui profite aux dépenses d'investissement et favorise la croissance économique. Accroître le déficit public permet également de substituer des dépenses publiques d'investissement aux dépenses de consommation, via l'augmentation de la charge de la dette. Cependant, une telle substitution ne peut s'opérer continuellement, puisqu'il existe un niveau incompressible des dépenses publiques de consommation, qui ne peuvent être réduites au-delà d'un certain seuil qui peut simplement être égal à zéro dans la mesure où les dépenses de consommation ne peuvent devenir négatives. Lorsque ce seuil est atteint, ce sont les dépenses d'investissement qui se trouvent évincées par la charge de la dette, de sorte que la relation entre déficit public et dépenses d'investissement devient négative.

### **3.2. Résultats de l'estimation du modèle**

Les résultats des différentes estimations réalisées du modèle PSTR sont présentés en annexe 6 et annexe 7 et, récapitulés dans le tableau de l'annexe 10. La lecture de ce tableau permet de tirer quatre principales conclusions : (1) le seuil d'endettement public pour lequel il existerait une non linéarité entre les déficits publics et les investissements publics en Afrique est fortement influencé par le risque pays; (2) En introduisant les conflits internes ou la qualité de la démocratie en Afrique dans le modèle retenu, le seuil d'endettement public pour lequel il existerait une non linéarité entre déficits publics et investissements publics est proche de 110% des réserves totales ; (3) Ce seuil avoisinerait plutôt les 180 % des réserves totales si les conflits internes et les problèmes liés au système démocratique y étaient absents; la valeur faible du paramètre du lissage dans chacune des estimations indique que la transition entre les deux régimes se fait de manière lisse ou progressive (et non brutale).

En raison de la situation sociopolitique qui prévaut en Afrique, il apparaît que lorsque le niveau de la dette publique est inférieur à 110 % des réserves totales, la relation entre le déficit budgétaire et les investissements publics est positive, la dette pouvant être

absorbée par une diminution des autres dépenses improductives. En revanche, lorsque l'endettement public est supérieur à ce seuil de 110 % des réserves totales, il n'est plus possible de réduire les dépenses de consommation, et l'ajustement s'opère par les dépenses d'investissement de telle sorte que la relation entre déficit budgétaire et investissements publics s'inverse et devient négative. Par ailleurs, on observe que l'effet négatif est quantitativement bien plus important que l'effet positif ce qui reproduit les effets anti-keynésiens évoqués par certains auteurs à l'instar de Perotti (1999, 1402). Ainsi, il apparaît que les effets de la politique budgétaire sur les dépenses publiques d'investissement peuvent non linéaires aussi bien dans le signe que dans l'amplitude.

Les données sur la dette publique en pourcentage des réserves totales montrent à suffisance que plusieurs pays africains ont atteint des niveaux de dette publique très élevés sur la période de l'étude. Ces niveaux élevés de dette publique exposent les économies aux effets pervers de la règle d'or (financement par endettement des dépenses publiques d'investissement, tout en reportant la charge des paiements d'intérêt sur les dépenses de consommation). Néanmoins, l'ensemble des mesures de politiques économiques mis en œuvre par les Etats au cours de ces dernières années pour financer d'importants projets infrastructurels visant l'émergence de leurs économies à des horizons bien fixés font craindre que les critères de surveillance multilatérale mérite d'être revisités. Si nos résultats confirment le fait que l'impact du déficit sur les dépenses publiques d'investissement dépend du poids de la dette publique, il aboutit tout de même à la conclusion selon laquelle, cet impact qui est d'abord positif s'affaiblit considérablement à partir d'un ratio de dette publique situé autour de 110% des réserves totales.

#### **4. CONCLUSION**

Cet article propose une évaluation empirique des non linéarités exercées par les déficits publics sur investissements publics en fonction du niveau du ratio de dette publique en % des réserves totales. Notre panel est constitué de trente-huit pays d'Afrique, et la période de l'étude s'étend entre 1991 et 2018 en données annuelles.

A l'aide de la récente méthodologie PSTR (Panel Smooth Threshold Regression) initiée par Gonzalez et al. (2005), nous montrons qu'il existe véritablement une relation non linéaire entre la politique budgétaire (déficit budgétaire) et les investissements publics en

Afrique. Les résultats de l'estimation du modèle retenu, conduit à mettre en évidence de manière robuste un seuil exercé par la dette publique estimé à 110% des réserves totales lorsqu'on prend en compte le risque pays dans le modèle et à 180 % des réserves totales dans le cas contraire.

Ces non linéarités sont d'autant plus importantes que les déficits budgétaires sont persistants, et la dette accumulée importante. Nous montrons ainsi qu'une corrélation positive entre déficit budgétaire et investissements publics est associée avec de faibles ratios d'endettement public, alors que pour des ratios de dette élevés, les déficits budgétaires seront associés à une réduction des investissements publics, reproduisant l'effet « anti-keynésien » de la politique budgétaire, dans l'esprit de Perotti (1999).

Le seuil d'endettement public à partir duquel on observerait un changement de signe dans la relation entre investissements publics et déficits budgétaires en Afrique dépendant de la situation sociopolitique qui prévaut, il est urgent pour les gouvernements de chaque pays de multiplier les efforts pour assurer la paix et la stabilité afin de bénéficier d'une marge de manœuvre en matière de politique budgétaire.

## **RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES**

1. **ALESINA A., PEROTTI R (1997)**, Fiscal adjustments in OECD countries: Composition and Macroeconomic Effects. *IMF Staff Papers*, vol.44, pp. 210-248.
2. **BIKAI J L (2010)**, Threshold Effects of Budgetary Policy on Economic Growth in CEMAC, *MPRA Paper*, No. 24524.
3. **BLANCHARD O., DIAMOND P (1990)**, The aggregate Matching Function in Growth, productivity Unemployment», *ed. Cambridge, MIT Press*.
4. **BLANCHARD, O AND DIAMOND, P. (1990)**, The aggregate Matching Function in Growth, productivity Unemployment», *ed. Cambridge: MIT Press*.
5. **CECCHETTI S G., MOHANTY M S., ZAMPOLLI F (2011)**, The real effects of Debt», *BIS Working Papers*, N° 352.
6. **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.

7. **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.
8. **ELBADAWI, I AND SCHMIDT-HEBBEL, K. (1997)**, Macroeconomics Policies, Instability and Growth Across Developing Regions, *Journal of African Economics*.
9. **GIAVAZZI F., JAPPELLI T., PAGANO M (1990)**, Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European Countries», *NBER Macroeconomics*, 5(1990):75-122.
10. **GIAVAZZI F., JAPPELLI T., PAGANO M (2000)**, Searching for Non-Linear effects of fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries», *European Economic Review*, 2000, v44 (7, Jun),1291-1326.
11. **GONZALEZ A., TERÄSVIRTA T., DICK V D (2005)**, Panel smooth transmission regression models», *Working Paper Series in Economics and Finance*, Stockholm School of Economics.
12. **HANSEN B.E., (1999)**, Threshold Effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference, *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.
13. **HEINEMANN F (2002)**, Factor Mobility, Government Debt and the Decline in Public Investment », *Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)*, February.
14. **IM K S., PESARAN M H., SHIN Y (2003)**, Testing for unit roots in heterogeneous panels», *Journal of Econometrics*, Vol. 115 No. 1, pp. 53-74.
15. **LEVIN A., LIN C F., CHU C J (2002)**, Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties», *Journal of Econometrics*, Vol. 108, pp. 1-24.
16. **MINEA A., VILLIEU P (2008)**, Faut-il financer l'investissement public par l'emprunt ? Les enseignements d'un modèle de croissance endogène », *Revue Economique*, vol. 59, p. 5-32.
17. **MINEA A., VILLIEU P (2009)**, Investissement public et Effets non linéaires des Déficits budgétaires, *Recherches Economiques du Louvain*, 73(3) 2009, p.281-311.
18. **OXLEY H., MARTIN J (1991)**, Controlling Government Spending and Deficits: Trends in the 1980s and Prospects for the 1990 », *OECD Economic Studies*, vol. 17, p. 145-189.
19. **PATILLO, C. POIRSON, H. RICCI, L. (2002)**, External Debt and Growth, *IMF Working Paper*, No. 96, Washington, D.C.

20. **PEROTTI R (1999)**, Fiscal Policy when Things are going Badly», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 64, p. 1399-1436.
21. **REINHART, C. AND ROGOFF K. (2010)**, Growth in a Time of Debt, *American Economic Review*, May 2010, 573-578.
22. **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 Prévision*, 2008/5, N° 186, pages 145-162.
23. **TANIMOUNE A., PLANE., COMBES (2005)**, Les effets non linéaires de la politique budgétaire : le cas de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine, *Communication aux journées de l'AFSE*, Clermont-Ferrand, 19 et 20 mai 2005.

ANNEXES

Annexe 1 : Variables et sources de données

Variables	Définitions	Sources de données
FBCF	Formation brute du capital fixe (% du PIB)	WDI (2018)
deficit_budg	déficit budgétaire (% du PIB)	FMI (2018)
ressourc_nat	total des bénéfices tirés des ressources naturelles (% du PIB)	WDI (2018)
bal_paie	balance des paiements courants (% du PIB)	WDI (2018)
dev_fin	rapport de la masse monétaire sur les réserves totales	WDI (2018)
PIB	croissance du PIB (% annuel)	WDI (2018)
infl	l'inflation (% annuel)	WDI (2018)
pop	croissance de la population (% annuel)	WDI (2018)
demo	Démocratie	International Country Risk Guide (2018)
confl_inter	conflits internes	International Country Risk Guide (2018)

**Annexe 2: Statistiques descriptives**

	RESSOURCES NATURELLES	M2 SUR RESERVES	INTERNAL CONFLICT	INFLATION	FBCF	DETTE	DEMOCRATIC ACCOUNTABILITY	DEFICIT PUBLIC	PIB	POPULATION	BALANCE DES PAIEMENTS
Mean	17.14399	8.457117	8.628710	12.15311	25.16015	404.9200	3.070491	0.209746	4.153486	2.406336	0.836530
Median	9.436181	2.235216	8.625000	6.719795	23.25321	16.76760	3.000000	0.830124	4.110674	2.405230	-0.624658
Maximum	59.61957	145.4215	12.00000	324.9969	50.78085	13164.83	5.000000	35.56400	15.02892	3.710531	24.71398
Minimum	0.422802	0.190862	4.500000	-3.206555	11.77990	0.000000	1.000000	39.91200	7.932067	1.120661	-54.11699
Std. Dev.	16.13347	22.10000	1.646923	31.51960	8.002239	1596.942	1.019630	10.41858	3.351212	0.716086	9.818492
Skewness	1.035063	4.545955	-0.188503	7.719151	1.001321	5.620396	0.355041	0.164821	0.102754	0.098891	-1.388354
Kurtosis	2.917225	23.82761	2.849414	71.14420	3.779380	37.84862	2.182269	6.647354	5.701273	1.912132	10.60512
Jarque-Bera	26.11134	3141.750	1.002593	29698.67	28.09289	8156.422	7.135141	81.58880	44.64625	7.437334	398.7502
Probability	0.000002	0.000000	0.605745	0.000000	0.000001	0.000000	0.028224	0.000000	0.000000	0.024266	0.000000
Sum	2503.023	1234.739	1259.792	1774.354	3673.382	59118.32	448.2917	30.62287	606.4089	351.3250	122.1334
Sum Sq.Dev.	37741.86	70819.45	393.2914	144055.4	9285.194	3.70E+08	150.7485	15739.29	1628.441	74.35307	13978.40
Observations	146	146	146	146	146	146	146	146	146	146	146

Source : Auteur

**Annexe 3 : Matrice des corrélations**

	RESSOUR...	MASSE_MO...	INTERNAL_...	INFLATION	FBCF	DETTE	DEMOCRAT...	DEFICIT_P...	CROISSAN...	CROISSAN...	BALANCE_...
RESSOUR...	1	-0.1662802...	-0.3734394...	0.23833048...	0.17358752...	-0.0627006...	-0.2867428...	0.34382549...	0.23685582...	0.58161560...	0.13492287...
MASSE_MO...	-0.1662802...	1	-0.3214002...	-0.0415011...	-0.2653622...	0.89573584...	-0.1695000...	-0.0579665...	-0.2906144...	0.05962714...	-0.0963438...
INTERNAL_...	-0.3734394...	-0.3214002...	1	-0.1828238...	0.20303288...	-0.2370195...	0.45660261...	-0.0809918...	0.12913909...	-0.3845070...	0.28424164...
INFLATION	0.23833048...	-0.0415011...	-0.1828238...	1	0.09724690...	-0.0355344...	-0.0246721...	0.18701317...	0.06568976...	0.22869192...	0.01663808...
FBCF	0.17358752...	-0.2653622...	0.20303288...	0.09724690...	1	-0.1544730...	0.17137708...	0.09524683...	0.01597548...	-0.0218121...	-0.0283888...
DETTE	-0.0627006...	0.89573584...	-0.2370195...	-0.0355344...	-0.1544730...	1	-0.2033920...	-0.0023800...	-0.1597997...	0.11104665...	-0.0457031...
DEMOCRAT...	-0.2867428...	-0.1695000...	0.45660261...	-0.0246721...	0.17137708...	-0.2033920...	1	0.08089794...	-0.1465715...	-0.5852456...	0.13114532...

Source : Auteur

**Annexe 4 : Présentation des résultats obtenus**

Modèles	Annexe 6						Annexe 7					
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
deficit_budg	<b>0.0060***</b> (0.0307)	<b>-0.1302**</b> (0.0703)	<b>0.0252***</b> (0.0330)	<b>-0.0758*</b> (0.0585)	<b>0.0203***</b> (0.0332)	<b>-0.0470***</b> (0.0584)	<b>0.0084***</b> (0.0309)	<b>-0.1291**</b> (0.0713)	<b>0.0264***</b> (0.0333)	<b>-0.0762**</b> (0.0588)	<b>0.0220***</b> (0.0334)	<b>-0.0488***</b> (0.0584)
ressourc_nat	<b>-0.0455***</b> (0.0532)	<b>0.4277*</b> (0.0924)	<b>0.0032***</b> (0.0505)	<b>0.2935*</b> (0.0754)	<b>0.0248***</b> (0.0508)	<b>0.2782*</b> (0.0762)	<b>-0.0291*</b> (0.0504)	<b>0.4353***</b> (0.0956)	<b>0.0036***</b> (0.0506)	<b>0.3025*</b> (0.0768)	<b>0.0261***</b> (0.0508)	<b>0.2792*</b> (0.0763)
bal_paie	<b>-0.2303*</b> (0.0561)	<b>0.1013***</b> (0.1287)	<b>-0.1333*</b> (0.0546)	<b>0.0668***</b> (0.1065)	<b>-0.1669*</b> (0.0554)	<b>0.0965***</b> (0.1027)	<b>-0.2147*</b> (0.0543)	<b>0.0653***</b> (0.1356)	<b>-0.1314*</b> (0.0553)	<b>0.0501***</b> (0.1095)	<b>-0.1652*</b> (0.0559)	<b>0.0937***</b> (0.1036)
dev_fin	<b>-0.6735*</b> (0.1837)	<b>0.6600*</b> (0.1853)	<b>-0.4027*</b> (0.1845)	<b>0.4096*</b> (0.1838)	<b>-0.5061*</b> (0.1867)	<b>0.5134*</b> (0.1867)	<b>-0.6032*</b> (0.1710)	<b>0.5892*</b> (0.1730)	<b>-0.4132*</b> (0.1867)	<b>0.4190*</b> (0.1861)	<b>-0.5121*</b> (0.1889)	<b>0.5192*</b> (0.1889)
PIB							<b>0.0231***</b> (0.1117)	<b>-0.1451***</b> (0.2175)	<b>-0.0863***</b> (0.1194)	<b>-0.0333***</b> (0.2016)	<b>-0.0982***</b> (0.1120)	<b>0.0529***</b> (0.2037)
infl	<b>-0.0379**</b> (0.0193)	<b>0.0180***</b> (0.0324)	<b>-0.0847*</b> (0.0418)	<b>0.0621**</b> (0.0482)	<b>-0.0586**</b> (0.0434)	<b>0.0188*</b> (0.0440)	<b>-0.0364*</b> (0.0177)	<b>0.0183***</b> (0.0324)	<b>-0.0866*</b> (0.0405)	<b>0.0662**</b> (0.0483)	<b>-0.0606**</b> (0.0430)	<b>0.0210***</b> (0.0438)
pop	<b>1.0595**</b> (0.7659)	<b>-4.8687*</b> (0.8140)	<b>-0.6423***</b> (0.7642)	<b>-3.3599*</b> (0.8600)	<b>-1.0606**</b> (0.7409)	<b>-1.7472**</b> (0.8512)	<b>1.0162**</b> (0.7958)	<b>-4.7485*</b> (0.8502)	<b>-0.5888***</b> (0.7767)	<b>-3.5558*</b> (0.8838)	<b>-0.9648**</b> (0.7559)	<b>-1.2948**</b> (0.8764)
demo			<b>0.9698*</b> (0.3835)	<b>0.1989***</b> (0.5172)					<b>0.9933*</b> (0.3874)	<b>0.2522***</b> (0.5648)		
confl_inter					<b>0.7820*</b> (0.2585)	<b>-0.6088*</b> (0.2415)					<b>0.8008*</b> (0.2599)	<b>-0.6112*</b> (0.2628)
<b>y</b>	1.4300		10.3314		116.9210		4.8459		8.1453		31.5052	
<b>c</b>	180.0636		110.2440		110.0798		179.6153		110.2269		110.2428	

**Source** : Estimation de l'auteur. La variable expliquée est la formation brute du capital fixe en % du PIB. Dans la colonne (1), nous avons les valeurs des paramètres estimés en deçà du taux d'endettement public (variable de transition). La colonne 2 donne la valeur de ces paramètres estimés au-dessus du taux d'endettement public. (\*), (\*\*), (\*\*\*) donnent la significativité respectivement à 10%, 5% et 1%. Les écarts-type sont reportés entre parenthèses. Les écarts-type des coefficients sont corrigés du biais d'hétéroscédasticité à l'aide de la méthode de White