



Munich Personal RePEc Archive

**A reexamination of the relation between  
public expenses and economic growth in  
developing countries from a dynamic  
panel model**

Togbenu, Fo-Kossi Edem

American Institute of Africa

14 September 2017

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/81376/>  
MPRA Paper No. 81376, posted 14 Sep 2017 23:01 UTC

**Un réexamen de la relation entre dépenses publiques et croissance économique dans les pays en développements à partir d'un modèle de panel dynamique**

**Edem Togbenu**

**[edemtogbenu33@gmail.com](mailto:edemtogbenu33@gmail.com)**

**American Institute of Africa,  
Option Econométrie et Statistiques**

**Septembre 2017**

## **Abstract**

*Several empirical studies analysed the relation between public expenditures and economic growth but the unanimity is not made on the real nature of the relation that exist between its two variables. Our study re-examine agreement specifying the nature of relation that may exist between public expenditures and the economic growth in 20 developing countries. Results coming from our valuations by the GMM method in dynamic panel highlight a non-linear relation on one hand between total public expenditures and economic growth on another hand between public investment and the growth. Our study also specify, margin in which the different variables get a positive and significant impact on the growth in developing countries.*

**Keywords:** public expenditures, economic growth, dynamic panel, GMM.

## 1- Introduction

La croissance économique est l'un des plus importants sujets dans la macroéconomie. Parmi les déterminants macroéconomiques suscitant beaucoup de débats de la croissance économique figurent les dépenses publiques. Le débat sur la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique n'est pas nouveau. Traditionnellement, les débats concernant cette relation se sont centrés sur la recherche de la fonction essentielle de l'Etat dans l'économie. On note ainsi deux grandes optiques : une optique keynésienne et une optique classique.

Dans une optique keynésienne, les soldes publics peuvent contribuer au lissage des fluctuations conjoncturelles. Ainsi, en phase de ralentissement, une augmentation de dépenses publiques stimule la demande privée, l'effet net sur l'activité varie en fonction de l'éviction qu'exercent la propension à importer et la hausse éventuelle du taux d'intérêt réel. Ainsi l'Etat doit jouer un rôle clé dans le processus de croissance économique à travers les dépenses publiques.

Pour les classiques l'interventionnisme de l'Etat est une source de déséquilibre de marché dû aux effets d'évictions liés à l'alourdissement de la dette publique et la charge d'intérêt. L'Etat doit se cantonner à ses fonctions régaliennes de défense, de justice et de diplomatie et prendre en charge la fourniture des services publics indispensables à la communauté et qui ne pourraient pas être fournis par les opérateurs privés. Plusieurs arguments ont été avancés pour remettre en cause le recours aux politiques budgétaires dans une optique de stabilisation conjoncturelle. Les modèles classiques postulent que l'économie est toujours en situation d'équilibre global et concluent à l'inutilité de la politique budgétaire.

A partir des années quatre-vingt, la macroéconomie a aussi été marquée par le développement de la théorie du cycle réel (RBC) qui à la suite de la critique émise par **Lucas (1977)** a décrédibilisé l'utilité des modèles du type keynésien pour évaluer les effets de politiques économiques.

Dans le même registre, le principe de l'équivalence ricardienne repris par **Barro (1974)**, a contribué à réfuter cette thèse d'efficacité de l'action budgétaire, car pour lui, les agents privés intègrent dans leur calcul la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat. Pour cet adepte de la nouvelle école classique, en réduisant la dépense publique aujourd'hui, l'Etat crée des conditions d'une baisse du taux de prélèvement fiscal ultérieur et inversement en cas d'augmentation de la dépense. Anticipée par les agents, la politique budgétaire aura donc des effets nuls. On note donc dans ce cas, une augmentation de l'épargne privée pendant que l'épargne publique fléchit, de sorte que la politique budgétaire expansionniste n'ait aucun effet sur l'économie.

Depuis une trentaine d'années, on assiste à un renouveau de la pensée économique concernant la théorie de la croissance. En effet, le renouveau que connaissent ces théories repose sur une nouvelle façon de considérer l'origine et le rôle du progrès technique dans le processus de croissance. Les travaux de **Nshue (2011)** offre une grande revue à ce sujet. Dans le modèle de **Solow (1956)**, l'Etat ne joue aucun rôle particulier dans le processus de croissance. Les nouvelles théories réhabilitent le rôle de l'Etat dans l'économie. Ces nouvelles théories de la croissance sont nées avec les travaux précurseurs de **Paul Romer (1986)**. Elles ont pour objet d'expliquer la croissance économique à partir de processus et de décisions microéconomiques. Elles sont apparues en réponse aux modèles de croissance exogène, en particulier le modèle de Solow, qui fondait la croissance sur le progrès technique, mais n'expliquait pas l'origine de ce progrès. Elles stipulent que, par la circulation de l'information, l'accumulation du savoir-faire et l'expérience du travail, les entreprises améliorent leurs productivités ainsi que leur contribution au PIB de l'économie. La recherche – développement, développée dans les travaux de **Romer (1990)** et de **Aghion-Howitt (1992)** est considérée comme une activité à rendement croissant. **Lucas (1988)** fait de l'accumulation du capital humain un déterminant important du progrès économique des nations. D'après **Barro (1990)**, les infrastructures publiques constituent un facteur de croissance qui engendre des rendements croissants à long

terme. **Sala-i-Martin (1995)** distingue les dépenses publiques productives (défense, éducation, santé, transports et communication) des dépenses improductives (sécurité sociale, loisirs, services économiques). Les approches récentes sur l'impact des dépenses publiques se donnent pour objectif de rendre compte de la coexistence de comportements keynésiens et non keynésiens, voire anti-keynésiens. Ainsi, l'éventualité d'une relation non linéaire entre la croissance économique et la politique budgétaire n'est pas à écarter ; en théorie, tout dépend de la situation initiale des finances publiques notamment le déficit public (**Adam, A. C. et Bevan D., [2005]**) et le niveau d'endettement (**Bertola G. et Drazen A., [1993]**) ; **Sutherland, [1997]**).

Les études empiriques sur la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique ont souvent cherchées à analyser le sens, la nature et la significativité de l'impact des dépenses sur la croissance économique. L'unanimité n'est pas faite sur la nature exacte de la relation qui existe entre dépenses publiques et croissance économique (voir le chapitre 2). Ces diversités de résultats peuvent être dues à la relation non linéaire pouvant exister entre ces deux variables (**Fouopi et al. [2012]**; **Nubukpo [2007]**) et à l'inadéquation des méthodes habituellement utilisées pour déterminer l'impact des dépenses publiques sur la croissance économique (**Agell et al. [1999]**).

Il y a donc lieu de s'interroger de nouveau sur la nature de la relation qui existe entre les dépenses publiques et la croissance économique. Quelle est l'influence des dépenses publiques et de ses composantes sur la croissance économique des pays en développements? Existe – t- il un seuil optimal de dépenses publiques capable d'impulser la croissance dans les pays en développement? C'est dans cette optique que s'insère la présente étude dont le thème est : **“Un réexamen de la relation entre dépenses publiques et croissance économique dans les pays en développements à partir d'un modèle de panel dynamique”**.

L'un des principaux problèmes dans la littérature empirique sur la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique est le problème de spécification<sup>1</sup>. Un modèle choisi pour une analyse empirique doit satisfaire à plusieurs critères (voir **Hendry et Richard (1983)**). Notre étude prend en compte ces critères et propose une approche de solution pouvant améliorer la précision de la nature de la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique dans les pays en développements. La présente étude s'inspire des enseignements des travaux précédents, mais s'en différencie du point de vue de l'optique. En effet, contrairement aux études empiriques précédentes, le présent travail évalue la nature de la relation entre dépenses publiques et croissance économique des pays en développement à l'aide d'un modèle de panel dynamique. L'objectif de notre étude est de réexaminer en précisant la nature de la relation qui existe entre les dépenses publiques et la croissance économique dans les pays en développements. Spécifiquement, il s'agit à partir d'un modèle de panel dynamique, d'étudier l'impact du niveau et de la composition des dépenses publiques sur la croissance économique de 20 pays en développés<sup>2</sup>, sur la période 1985 à 2013 en prenant en compte la possibilité d'une relation non linéaire entre nos variables d'intérêt. De ce fait, nous avons utilisé deux spécifications économétriques:

Dans la première, il s'agit d'une régression de la croissance sur les dépenses publiques totales et d'autres variables de contrôle et dans la seconde spécification, nous considérons la composition des dépenses publiques à la place des dépenses totales. Cette décomposition permet d'identifier le meilleur canal par lequel les dépenses publiques peuvent affecter la croissance. Nous utilisons à cet effet un modèle de panel dynamique.

---

<sup>1</sup> il s'agit : d'une omission de variables; d'une inclusion de variables inutiles; d'un choix de mauvaise forme fonctionnelle et d'une erreur de mesure.

<sup>2</sup> Angola, Benin, Burkina-Faso, Burundi, Cameroun, Tchad, République démocratique de Congo, Congo, Cote d'Ivoire, Ghana, Mali, Niger, Rwanda, Sénégal, Sierra Leone, Soudan, Togo, Tunisie, Uganda, Zimbabwe. Le choix est fait par rapport à la disponibilité des données.

Ce modèle est estimé par la méthode GMM qui améliore les résultats face aux problèmes de simultanéité ; de causalité inverse et d'omission de variables qui pourraient exister.

La suite de cette étude est organisée comme suit : les approches empiriques sont présentées dans la deuxième section, la troisième section présente le modèle empirique et la méthode d'estimation. Les données sont présentées à la quatrième section. La cinquième section présente les résultats et la sixième, la conclusion et recommandations.

## **2- Approche empirique.**

Les études empiriques sur la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique ont souvent cherchées à analyser le sens, la nature et la significativité de l'impact des dépenses sur la croissance économique.

### **Sens de la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique**

La plupart des études analysant le sens de la relation entre les dépenses publiques et la croissance ont souvent basé leurs études sur le modèle de causalité de Granger. Selon cette méthode, une variable X cause une variable Y si l'introduction des valeurs passées de X améliore la qualité statistique de la régression de Y sur ses propres valeurs passées. Les résultats issus de cette recherche de sens de causalité sont ambigus : Ils peuvent être classés en trois groupes.

**Le premier groupe** trouve une relation de causalité à double sens de la croissance vers les dépenses publiques. **Cheng et Wei (1997)** ont examinés la relation de causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique de la Corée du sud sur la période 1954 à 1994. Ils ont obtenu une causalité à double sens entre ces deux variables. De même, **Ouattara (2007)** a montré à partir de ces travaux d'analyse de la relation de causalité au sens de Granger entre les dépenses publiques, la corruption et croissance économique des huit pays de l'UEMOA basée sur les tests de stationnarité et de causalité à la Granger que la croissance



économique et les dépenses publiques s'influençaient mutuellement dans les pays de l'UEMOA. **Ngakosso (2016)** a obtenu une causalité à double sens entre les dépenses publiques et la croissance économique dans le cas du Congo sur la période (1960-2013).

**Le second groupe** constate une relation de causalité unidirectionnelle des dépenses publiques vers la croissance économique. **Kacou (2004)** à l'aide d'un test de Granger montre que ce sont les dépenses publiques qui causent la croissance en Côte d'Ivoire. **Safa D. (1999)** en appliquant la cointégration et la causalité au sens de Granger sur les données de la Turquie, trouve que c'est la vision keynésienne qui est vérifiée. **Keho Y. (2008)** arrive à cette même conclusion pour le cas de la Côte d'Ivoire.

**Le dernier groupe** trouve une causalité unidirectionnelle du revenu national vers les dépenses publiques : **Oxley (1994)** trouve une causalité unidirectionnelle du revenu national vers les dépenses publiques sur le Royaume Uni de 1870 à 1913. **Aregbeyen (2008)** trouve à partir d'un test de causalité de Granger une causalité unidirectionnelle du revenu national vers les dépenses publiques pour le cas du Nigeria et ce résultat a été confirmé par **Chikoï (2009)**. **WingYuk (2005)** en se référant aux travaux de **Ghali (1999)** a analysé la relation à long terme entre les dépenses publiques et la croissance économique du Royaume Uni sur la période 1830 à 1993. Il a tenu compte des effets des exportations. Il trouve une évidence que la croissance du PIB cause (Granger) les dépenses publiques indirectement à travers les exportations de la période 1870 à 1930. **Tang (2010)** montre que le revenu réel est une source des dépenses de santé en Malaisie. **Ghali (1999)** rejette pour la Tunisie l'hypothèse selon laquelle les dépenses publiques causent la croissance économique.

Par ailleurs d'autres études sur les données de panel et séries temporelles ont trouvées des résultats mixtes ou encore une absence de causalité. **Dritsaki, C. et Dritsaki, M. (2010)** dans une étude sur douze pays de l'Europe de l'Est à l'aide de

test de causalité de Granger parvient aux résultats vérifiant la loi de Wagner pour la Chypre, la Pologne, et la Roumanie). Pour la Bulgarie et la Chypre, c'est la vision keynésienne qui est vérifiée. Ces résultats sont aussi trouvés par **Bationo, R. et Hounkpodote, H. (2010)** dans les pays de l'UEMOA. À l'aide du test de Granger, il est apparu une relation causale de court terme du PIB vers les dépenses publiques. Pour le Mali le sens de causalité allait des dépenses publiques vers la PIB. Pour le Togo aucune causalité n'a été relevée. **Edem, T. (2016)** arrive aussi à ce dernier résultat pour le Togo à l'aide du test de causalité de Granger.

### **Nature et significativité de l'impact des dépenses sur la croissance économique**

La plupart des études dans cette catégorie ont utilisé un modèle linéaire tiré d'un modèle de croissance néoclassique. Soit :

$$y = \alpha_1 + \alpha_2 X + u \quad (1)$$

Avec  $y$ , le PIB utilisé comme proxy de la croissance économique.  $X$ , la matrice des variables explicatives et  $u$  le terme d'erreur.

La plupart de ces études passent sous silence l'hypothèse d'endogenéité des dépenses publiques, le problème de simultanéité, de causalité inverse et d'omission de variable et aussi la possibilité de relation non linéaire qui pourra exister entre les deux variables d'intérêt (dépenses publiques et croissance économique).

Parlons premièrement de la relation non linéaire qui peut exister entre les deux variables car si celle-ci existe alors les estimateurs des coefficients d'un modèle linéaire peuvent être biaisés. Le modèle non linéaire suppose que les dépenses publiques et la croissance sont liées positivement quand les dépenses sont en dessous de leur montant et qualité optimale, négativement quand elles sont au-dessus et non corrélées quand les pouvoirs publics fournissent le montant optimal des services (**Nubukpo [2007]**). Certaines études empiriques antérieures ont intégré cette relation en plusieurs manières : **Devarajan et al. (1996)** et **Hermes et Lensink**

(2001) ont étudié cette relation par l'introduction des valeurs au carré des dépenses publiques dans les variables explicatives.

Fouopi et al. (2012) ont utilisé les PSTR<sup>3</sup> proposés par Gonzales et al. (2005). Le modèle PSTR se présente sous la forme :

$$y_{it} = u_i + \alpha_1 G_{it} + \alpha_2 G_{it} f(q_{it}; \gamma, c) + \alpha_3 X + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Où  $u_i$  représente les effets fixes individuels,  $\varepsilon_{it}$  le terme d'erreur qui est indépendant et identiquement distribué,  $y_{it}$  est le taux de croissance économique,  $G_{it}$  est la variable de transition : les dépenses publiques dans notre étude,  $X_{it}$  un vecteur de variables de contrôle et  $f(q_{it}; \gamma, c)$  une fonction de transition logistique à un seuil.

Gastonfils LonzuLubu et Desiré Avom (2014) ont utilisé la modélisation à seuil proposé par Hansen(1999) : "Threshold Regression model".

La modélisation proposée par Gonzales et celle proposée par Hansen(1999) sont les deux grandes types de modélisation en seuil. Elles autorisent les séries économiques à posséder des dynamiques différentes suivant les régimes dans lesquels elles évoluent. Le mécanisme de transition pour le passage d'un régime à l'autre s'effectue à l'aide d'une variable de transition observable, d'un seuil et d'une fonction de transition.

Certains problèmes statistiques peuvent être aussi présents dans l'étude de la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique. L'un de ces problèmes est le problème d'endogénéité des dépenses publiques. Les dépenses publiques peuvent influencer la croissance et aussi la croissance peut à son tour influencer les dépenses publiques (voir Wagner [1883]).

---

<sup>3</sup> Les PSTR et les PTR sont des modèles à effet de seuil en panel. Le premier est proposé par Gonzales et al(2005) et second par Hansen (1999).

**Fouopi et al. (2012)** par exemple ont levé cette hypothèse d'endogénéité en utilisant la variable de dépenses publiques retardée d'une période dans l'équation de la croissance.

Des modèles dits à correction d'erreur ont été aussi utilisés (**Nubukpo [2007]**). Ces modèles ont été introduits au début des années 80, par Hendry en particulier. Ce sont des modèles dynamiques permettant d'intégrer les évolutions à long terme et à court terme des variables. Toutes les variables sont supposées endogènes. Ces modèles s'appliquent aux variables Co intégrés (**Engle, R.E. et Granger, C.W.J. [1987]**). Ces modèles s'écrivent :

$$\Delta y_t = u + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_j \Delta X_{t-i} + c[y_{t-1} - X_{t-i}] + \eta_t \quad (3)$$

où les variables interviennent soit à travers leurs différences premières (supposées stationnaires), soit à travers un terme d'écart à la cible à long terme, à la période précédente.

Les résultats empiriques sur l'effet des dépenses publiques sur la croissance économique sont ambigus :

**Devarajan, Swaroop et Zou(1996)** ont mis en évidence une relation positive entre les dépenses de consommation publique et la croissance économique et une relation inverse entre la croissance et l'investissement public.

**Ram (1986)** a étudié l'impact de la taille du secteur public sur la croissance économique (mesurée par le taux de croissance du PIB) pour 115 pays dans les années 1960-1980. Selon cette étude, l'impact total de la taille du secteur public sur la croissance a été généralement positif durant cette période.

Dans une étude réalisée sur l'Ouganda, **Reinikka et Svensson (2004)** ont également relevé que la croissance économique était significativement justifiée par les dépenses publiques.

**Barro (1997)** trouve un effet négatif des dépenses de consommation courante sur la croissance économique.

**Nubukpo (2007)** trouve un effet négatif des dépenses de consommation publique sur la croissance à court et à long terme et un impact positif à long terme des dépenses publiques d'investissement sur la croissance des économies de l'UEMOA.

**Afonso et Furceri (2010)** expliquent que les dépenses de contributions sociales et les dépenses de fonctionnement ont un effet négatif sur la croissance pour les pays à l'européens tandis que les dépenses publiques d'investissement exercent par leur volume un effet positif sur la croissance mais, plus leur niveau est volatile, moins le niveau de croissance est élevé. Ils montrent en outre qu'une augmentation d'un point de pourcentage des dépenses publiques en termes de PIB diminuerait la croissance de 0,13 point de pourcentage. Ces auteurs parviennent aux mêmes résultats que **Devarajan et al. (1996)** concernant l'effet des dépenses d'investissement sur la croissance pour les pays en développement ; ce qui paraît surprenant si l'on s'en tient aux théories de la croissance endogène qui postulent que ces dépenses sont bénéfiques à l'économie du fait des externalités qu'elles produisent. Il est possible d'interpréter les résultats d'**Afonso et Furceri (2010)** par l'existence d'effets de seuil impliquant qu'au-delà d'un certain moment, investir des fonds publics dans les infrastructures est contre-productif si cela se fait au détriment de dépenses de fonctionnement. En considérant les pays de l'OCDE.

**Dar et Amirhalkhali (2002)** ne permettent pas de soutenir avec assurance que les dépenses publiques affectent positivement la croissance économique car les coefficients ne sont pas statistiquement significatifs. Analysant l'impact des infrastructures publiques sur la compétitivité et la croissance de l'économie sénégalaise dans le cadre d'un modèle d'équilibre général calculable,

**Dumont et Mesplé-Somps (2000)** montrent qu'un accroissement des dépenses publiques d'infrastructures permet une meilleure performance commerciale et une croissance économique.

**Ojo et Oshikoya (1995)** ont montré, dans le cas des pays subsahariens, qu'une hausse des dépenses publiques réduit la croissance du PIB par tête. Dans le cas des pays de l'UEMOA. **Ténou (1999)** aboutit également au même résultat.

**Ghura et Hadjimichael (1996)** ont trouvé, pour leur part, une relation négative et significative avec le taux de croissance du PIB par tête en considérant le ratio du déficit budgétaire plutôt que celui des dépenses publiques de consommation.

**Tanzi et zee (1997)** montrent que les dépenses de consommation de l'Etat (hors éducation et santé) sont nuisibles à la croissance économique.

**Kneller, Bleaney et Gemmell (1999)** sur un panel de 22 pays de l'OCDE montrent que les dépenses productives sont les seules qui influent positivement la croissance économique.

### **3-Modèle empirique et méthode d'estimation.**

Notre modèle économétrique d'analyse repose sur la méthode des données de panel dynamique.

Les décisions économiques exigent fréquemment l'utilisation de modèle incluant des variables dépendantes retardées et des effets fixes afin de tenir compte de l'hétérogénéité non observée. Cette obligation explique l'utilisation de la méthode de panel dynamique dans notre étude.

La méthode des données de panel présentent plusieurs avantages : En plus de sa capacité à prendre en compte l'hétérogénéité des unités ou individus; elle fournit plus de variabilités, plus de degré de liberté, moins de colinéarité entre les variables et plus de précision (**Baltagi [2001], Sylvestre [2002] et Pirotte [2011]**).

Soit notre modèle de base :

$$Y_{it} = \alpha Y_{i,t-1} + X_{it} \beta + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Où  $Y_{it}$  est la variable dépendante (taux de croissance du PIB réel) ;  $u_i$  est l'effet fixe hétérogène et spécifique à chaque individu.  $X_{it}$ , est un vecteur des variables explicatives;  $\varepsilon_{it}$  est le terme d'erreurs;  $\beta$  et  $\alpha$  sont les paramètres à estimer;  $i$  représente le pays et  $t$  la période.

Le vecteur  $X$  est composée des variables suivantes :

- **Les dépenses publiques (G)** <sup>4</sup> : composé des dépenses d'investissement (GI) et des dépenses de consommation (GC). L'effet de cette variable sur la croissance est ambigu. Les keynésiens soutiennent qu'elle stimule la croissance, tandis que les néoclassiques considèrent qu'elle exerce un effet néfaste sur la croissance à long terme. Enfin, l'approche néo-ricardienne (Barro, 1974) soutient la thèse de la neutralité des politiques budgétaires.
- **Le carré des dépenses publiques (G<sup>2</sup>)**. Cette variable a été introduite pour vérifier la linéarité de notre modèle de régression.
- **Le taux d'investissement privé (invpriv)** : mesuré par la Formation Brute de Capital Fixe du secteur privé rapporté au PIB. L'accumulation du capital est censée exercer un effet positif sur la croissance.
- **La population active (llab)**: mesuré par le taux de croissance démographique. Conformément au modèle de Solow (1956) la croissance de la population réduit le capital par tête et donc la production par tête dans un pays.
- **Le taux d'inflation (inf)**: mesuré par le déflateur du PIB. Une inflation élevée réduit le pouvoir d'achat des agents. Par ailleurs, elle accroît l'incertitude sur les revenus futurs et influence négativement les décisions d'investissement. Néanmoins l'accroissement du taux d'inflation peut être le signe d'une économie en croissance (Voir Nubukpo [2007]). Le signe attendu de cette variable est donc indéterminé.

---

<sup>4</sup> Les dépenses publiques totales = dépenses publiques de consommations + dépenses publiques d'investissements.

Avec dépenses publiques d'investissements = investissement total – investissement privée (source WDI)

- **Le degré d'ouverture de l'économie (ouv):** mesuré par la somme des importations et des exportations rapportés au PIB. La plupart des études conclus sur la relation positive entre l'ouverture et la croissance économique (Harrison [1996], Frankel et Romer [1999]).

Dans notre modèle, la présence de la variable dépendante retardée ne permet pas d'utiliser la technique économétrique standard (MCO). Nous utilisons la méthode des moments Généralisés (GMM) en panel dynamique qui permet de contrôler les effets spécifiques individuels  $u_i$  et de pallier les biais de simultanéité et de sélection. Il existe deux types d'estimateur GMM : l'estimateur d'**Arellano et Bond (1991)** ou GMM en différences et l'estimateur des GMM en système.

Dans l'estimateur d'**Arellano et Bond (1991)**, la stratégie pour répondre à un éventuel biais de variable omise liés aux effets spécifiques est de différencier l'équation (4) en niveau. La différence première élimine l'effet spécifique des pays  $u_i$  et par conséquent le biais de variables omises invariantes dans le temps. Les différences premières des variables explicatives du modèle (4) sont instrumentées par les valeurs retardées de ces mêmes variables. Le but est de réduire les biais de simultanéité et le biais induits par la présence de la variable dépendante retardée en différence dans le membre gauche du modèle (4). Les conditions de moments suivantes s'appliquent pour l'équation en première différence.

$$E\left[y_{i,t-s}, (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})\right] = 0 \text{ Pour } s \geq 2 ; t=3, \dots, T$$

$E\left[X_{i,t-s}, (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})\right] = 0 \text{ Pour } s \geq 2 ; t=3, \dots, T$  avec  $X$  = matrice composé des variables explicatives. Le problème avec cet estimateur est la faiblesse des instruments qui peut entraîner des biais pour de petit échantillon. Le GMM en système offre beaucoup plus d'avantage vu qu'il corrige les biais présents dans le GMM en différence en associant l'équation en différence avec l'équation en niveau. Dans



l'équation en niveau les variables sont instrumentés par leurs différences premières. (Voir **Blundell and Bond [1998]**). Le GMM en système est utilisé dans notre étude.

#### 4- Données

Notre étude analyse l'impact des dépenses publiques sur la croissance économique dans les pays en développement. En ce sens, nous utilisons un panel de 20 pays en développements. Les données sont issues de WDI<sup>5</sup> relatives aux pays considérés de 1985 à 2013.

#### 5- Résultats des tests et estimations

##### 5-1- Test de spécification ou d'homogénéité

Nous utilisons la procédure de Hsiao (1986) pour tester la structure de panel (homogène ou hétérogène) sous-jacente aux données.

**Tableau 2 : Test de spécification ou d'homogénéité**

Types de tests	Statistique de Fisher associée	P-value
H <sub>0</sub> : Homogénéité des effets individuels et les paramètres de régression	3,0822	0,0000
H <sub>0</sub> : Homogénéité des paramètres de régression	3,1204	0,0000
H <sub>0</sub> : Homogénéité des effets individuels	1,9868	0,0077

D'après les résultats du tableau 2, nous pouvons rejeter les hypothèses nulles d'homogénéité, ce qui nous indique que le modèle de panel associé à nos données est hétérogène.

---

<sup>5</sup> WDI : World Development Indicators

## 5.2 : Test de dépendance des individus

Le test de dépendance a pour objet de vérifier si les individus constituant un panel sont dépendants les uns des autres ou indépendants. Il existe diverses méthodes de tests quant à l'existence d'une dépendance entre les individus d'un panel. Si  $T > N$  et le panel est cylindré alors le test d'indépendance du multiplicateur de Lagrange (LM) de Breusch et Pagan (1980) est le plus approprié. En revanche, si  $T < N$  et le panel est non cylindré, alors le test de dépendance des individus (CD test) de Pesaran (2004), la statistique de Friedman (1937) et le test statistique développé par Frees (1995) sont plus pertinents. Toutefois, dans le cadre d'un panel dynamique, le test de Pesaran est le plus adapté, comparé aux tests de Friedman et Frees qui sont spécialement conçus pour des panels statiques. Nous choisissons d'exécuter pour le compte de notre étude le test de Pesaran vue que nous travaillons avec un modèle de panel dynamique. Ce test est fondé sur une hypothèse nulle d'indépendance des individus.

**Tableau 3** : test de dépendance des individus

Test de dépendance des individus de Pesaran	Statistique du test	P-value
	2,636	0,0084

D'après les résultats du tableau 3, l'hypothèse d'indépendance des individus est rejetée. Il existe donc une interdépendance entre les individus composants notre panel. Les tests de seconde génération sont donc adaptés à l'analyse de la stationnarité dans le cadre de notre étude. Il s'agit des tests de Bai et Ng (2001); de Moon et Perron (2004); de Phillips et Sul (2003a); de Pesaran (2003); de Choi (2002); O.Connell (1998) et de Chang (2002, 2004) (voir le Tableau 10).

## 5.3 : Test de stationnarité

La méthode de Pesaran est utilisée dans le cadre de notre étude.

**Tableau 4** : Test de stationnarité

Variables	Test de Pesaran de stationnarité					
	Sans trend	p-value	Odrd'int	Avec trend	p-value	Ordrd'int
<b>pib</b>	-6,711	0,000	I(0)	-4,490	0,000	I(0)
<b>G</b>	-2,973	0,001	I(0)	-1,813	0,035	I(0)
<b>GC</b>	-1,069	0,143	I(1)	-0,697	0,757	I(1)
<b>GI</b>	-4,554	0,000	I(0)	-3,921	0,000	I(0)
<b>Inf</b>	-7,618	0,000	I(0)	-8,918	0,000	I(0)
<b>llab</b>	-5,778	0,000	I(0)	-3,742	0,000	I(1)
<b>Ouv</b>	-2,436	0,007	I(0)	0,594	0,724	I(1)
<b>invpriv</b>	-1,054	0,146	I(1)	-0,754	0,225	I(1)

Les résultats des tests de stationnarité de Pesaran sans trend montrent que toutes nos variables sont stationnaires en niveau excepté les variables GC et invpriv qui sont I(1) alors que ceux avec trend montrent que seulement pib, G, GI et inf sont stationnaire en niveau. La stationnarité à niveau de la plupart des variables nous permet de procéder à l'estimation de notre modèle par la méthode GMM.

## 5.2 : Résultats des estimations

Nous avons utilisé deux spécifications de notre modèle : la première spécification est une régression de la croissance sur les dépenses publiques totales et certaines variables de contrôle et dans la deuxième, nous considérons la composition des dépenses publiques à la place des dépenses totales.

**Tableau 5 : Résultats des estimations**

variables	Spécification (1)	Spécification (2)
PIB <sub>t-1</sub>	0,2189 (5,15) ***	0,1859 (4,34) ***
G	0,3486 (3,05) ***	
G <sup>2</sup>	-0,0059 (-2,79) **	
Inf	-0,0002 (-0,84)	-0,0002 (-0,92)
Ouv	0,0069 (0,75)	0,0079 (0,85)
llab	1,0022 (2,50) **	0,8398 (2,13)**
invpriv	0,0775 (2,02) **	0,1273 (3,21) ***
GC		0,0517 (0,38)
GC <sup>2</sup>		-0,0029 (-0,91)
GI		0,3760 (3,03) ***
GI <sup>2</sup>		-0,0067 (-1,18)
F statistic	9,11	8,49
observations	560	560

**Notes** : \*\*significativité à 5%, \*\*\*significativité à 1%. Les t statistic sont reportées entre parenthèses.

Le tableau 5 présente les résultats des deux spécifications.

Dans la spécification 1, le coefficient des dépenses publiques, le coefficient des dépenses publiques au carré et celui de la population active et des investissements

privés sont significatif : 0,3486; -0,0059; 1,0022 et 0,0775 respectivement. Dans la spécification 2, les coefficients des dépenses publiques d'investissements, de la population active et de l'investissement privé sont significatif: 0,3760; 0,8398 et 0,1273 respectivement.

### ➤ Dépenses publiques totales et croissance économique

Le coefficient significatif positif des dépenses publiques totales et négatif des dépenses publiques totales au carré montre qu'il existe une relation non linéaire entre la croissance économique et les dépenses publiques dans les pays en développés. Il existe ainsi un seuil au-delà duquel il y a un renversement de l'effet des dépenses publiques totales sur la croissance. Ce seuil est d'environ 30%. Le seuil est obtenu en posant la dérivée première du PIB égale à zéro :

$$pib = 0,3486G - 0,0059G^2$$

$$\frac{\partial pib}{\partial G} = 0,3486 - 2(0,0059G) = 0$$

$$\Rightarrow G = 29,54 \approx 30$$

Les résultats du tableau 5 nous révèlent donc que dans la phase croissante, une augmentation des dépenses publiques totales de 10%, entraîne une croissance économique de 3,486 % mais dans l'autre phase au-delà du seuil, une augmentation des dépenses publiques totales entraîne une réduction de la croissance économique.

### ➤ Investissement public et croissance économique

Le coefficient de l'investissement public est positif et significatif. Celui de l'investissement public au carré n'est pas significatif mais de signe négatif. Ce résultat révèle donc que, l'investissement public a une relation non linéaire avec la croissance économique. Le taux de croissance atteint son optimum lorsque la part de l'investissement public dans le PIB est environ 28%. Dans la phase croissante l'investissement public a un d'effet significatif et positif sur la croissance économique mais dans l'autre phase, cet effet est négatif et non significatif.

Ces résultats confirment ceux de **Nbukpo (2007)** et aussi ceux de **Fouopi et al. (2002)** quant à la relation non linéaire entre les dépenses publiques et la croissance économique.

➤ **Population active et croissance économique**

L'effet de la population active sur la croissance économique est positif et significatif. Ce résultat a été aussi trouvé par **Gemmell (1996)** dans le cas des pays de la CEMAC. D'après l'auteur, le capital humain, apprécié par le taux de croissance de la population participe à la croissance économique dans les pays de la CEMAC. La population active est donc un facteur de croissance dans les pays en développements.

➤ **Investissement privé et croissance économique**

Les résultats du tableau 5 nous montrent que l'investissement privé exerce un effet positif et significatif sur la croissance économique. Ce résultat soutient la thèse selon laquelle, l'investissement privé est un facteur de croissance dans les pays en développements.

Les autres variables telles que le commerce, les dépenses de consommations publiques, les dépenses publiques de consommations au carré et l'inflation n'ont pas d'effet significatif sur la croissance économique. Toute fois nous notons un signe positif du coefficient du commerce et des dépenses publiques de consommations et un signe négatif du coefficient de l'inflation et des dépenses de consommations publiques au carré.

Une analyse des statistiques par pays du tableau 9 permet de noter que les investissements publics dans tous les pays considéré dans notre étude n'approchent pas le seuil de 28% à partir duquel la sensibilité de la croissance devient négative. Il est important de noter aussi que ces investissements publics restent tout de même très faibles. Les pays comme l'Angola, le Burkina Faso et le Burundi sont les seuls à

avoir des dépenses publiques totales dépassant le seuil de 30% déterminé par notre étude. Les autres pays ont des dépenses publiques inférieures à notre seuil.

Quant au coefficient du PIB retardé, l'estimation du modèle en panel dynamique donne la valeur du coefficient du PIB initial ( $\alpha$ ). Mais il faut calculer la valeur du coefficient de cette variable qui est  $\alpha - 1$  dans le modèle de croissance. Il faut également calculer le t de student du coefficient  $\alpha - 1$  qui est égal à  $\frac{\alpha - 1}{\text{écart-type de } \alpha}$ . Le résultat résumé dans l'annexe (tableau 6) montre que pour les deux spécifications le coefficient  $\alpha - 1$  est significatif à 1%.

Les résultats du test de Sargan et du test d'autocorrélation de second d'ordre d'Arellano et Bond pour les deux spécifications ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de validité de nos instruments et l'hypothèse d'absence d'autocorrélation de second ordre (voir le tableau 7).

## 6-Conclusion et recommandations

La plupart des études empiriques analysant la nature de la relation entre dépenses publiques et croissance économique faite jusque-là, dans les pays en développements semble ignorer à priori la question de non linéarité et de l'existence des effets de seuil exercés par les dépenses publiques dans sa relation avec la croissance économique. La plupart de ces études passent également sous silence l'hypothèse d'endogenité des dépenses publiques, le problème de simultanéité, de causalité inverse et d'omission de variable. L'objectif de notre étude était de réexaminer en précisant la nature de la relation qui existe entre les dépenses publiques et la croissance économique dans les pays en développements. Spécifiquement, il s'agissait à partir d'un modèle de panel dynamique, d'étudier l'impact du niveau et de la composition des dépenses publiques sur la croissance économique de 20 pays en développés, sur la période 1985 à 2013 en prenant en compte la possibilité d'une relation non linéaire entre ces deux variables. De résultats importants sont issus de nos estimations par la méthode GMM.

Nous avons trouvé une relation non linéaire entre les dépenses publiques totales et la croissance économique. Cette relation stipule que les dépenses publiques ont un impact positif sur la croissance économique jusqu'à un seuil de 30%. Au-delà de ce seuil, les dépenses publiques affectent négativement la croissance. Quant à la composition des dépenses publiques totales, il a été trouvé un seuil par lequel l'investissement public peut affecter la croissance économique. Ce seuil est de 28%. Dans la phase croissante l'investissement public a un d'effet significatif et positif sur la croissance économique mais dans l'autre phase, cet effet est négatif et non significatif. L'effet des dépenses de consommations publiques n'est pas significatif. Parmi nos variables de contrôle, il a été trouvé un impact positif des investissements privés et la population active sur la croissance économique.

Le montant optimal de dépenses publiques est défini comme le niveau de dépenses qui exerce l'impact positif le plus élevé sur la croissance économique. Au-delà de ce montant, tout surcroît de dépenses publiques est source de gaspillage économique



(en termes de coût d'opportunités). Dans le cas des pays en développement, où il est généralement reconnu que le montant des dépenses publiques est souvent en deçà des exigences requises pour enclencher et consolider le processus de développement ( voir **Nubukpo [2007]**), Nos résultats viennent ainsi préciser d'une part la nature et d'autre part les marges dans lesquelles le niveau et la composition des dépenses publiques peuvent avoir un impact significatif sur la croissance dans les pays en développements.

## Bibliographies

**Adam, C.S. & D. Bevan (2005):** "Fiscal Deficits and Growth in Developing Countries", *Journal of Public Economics*, 89, No. 4, 571-597.

**Afonso, A. et Furceri, D. (2010):** " Government Size, Composition, Volatility and Economic Growth", *European journal of Political Economy*, Vol. 26, No. 4, pp. 517-532.

**Aregbeyen, O. (2008):** " Cointegration, Causality and Wagner's Law: A Test for Nigeria", *Central Bank of Nigeria Economic and Financial Review*, Vol.44, N°2, p.1-17.

**Baltagi, B. H. (2001):** "Econometric Analysis of Panel Data", New York, John Wiley and Sons.

**Barro R.J. (1990):** " Government Spending in a Simple model of Endogenous growth ", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, N° 5, p. 103 – 125.

**Barro R.J. (1991),** " Economic Growth in a Cross Section of Countries ", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, N°2, p. 407 – 443.

**Barro, R. (1974),** "Are Government Bonds net Wealth?" *Journal of Political Economy*, 82, N° 6, pp.1095-1117.

**Barro R., (1997):**" Determinants of Economic Growth", Cambridge, Mass:*MIT Press*,

**Bationo R. et Hounkpodote H. (2010):** " hétérogénéité de la causalité entre dépenses publiques et croissance économique dans les pays de l'UEMOA: quelles implications pour la coordination des politiques budgétaires? ", *MPRA Paper*, No. 26027, 21p.

**Baumol W.J. (1967):** "Macroeconomics of unbalanced growth", *American economic review*, juin.

**Bertola g. & Drazen A., (1993):**" Trigger points and budgets cuts: explaining the effects of fiscal austerity ", *American Economic Review*, 83, 1, pp.11-26.

**Cheng S. et Wei T. (1997):** " Government Expenditures and Economic Growth in South Korea: A VAR Approach"; *Journal of Economic Development*, Vol.22, N°1, p. 11 -24.

**Chimobi O.P. (2009):**" Government Expenditure and National Income: a Causality Test for Nigeria", *European Journal of Economic and Political Studies*, Vol. 2, N°. 9, p. 1 – 12.

**Dar A. et Amirkhalkhali S. (2002):**" Government Size, Factor Accumulation and Economic Growth: Evidence from OECD Countries ", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 24,N°7-8, p. 679 – 692.

**Hendry D.F. et Richard J.F (1983).** :” The Econometric Analysis of Economic Time Series,” *International Statistical Review*, vol. 51, 1983, pp. 3-33.

**Devarajan S., Swaroop V. et HENG-FU (1996):** " The Composition of Public Expenditure and Economic Growth ", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 37, N°2, p. 313 – 344.

**Dickey, D.A. / Fuller, W.A (1979):** "Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of American Statistical Association*, 74, 427- 431.

**Dickey, D.A. / Fuller, W.A (1981):** "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.

**Dumont J-C, Mesple-Soms S. (2000 ):**" L'Impact des Infrastructures Publiques sur la Compétitivité et la Croissance : une analyse en EGC appliquée au Sénégal ", *DIAL*, DT/2000/08.

**Edem, T. (2016 ):**"Dépenses publiques et croissance économique au Togo : Liens de causalité de Granger" *Domaine d'Econométrie et Statistique*, American University of Africa, Novembre, 2016.

**Elliot, G., T. Rothenberg and J. Stock (1996):** "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root". *Econometrica*, 64, PP. 813-836.

**Engle R.F. et Granger C.W.J. (1987):**"Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55,N°2, p. 251 -276.

**Frankel, J. et Romer, D. (1999):**"Does Trade cause Growth?", *American Economic Review*, vol. 89 (3), 379-399.

**Gemmell N. (1996):** " Evaluating the Impact of Human capital Stocks and Accumulation on Economic Growth: Some New Evidence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 58, N°1, p. 9-28.

**Ghali K., (2000):**"Export Growth and Economic Growth: The Tunisian experience ", *Journal of King Saud University, Administrative Sciences*, Vol.12, N°2, p.127-140.

**Ghura, D.et M. Hadjimichael (1996):**"Growth in Sub-Saharan Africa", *IMF Staff Papers*, vol. 43, n° 3, p. 605-631.

**Hadri, K. (2000):** "Testing for stationarity in heterogeneous panel data", *Econometrics Journal*, 3 (2), 48-161.

**Harrison, A. (1996):** "Opness and Growth, A Time-series, Cross-Country Analysis for Developing countries". *Journal of Development Economics*, vol. 48, n02, 419-447.

**Hermes, N. and Lensink, R. (2001) :** "Fiscal Policy and Private Investment in Less Developed Countries", *UNU-WIDER Discussion Paper* No. 2001/32.

**Im, K.S. / Pesaran, M.H. / Shin, Y. (2003):** "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 115, 53-74

**Jacobs R. L., Leamer E. E., Ward M. P. (1979):**"Difficulties with testing for causation", *Economic Inquiry*, Vol. 17, juillet.

**Kacou (2004) :**” Dépenses Publiques et Croissance Economique en Côte d’Ivoire : une Analyse de Causalité”, *Cellule d’Analyse de Politiques Economiques du CIRES* (CAPEC), LPE N° 56, p.1 -4.

**Keho Y. (2008) :** “dépenses publiques et croissance économique en côte d’ivoire : une approche en terme de causalité”, *Bulletin de Politique économique*, BUPED N° 138,CAPEC.

**Kwiatkowski, D., P. Phillips, P.Schmidt, and Y. Shin (1992):**” Testing the Null Hypothesis of Staionarity Against the Alternative of a Unit Root.” *Journal of Econometrics*, 54, 1992, pp. 159-178.

**Lucas, R. (1977):**” Understanding Business Cycles », in Brunner K. and Meltzer A. “Stabilization of the Domestic and International Economy”, *Carnegie Rochester Conference Series*, North Holland, Amsterdam.

**Levin, A. ; Lin, C.F. and Chu, J. (2002):** “Unit root test in panel data: Asymptotic and finitesample properties”, *Journal of econometrics*, 108, 1-24.

**Lucas, R. (1988):** “ On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.22, p. 3-42.

**Maddala, G.S. / Wu, S. (1999):** “A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652

**Ngakosso A.(2016):**”Public Expenses and Economic Growth in Congo”, *Journal of Economics and Development Studies* Vol 4 No 1 March 2016.

**Nbukpo K. (2007) :**”Dépenses Publiques et Croissance des pays de l’Union économique et monétaire ouest-africaine”, *Afrique Contemporaine*, Vol. 2, No. 222, pp. 223 – 250.

**Ojo, O.etT. Oshikoya (1995):**“Determinants of Long Term Growth: Some African Results”, *Journal of African Economies*, vol. 4, n° 2, p. 163-191.

**Oxley, L. (1994):** "Cointegration, causality and Wagner's Law: A test for Britain 1870-1913", *Scottish Journal of Political Economy*, 41, 286-298.

**Ouattara W., (2007) :** "Dépenses Publiques, Corruption et Croissance Économique dans les Pays de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA) : une Analyse de la Causalité au Sens de Granger", *Revue d'Intégration Africaine*, Vol.1, N°1, p.139-160.

**Pesaran, M.H. (2012):** "On the Interpretation of Panel Unit Root Tests", *Economics Letters*, 116 (3), 545-546.

**Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988):** "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*.75, 335-346.

**Ram R. (1986):** "Government Size and Economic Growth: a New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time-series data", *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 1, p. 191 – 203.

**Reinikka r. et Svensson J. (2004):** "Local Capture: Evidence from a Central Government Transfer Program in Uganda", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No. 2, p. 679 – 705.

**Ricardo D. (1821),** "On the Principles of Political Economy and Taxation", 3e ed. by Sraffa P. and Dobb M-H. (1951), *The Works of David Ricardo*, Cambridge: *Cambridge University Press*.

**Romer, P. (1990):** "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, Vol.98, N°5, p. S71-102.

**Romer P.M. (1986):** "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 94, n° 5, p. 1002-1037.

**Safa, D., (1999) :** "Cointegration analysis-causality testing and wagner's law: the case of turkey, 1950-1990"; *Department of Economics*, University of Leicester.

**Tang, Chor Foon (2010):** "An Examination of the Government Spending and Economic Growth Nexus for Malaysia Using the Leveraged Bootstrap Simulation Approach", *Global Economic Review*, Vol.38, N°2, p.215-227.

**Tang, Tuck Cheong (2001):** "Testing the Relationship between Government Expenditure and National Income in Malaysia", *Analysis*, Vol.8, N° 1 - 2, p. 37-51.

**Tenouk, K. (1999) :** "Les déterminants de la croissance à long terme dans les pays de l'UEMOA. Notes d'Information et Statistiques", *Études et Recherches*, n° 493, BCEAO, juin.

**Wagner A., (1883):** "Three Extracts on Public Finance; in Musgrave, R. et A. Peacock (eds) (1958)", *Classics in the Theory of Public Finance*, London: Macmillan.

**Yun, Wing. (2005):** "Government Size and Economic Growth: Time-Series Evidence for the United Kingdom, 1830- 1993" Working Paper. *Department of Economics*, University of Victoria, January, 2005.

# Annexe

## Annexe A: Estimateur GMM en panel dynamique

### Tableau 2 : Résultats des tests de stationnarité

Un modèle dynamique est un modèle dans lequel un ou plusieurs retards de la variable dépendante figurent comme variables explicatives.

Soit notre modèle de base :

$$Y_{it} = \alpha Y_{i,t-1} + X_{it} \beta + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

Ce modèle peut s'écrire sous la forme matricielle suivante :

$$y = \eta + w\delta + \varepsilon$$

Où  $y$  est le vecteur ( $NT \times 1$ ) qui représente la variable endogène, la matrice  $w = (y_{-1} : X)$  d'ordre ( $NT \times k$ ) contient un retard de la variable dépendante et les  $k-1$  autres variables explicatives.  $\eta$  est le vecteur ( $N \times 1$ ) des effets individuels;  $\varepsilon$

est le vecteur ( $NT \times 1$ ) des résidus et  $\delta$  est le vecteur ( $k \times 1$ ) des coefficients à estimer.

Les techniques économétriques standards comme les MCO ne permettent pas d'obtenir des estimations efficaces d'un tel modèle. Les estimateurs à variables instrumentales tels que le GMM, 2SLS... peuvent être utilisés dans l'estimation de tel modèle.

Anderson et Hsiao (1982) ont proposé dans un premier temps, d'écrire le modèle en différence première. Cependant, une corrélation persiste entre la variable endogène en différence première et le terme d'erreur. Pour surmonter ce problème, Anderson et Hsiao ont proposé dans un deuxième temps, d'utiliser la méthode des variables instrumentales. Ils ont choisi comme instrument la variable endogène retardée ou sa différence première. Cet estimateur est convergent mais pas efficace. En effet, il n'exploite pas toutes les conditions sur les moments et ne prend pas en compte la structure du terme d'erreur.



Arellano et Bond (1991) vont au-delà de cette idée en notant qu'en général il existe plusieurs instruments disponibles. Dans l'estimateur d'Arellano et Bond (1991), la stratégie pour répondre à un éventuel biais de variable omise liés aux effets spécifiques est de différencier l'équation ( ) en niveau. On obtient l'équation :

$$Y_{it} - Y_{i,t-1} = \alpha(Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2}) + (X_{it} - X_{i,t-1})\beta + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})$$

La différence première élimine l'effet spécifique pays et par conséquent le biais de variables omises invariantes dans le temps. Par construction le terme d'erreur  $(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})$  est corrélé avec la variable retardée en différence  $(Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2})$ . Les différences premières des variables explicatives du modèle sont instrumentées par les valeurs retardées (en niveau) de ces mêmes variables. La validité de ces instruments est testée en utilisant le test de Sargan. Etant donné que l'équation de référence a été passée en différences premières, les résidus ainsi obtenus sont censés être autocorrélés à l'ordre 1, mais pas à un ordre supérieur à 2. Les Tests AR(1) et AR(2) d'Arellano et Bond (1991) sont utilisés pour vérifier ce point.

Blundell et Bond (1998) ont montré que cette procédure en première différence n'exploite pas toutes les informations dans l'échantillon. Ils ont proposé un estimateur GMM en système qui combine les équations en première différence avec les équations en niveau dans lesquelles les variables sont instrumentées par leurs premières différences. Blundell et Bond (1998) ont montré, à l'aide des simulations de Monte Carlo, que cet estimateur est plus efficace que celui en première différence.

## Annexe B : Tableaux

**Tableau 6:** Calcul du coefficient du PIB retardé dans un modèle de croissance

Spécification	coef	Std.Err	t	P> t
(1)	-0,7810	0,0425	-18,38	0,000
(2)	-0,8140	0,0428	-19,02	0,000

**Tableau 7 :** Test de validation des instruments et d'autocorrélation d'Arellano-Bond

spécification	observation	Test AR(1)	Test AR(2)	Test de Sargan
(1)	560	Z=-0,09 [0,93]	Z=0,02 [0,981]	Chi2(535)=525,06 [0,612]
(2)	560	Z=-0,29 [0,771]	Z=0,02 [0,980]	Chi2(535)=530,80 [0,543]

**Tableau 8 :** Statistiques descriptives des variables de notre modèle

variables	Obs	Mean	Std. Dev	Min	Max
PIB	580	3,60111	6,013142	-50,24807	35,22408
G	580	20,76907	8,328858	2,370767	58,24861
invpriv	580	10,92206	6,982676	-27,00922	50,16491
inf	580	100,9864	1162,465	-29,17266	26765,86
ouv	580	61,42681	29,95925	11,08746	178,9938
llab	580	15,23363	0,6630084	13,51521	17,0996
GC	580	14,14065	6,329224	2,047122	45,26272
GI	580	6,628418	4,400216	-12,75773	32,89416

Source : Auteur à partir des données de WDI

**Tableau 9 :** Ratio des dépenses publiques totales et de l'investissement public de 1985 à 2013 (en pourcentage du PIB)

	AGO	BEN	BFA	BDI	CMR	TCD	ZAR	COG	CIV	GHA
Dépenses totales	37,21	20,31	31,70	31,97	14,28	15,87	12,53	26,13	15,08	23,64
Investissement public	7,11	6,99	10,33	13,64	3,66	7,56	3,53	8,62	4,29	11,69

MLI	NER	RWA	SEN	SLE	SDN	TGO	TUN	UGA	ZWE
21,15	20,22	21,67	20,05	14,74	12,11	16,84	23,30	16,96	19,60
8,83	5,80	8,42	5,04	4,79	2,62	5,12	6,52	5,42	2,56

Source : Auteur à partir des données de WDI

**Tableau 11 : Tests de Racine Unitaire en Panel**

---



---

**Tests 1<sup>ere</sup> Génération**                      Indépendance entre individus

---

1- Spécification homogène de la racine autorégressive sous H1

Levin et Lin (1992, 1993)

Levin, Lin et Chu (2002)

Harris et Tzavalis (1999)

2- Spécification hétérogène de la racine autorégressive

Im, Pesaran et Shin (1997, 2002 et 2003)

Maddala et Wu (1999)

Choi (1999, 2001)

Hadri (2000)

3- Test séquentiel

Hénin, Jolivaldt et Nguyen (2001)

---



---



---

**Tests 2<sup>eme</sup> Génération**                      Dépendances entre individus

---

1- Tests fondés sur des modèles factoriels

Bai et Ng (2001)

Moon et Perron (2004)

Phillips et Sul (2003a)

Pesaran (2003)

Choi (2002)

2- Autres approches

O.Connell (1998)

Chang (2002, 2004)

---



---

**Source :** Christophe Hurlin et Valérie Mignon (2005)