



## DÉPENSES D'INVESTISSEMENT PUBLIQUES ET CROISSANCE ÉCONOMIQUE AU CONGO

TENDELET J. I.

Université Marien N'Gouabi  
Brazzaville – République du Congo  
Email : [jitendelet@yahoo.fr](mailto:jitendelet@yahoo.fr)

---

### RESUME

*La présente étude s'intéresse à analyser des dépenses d'investissement public sur le PIB hors pétrole au Congo en utilisant l'approche de Co-intégration de Pesaran et al (2001) par la méthode ARDL à partir des données allant de la période 1986 – 2016. L'étude a permis de montrer l'existence d'une relation positive et significative entre les dépenses d'investissement publiques et la croissance du secteur hors pétrole à court terme. En revanche, à long terme, l'étude a révélé que les dépenses d'investissement publiques ont un effet négatif et significatif sur la croissance hors pétrole. Ces enseignements ont fait l'objet de quelques implications de politique économique.*

---

**Mots-clés** Dépenses publiques ; croissance ; ARDL ; Dépenses privées ; Effet d'éviction.

---

---

### ABSTRACT

*This study aims to assess the public investment expenses impact on non-oil sector GDP growth in Congo by using the cointegration approach of Pesaran et al (2001), through ARDL method, from 1986 to 2016. The study shows the positive and significant relationship between the public investment expenses and the non-oil sector GDP growth in the short term. However, in the long term, the study reveals that, the public investment expenses have a negative and significant effect on the non-oil sector GDP growth. These results have been used to set up some implications of economic policy.*

---

**Key words** : Public expenses, growth, ARDL, Private expenditure, Investment, Eviction effect.

---

## INTRODUCTION

Pour stabiliser la situation économique et financière des pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), le Sommet des Chefs d'Etat et de Gouvernements de décembre 2016 avait prescrit aux Etats membres de mettre en œuvre des réformes économiques et financières avec l'appui du Fonds Monétaire International (FMI).

Lors des multiples missions effectuées par les équipes du FMI au Congo depuis 2017, il est apparu de façon récurrente un désaccord sur les effets de la baisse des dépenses publiques provoquée par l'effondrement des ressources pétrolières sur la croissance du secteur hors pétrole. Ce désaccord persistant est pour l'essentiel imputable au fait qu'aucune étude scientifique n'a été entreprise pour établir le lien entre les dépenses de l'Etat et la croissance du secteur hors pétrole au Congo. C'est ce vide que cette étude tente de combler.

La théorie keynésienne du multiplicateur d'investissement établit un lien positif direct entre les dépenses publiques et la croissance d'une économie. Toutefois, quoique certaines dépenses publiques puissent avoir des effets positifs sur la croissance, les moyens utilisés par le gouvernement pour les financer (tels les financements inflationnistes par création monétaire et le recours aux emprunts) peuvent opposer leurs effets sur la croissance. Ainsi, l'effet des dépenses publiques sur la croissance dépend aussi de sa source de financement. Les fuites et les écarts par rapport aux allocations budgétaires initiales peuvent limiter l'impact des dépenses publiques et déformer sa relation avec la croissance économique (Obad et Jamal, 2016).

Landau (1983), qui a étudié l'effet des dépenses publiques sur la croissance économique sur un échantillon de 96 pays, constate que les dépenses de l'Etat exercent un effet négatif sur la production réelle. De même, Grier et Tullock (1989), qui ont étudié cette relation économique à partir des données sous-forme de séries chronologiques regroupées sur 113 pays, ont constaté que la consommation publique est négativement liée à la croissance économique. D'autres études révèlent qu'il n'y a aucun effet significatif de la dépense publique de

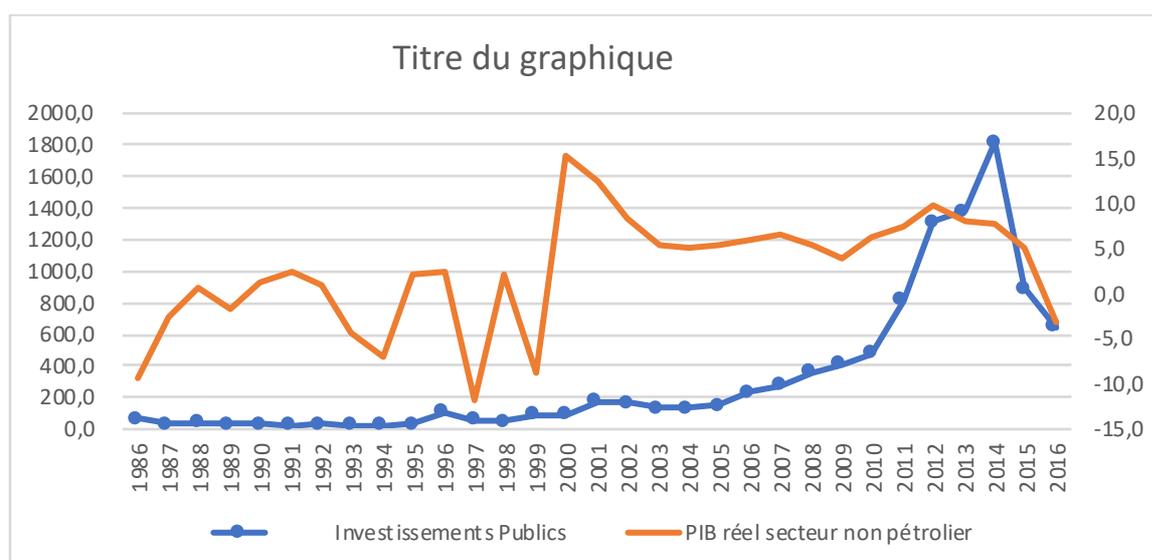
consommation sur la croissance économique (Easterly *et al*, 1997). En utilisant le test de Granger sur des données de la Thaïlande, Komain *et al* (2007) ont constaté que les dépenses publiques et la croissance économique ne sont pas Co-intégrées.

Akpan (2005), en utilisant une approche désagrégée des composantes de la dépense du gouvernement, établit qu'il n'y a pas de lien significatif entre la plupart des composantes de la dépense publique et la croissance au Nigéria. Cependant, un autre son de cloche nous parvient des auteurs comme Kelly (1997) et Alexiou (2007). En effet, en explorant les effets des dépenses publiques sur la croissance économique dans 73 pays sur la période 1970-1989, Kelly (1997) a montré que la contribution de l'investissement public et des dépenses sociales à la croissance économique est assez significative. De même, Alexiou (2007), dans une étude sur l'économie grecque, rapporte la preuve d'un lien significatif et positif entre la croissance dans les composantes des dépenses publiques et la croissance du PIB.

Au Congo, une relation semble s'établir entre la croissance du PIB du secteur hors pétrole et l'évolution des dépenses publiques. Les périodes de boom pétrolier sont marquées par des investissements publics massifs tandis que celles d'un retournement conjoncturel sévère sur le marché pétrolier sont caractérisées par un effondrement de la dépense publique en capital. Cette étude s'intéresse à analyser les effets des dépenses publiques sur croissance économique hors pétrole au Congo. Nous appliquons la méthode d'estimation ARDL (Autorégressive Distributed Lag) pour modéliser la dynamique de long et de court terme de l'effet des dépenses publiques, notamment celles consacrées aux investissements publics, sur le taux de croissance économique au Congo.

La structuration de ce travail se présente comme suite : la première section est consacrée à l'introduction, la seconde sera consacrée à la situation de l'évolution des dépenses publiques et la croissance économique. La troisième section quant à elle, consistera à présenter la méthodologie alors que la cinquième section sera destinée à la présentation de résultats et à l'interprétation. La dernière section sera consacrée à la conclusion et à des implications de politiques économiques.

### Situation des dépenses publiques et de la croissance au Congo



Source : WDI, 2017

La lecture de la figure ci-dessus montre l'évolution des dépenses publiques et de la croissance économique hors pétrole au Congo. On remarque entre 1986-2016, l'analyse peut se faire en deux phases. La première phase va de 1986 à 1999, pendant cette période, on note une relation moyenne entre les deux variables et qui présente une allure décroissante. Dans la seconde, on constate une corrélation entre les deux variables puis que la corrélation entre les deux variables est de 0,85 alors que dans la première elle était 0,53. Il faut toutefois signaler que le niveau maximal du PIB hors pétrole est répertorié en 2000 et le niveau minimal est constaté en 1997, cette période s'explique par les troubles qu'avait connu le pays. Concernant les dépenses publiques, elles présentent un maximum en 2014 et un minimum de 1993.

#### REVUE DE LITTÉRATURE

La relation entre les dépenses publiques et la croissance économique a fait l'objet de plusieurs travaux que l'on soit sur le plan théorique qu'empirique. Dans la suite nous allons dans un premier temps présenter une littérature théorique et en suite viendra celle empirique.

1 Le théorème d'Haavelmo : A partir d'un budget équilibré, une hausse égale des dépenses publiques et des recettes budgétaires se traduit par une hausse du même montant du revenu national. Donc l'équilibre budgétaire n'est pas neutre : si le budget augmente, il a un

#### Revue théorique

La littérature théorique sur la relation dépenses publiques et croissance économique peut être résumée en deux grandes approches.

La première approche porte sur les effets positifs des dépenses publiques sur la croissance économique. Actuellement reconnu d'obédience keynésienne, les effets multiplicateurs des dépenses publiques trouvent ces fondements dans les travaux d'Haavelmo<sup>1</sup> (Mankiw, 1997). Cette orientation, bâtie sur la loi de Wagner, confère un caractère endogène aux dépenses publiques, ces dernières sont davantage considérées comme une conséquence plutôt qu'une cause du revenu national. Wagner établit que le développement économique entraîne l'augmentation plus que proportionnelle des dépenses publiques, l'augmentation du ratio des dépenses publiques par rapport au Produit Intérieur Brut (PIB). Ainsi, plus un pays sera développé et plus sa part de dépenses publiques dans le PIB sera importante. D'après cette analyse le sens de la causalité va de la croissance vers les dépenses publiques.

Pour Keynes (1939), les gouvernements doivent dans certains cas, stimuler l'économie par des augmentations des dépenses publiques ou par

effet expansionniste dont l'effet multiplicateur est égal à  $k$  (avec  $k=1/(1-c)$ ). Alors l'action publique agit sur la croissance économique [en économie fermée].

des diminutions de taxes : les déficits sont donc une solution permettant d'accélérer la reprise économique en cas de crise. Les analyses de Keynes reconnaissent le déficit budgétaire qui peut être comblé soit par l'endettement, soit par la planche à billets, soit encore par les avances au trésor, comme une des politiques que mène l'Etat en vue d'atteindre ses objectifs de politique économique pendant une certaine période. C'est ce que Paul Samuelson qualifie de la « politique budgétaire active<sup>2</sup> ». Le déséquilibre économique financé par un endettement peut, dans ce sens, induire une croissance équilibrée de plein-emploi plutôt qu'un accroissement de l'impôt, lequel a un effet négatif sur le revenu national. L'équilibre peut s'obtenir avec un budget déséquilibré (recettes dépenses) pour lequel les dépenses sont plus en capital et non pas celles dites improductives. Pour Keynes, en jouant sur les dépenses publiques, les agents anticipant une forte demande appuyée par des commandes publiques vont investir et relancer la machine économique.

En effet, l'endettement entraîne la relance de la demande en provoquant ainsi par effet accélérateur une hausse plus que proportionnelle de l'investissement qui, à son tour, incite une hausse de la production. Le raisonnement étant que l'investissement est une composante de la demande et c'est par ce biais qu'il est facteur de croissance. Dès lors, une augmentation d'une unité des dépenses publiques induit une variation plus que proportionnelle du revenu, et donc génère la croissance. Pour cette raison, les dépenses publiques sont une cause plutôt qu'une conséquence du revenu national.

Certains auteurs notamment Stiglitz et Weiss (1981) ont mis en lumière la place des dépenses publiques dans la résolution des problèmes d'imperfection de l'information aussi bien au niveau du marché des capitaux que du marché du travail. Selon ces auteurs, en raison d'un manque d'information, une banque peut refuser de prêter à des clients pourtant solvables. Au niveau du marché du travail également, les entreprises ne peuvent évaluer la productivité des candidats aux emplois. Pour cela, elles ont tendance à relier la productivité au niveau de

salaires demandé. Ainsi, ils aboutissent aux résultats que la dépense publique peut dans ces cas de figures constituer un instrument valable de rétablissement de l'équilibre entre la demande et l'offre.

En ce qui concerne la seconde approche d'obédience libérale, les dépenses publiques influent négativement sur la croissance économique ou encore, les dépenses publiques n'ont pas d'effet sur la croissance économique.

Au cours des dernières années, 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 concluent à l'inutilité de la politique budgétaire. Depuis les travaux de Lucas (1977), la littérature macroéconomique Keynésienne va être décrédibilisée pour l'évaluation des politiques économiques. Dans le même registre, le principe de l'équivalence ricardienne inspiré par Ricardo, 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 (NEC), 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.

Cependant, le prolongement de la vision classique qui, au-delà de l'inefficacité de la politique budgétaire, se prononce sur son caractère restrictif. Pour des auteurs de la nouvelle école classique (Lucas, 1972, 1976 ; Sargent et Wallace, 1975 ; Barro, 1976) l'inefficacité des dépenses publiques sur l'activité économique est appréhendée à travers les effets négatifs qu'elles y exercent (Effet d'éviction). En économie, ce dernier représente une baisse de l'investissement et/ou de la consommation privée provoqués par une hausse

<sup>2</sup> Nous l'entendons comme politique budgétaire expansionniste, un processus consistant à manipuler les impôts et les dépenses publiques aux fins de doper la croissance à long terme par des interventions sporadiques et conjoncturelles. En d'autres termes,

favoriser le maintien d'une économie progressive, maintenir l'économie à son niveau de plein-emploi, maîtriser l'inflation et la déflation.

des dépenses publiques. Il représente donc l'extension des activités du secteur public au détriment du secteur privé. Le concept d'effet d'éviction est mis en avant par les partisans de l'approche libérale ( Kydland et Prescott, 1982 ; Aiyagari et al. 1990 ; Baxter et King, 1993 ; Cristiano et Eichenbaum, 1992 ; Fatos et Mihov, 2001), pour démontrer les effets pervers induits par une augmentation des dépenses publiques sur l'activité économique, soutenant ainsi le principe de l'équilibre budgétaire voulant que les dépenses publiques doivent être effectuées en fonction des ressources publiques, c'est-à-dire qu'on ne doit pas dépenser plus qu'on encaisse.

### **Revue empirique:**

Sur le plan empirique, les résultats des études portant sur le lien de causalité entre les dépenses publiques et la croissance restent beaucoup plus controversés. Ces résultats peuvent être classés en deux catégories

Dans la première catégorie des travaux, les dépenses publiques ont un effet sur la croissance économique. L'impact positif des dépenses publiques sur la croissance économique a été mis en relief par Ram (1986) qui 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. Morley et Perdakis (2000) concluent à l'existence d'un effet positif à long terme des dépenses publiques totales sur la croissance égyptienne. Reinikka et Svensson (2004) ont également relevé que la croissance économique était significativement justifiée par les dépenses publiques dans une étude en séries temporelles réalisée en Ouganda. Dans une méthodologie qui diffère des précédentes, Sahn et Younger (2002) avaient mis en exergue, par une analyse microéconomique, l'impact positif des dépenses publiques sur l'évolution de PIB par tête en considérant des agents économiques ayant des caractéristiques propres des pays africains. Aussi Etsiba (2018) en vérifiant l'impact des dépenses en infrastructure publiques sur la croissance économique au Congo va trouver que les dépenses en infrastructure économique ont un impact positif que l'on soit à court comme à long terme.

Oyo et Oshikoya (1995) et Oyo et Shibata (2001) ont montré qu'une hausse des dépenses publiques réduit significativement la croissance du PIB par tête dans une économie où ils ne considèrent que deux secteurs. Folster et Henrekson (2001) se sont intéressés aux déterminants de la croissance économique pour la période de 1970 à 1995. Pour éviter les biais de sélection, ils retiennent les pays les plus riches. Ils utilisent deux mesures distinctes de la taille du secteur public : la mesure par « in put » prend en compte la somme des impôts en pourcentages du PIB, alors que la mesure par « out put » tient compte du montant de dépenses publiques en pourcentage du PIB. L'analyse montre un effet négatif de la taille du secteur public sur la croissance économique selon les deux mesures.

De même, Dar et Amir khalkhali (2002) examinent le rôle de la taille du secteur public dans l'explication des différences de taux de croissance économique de 19 pays de l'OCDE pour la période de 1971 à 1999. La taille relative du secteur public est mesurée comme les dépenses publiques de l'Etat en pourcentage du PIB. Les auteurs adoptent le modèle classique de Solow (1956) où le taux de croissance est fonction de l'accumulation du capital et du travail (les deux principaux facteurs de production), ainsi que la productivité globale des facteurs. Les pays sont ensuite placés en trois groupes selon les montants des dépenses publiques. Les estimations ont été faites à partir des doubles moindres carrés sur données de panel. D'après les résultats de l'étude, la taille du secteur public influence négativement la croissance économique pour l'échantillon complet des pays. Les coefficients spécifiques sont négatifs et significatifs au moins au seuil de 5% pour la plupart des 19 pays. Clements et al (2003) et Button et al (2003) soutiennent dans les travaux qu'en même temps que les dépenses publiques procurent des satisfactions ou utilités aux ménages, elles réduisent la croissance économique à cause de l'effet d'éviction. Cet effet d'éviction a été également mis en évidence par Ott (2002) aux Etats Unis.

La deuxième catégorie constate que les dépenses publiques ont un effet éviction ou encore, n'ont aucun effet sur la croissance. Mahmoudzadeh, Sadaghi (2013), voulant vérifier les effets des dépenses publiques sur l'activité économique, ont réalisé une étude sur 23 pays développés et 15 pays non développés en utilisant les données couvrant la période de

2000-2008. Leurs travaux ont conclu aux résultats selon lesquels, le déficit budgétaire évince l'investissement privé dans les pays développés, par contre il provoque des effets positifs dans les pays en développement. Aussi, Asogwa et Akeke (2013), dans le cadre de l'économie Nigériane ont utilisé le Modèle de MCO et les résultats ont révélé que le déficit budgétaire évince l'investissement privé. De même Afonson et Sousa (2011), ont obtenu que le déficit budgétaire évince l'investissement privé au Portugal, même résultats qu'ils avaient obtenu en 2009 pour les 4 pays développés (USA, UK, Allemagne et Italie) en utilisant le modèle Vectoriel Auto Régressif (VAR).

Buchanan et Tullock (1961) quant à eux, vont mettre en évidence l'inefficacité des dépenses publiques de l'Etat. Ils montrent en effet que les pouvoirs publics sont des agents économiques qui cherchent à maximiser leur satisfaction par une élection ou une réélection et que les décisions publiques sont le résultat de l'agrégation de décisions privées telles que les promesses électorales. De même, la théorie de la bureaucratie stipule que les agents ou bureaucrates cherchent à maximiser leurs revenus ou leur pouvoir. Il en résulte un accroissement injustifié des dépenses publiques (Blérald 1991; Muller 2005).

Dhanasekaran (2001) et Martinez-Lopez (2005) montrent la très faible corrélation existante entre les dépenses publiques et le taux de croissance du PIB respectivement en Inde et en Espagne. En considérant les pays de l'Organisation de Coopération et le Développement Economiques (OCDE), les résultats de Dar et Amirkhalkhali (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.

Agell et al (1999) mettent en doute la capacité des méthodes habituelles de régression à produire des conclusions fiables concernant les effets du secteur public sur la croissance. Ils soulignent les plus importantes limites de ces travaux en raison à la fois des données et des méthodes notamment la spécification de modèles économétriques). En réestimant les équations de croissance de Folster et Hendrekson (1999), ils trouvent que les effets des dépenses publiques sur la croissance économique sont statistiquement non significatifs. En prenant une période plus large, Aghion et al (2007) étudient les différents

facteurs de la croissance économique sur des données de panel de 17 pays de l'OCDE pour les années de 1985 à 2003. La mesure de la croissance utilisée est la productivité globale des facteurs. L'étude a cherché à déterminer les leviers de la croissance en mobilisant des variables de capital humain, de rigidité sur les marchés des biens et du travail. La taille du secteur public intervient dans les estimations en tant qu'une composante des rigidités sur les marchés des biens et du travail. Dans ce travail, les résultats ne permettent pas de conclure que le secteur public aurait des effets positifs significatifs sur la croissance économique. Kollamparambil et Nicolaou (2011) ont utilisé des données trimestrielles de 1960 à 2005 pour analyser la nature et les relations entre les dépenses publiques et l'investissement privées en Afrique du Sud et ont découvert que bien que l'investissement public n'a pas des effets directs (ni positifs ni négatifs) sur des investissements privés, il en exerce tout de même indirectement par le biais de l'effet accélérateur, raison pour laquelle ont-ils recommandé qu'une politique budgétaire plus proactive soit proposée pour augmenter le ratio investissement-PIB, ce qui peut stimuler des taux de croissance plus élevés.

Il ressort de cette littérature théorique et empirique que les études portant sur les effets des dépenses publiques sur la croissance économiques ne semblent pas trouver de consensus puis que pour les uns c'est la vision keynésienne qui se confirme pour d'autres c'est plutôt la vision classique. Hormis cet aspect, les peu des travaux ayant abordés la relation dans le cadre du Congo (Etsiba, 2018) n'ont pas voulu intégrer l'aspect hors pétrole de la croissance. Ainsi dans cet article, nous allons nous intéresser sur les effets des dépenses publiques sur la croissance hors pétrole.

## MÉTHODOLOGIE

L'objectif de cette étude est d'analyser les effets des dépenses publiques sur la croissance économique du Congo. Cette section sera consacrée d'abord à la présentation de la modélisation théorique et spécifique de la relation étudiée puis viendra la présentation des statistiques descriptives

### II.1- Modèle théorique

L'analyse théorique de la croissance économique par l'approche de Solow est aujourd'hui considérée comme le point de départ des modèles de croissance intégrant le

progrès technique. Bien que son modèle repose sur le comportement exogène du progrès technique, pour Solow, sur le long terme, la croissance provient du progrès technique même si celui-ci est considéré comme un résidu. Le modèle de Solow est basé sur une fonction de production du type Cobb Douglas dont la forme généralement admise est la suivante :

$$y = F(K, L) = AK^\alpha L^\beta \quad \text{avec} \quad \alpha + \beta = 1, \quad (1)$$

Où K est le capital physique, L le nombre de travailleurs, A,  $\alpha$  et  $\beta$  sont des paramètres déterminés par la technologie

Cette fonction de production ne tient pas compte des dépenses publiques, ni dans les préférences ni dans la technologie de production. Après les critiques formulées à l'encontre de ce modèle, plusieurs autres études ont suscité d'autres modèles de croissance. Parmi les plus pertinents nous pouvons citer ceux de Barro (1990), Mankiw-Romer-Weil (1992), ou Turnovsky (1992) qui ont intégré dans leur analyse les dépenses publiques. Mais, l'approche d'Aschauer est un tournant majeur dans les études sur la relation entre les investissements dans les infrastructures et la croissance économique. En examinant la relation entre le capital des infrastructures publiques et la production agrégée du secteur privé, Aschauer (1989, 1990) observe un lien très grand et très fort entre ces deux variables aux Etats-Unis. L'auteur utilise une fonction de production de type Cobb Douglas et le modèle devient :

$$Y_t = F(K_{pub}, K_{priv}, L)_t \quad (2)$$

Où  $y_t$  est le taux de croissance ;  $K_{pub}_t$  dépenses d'investissement publiques ;  $K_{priv}_t$  dépenses d'investissement privé et  $L_t$  la main d'œuvre.

## II.2- Spécification du modèle économétrique

En linéarisant l'équation (2) à des fins d'estimation, on obtient :

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{pub}_t + \beta_2 \ln K_{priv}_t + \beta_3 \ln L_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$y_t$  est le PIB réel hors pétrole,  $K_{pub}_t$  l'investissement du secteur public,  $K_{priv}_t$  l'investissement du secteur privé,  $H_t$  le taux de scolarisation primaire,  $L_t$  la population

active,  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_3$  des élasticités et  $\varepsilon_t$  l'erreur<sup>3</sup>. Le PIB réel hors pétrole est la variable expliquée et est capté par la richesse créée dans les autres secteurs de l'économie à l'exception du secteur pétrolier. L'investissement du secteur public correspond à la variable d'intérêt de l'étude. Il représente la part des dépenses investissements du gouvernement conformément à la littérature d'obédience keynésienne, il doit influencer positivement sur la croissance économique hors pétrole du Congo. Les variables de contrôle sont les dépenses d'investissement du secteur privé et le taux de croissance démographique. Nous nous attendons à une influence positive des deux sur le PIB hors pétrole.

Les données retenues dans le cadre de cet article sont extraites de la base de WDI de la Banque Mondiale (investissements des secteurs publics et privés et le taux de croissance démographique) et l'Institut Nationale de la Statistique (le PIB hors pétrole). La période de l'étude nous a été dictée par la disponibilité des données. Ainsi dans le cadre de cet article, la durée varie de 1990 à 2016. On note de cette période que la loi des grands nombres n'est pas appliquée et dans le souci de contourner cette difficulté nous allons procéder à l'approche du modèle ARDL.

Cette approche présente plusieurs avantages. Tout d'abord, la méthodologie de test ARDL est applicable indépendamment de savoir si les variables explicatives sont stationnaires ou intégrées de même ordre. Ainsi, elle dépasse le problème de l'ordre d'intégration associée au test de Johansen (1995). Ensuite, elle a de bonnes propriétés des petits échantillons par rapport à d'autres techniques. Enfin, la méthode ARDL corrige le problème de la corrélation sérielle et d'endogénéité, par une augmentation appropriée de l'ordre des variables explicatives. En effet, le test développé par Pesaran et al. (2001) ne nécessite pas que les variables du modèle soient purement I(0) ou I(1).

<sup>3</sup> Les données proviennent de deux sources : BEAC et World Bank Indicator

## EXECUTION DU MODELE ET PRESENTATION DES RESULTATS

### Procédure d'exécution

L'estimation par l'approche ARDL à long terme implique deux étapes. La première étape, consiste à tester l'existence d'une relation de long terme entre les variables. Cette dernière est testée en calculant la statistique de Fisher pour déterminer la signification des niveaux décalés des variables sous la forme de correction d'erreur du modèle ARDL sous-jacent. Le modèle à correction d'erreur du modèle d'ARDL est le suivant:

$$\Delta Y(t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta X_{t-i} + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} \quad (1)$$

Où  $\delta$  et  $\gamma$  représentent la dynamique à court terme du modèle tandis que  $\beta_1$  et  $\beta_2$  représentent la relation de long terme et  $\varepsilon$  est le terme d'erreur du bruit blanc. Les valeurs actuelles de  $\Delta x$ , sont exclues en suivant le modèle de Pesaran et Shin (1998). L'hypothèse nulle  $H_0$  du test de Fisher renvoie à la non-existence de la relation de Co-intégration alors que l'hypothèse alternative  $H_1$  qu'il existe au moins une relation de Co-intégration de long terme entre les variables, soit :

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0 \\ H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq 0 \end{cases} \quad (2)$$

Les statistiques pertinentes sont les statistiques F pour la signification conjointe de la distribution asymptotique de F est non-standard, et calculé indépendamment de l'ordre d'intégration des variables explicatives. Pesaran et al (1996) ont calculé les valeurs critiques appropriées et en ont identifié deux ensembles. Un ensemble de valeur critique en supposant que toutes les variables sont I(0) et un autre en supposant que toutes les variables sont I(1). Ainsi la décision est prise de la manière suivante :

- ❖ Si la valeur de la F-stat dépasse la borne supérieure, alors on rejette  $H_0$  et on conclut à l'existence d'une relation de long terme entre les variables considérées.
- ❖ Si la valeur de la F-stat est inférieure à la borne inférieure, alors on ne rejette pas  $H_0$  et on conclut à l'absence de relation de long terme entre les variables considérées.
- ❖ Si la valeur de la F-stat est comprise entre les deux bornes, alors on ne peut pas conclure. le résultat dépend du fait que les

variables sont I(0) ou I(1). Une fois que les résultats des tests rejettent l'hypothèse nulle de la «non-existence de la relation de long terme », alors il est possible de procéder à la prochaine étape de la procédure ARDL d'estimation, qui est l'estimation des coefficients de long terme.

Au cas où le test de Co-intégration révèle l'existence d'au moins une relation, on passe à la deuxième étape qui consiste à déterminer les ordres des retards dans le modèle ARDL en utilisant le critère d'information Schwartz (SIC) et celui d'Akaike. Le modèle choisi est estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires pour obtenir une estimation de long terme. Cette estimation de long terme, de la spécification ARDL choisie, donne une estimation des coefficients de la relation de Co-intégration. La condition de la solution du modèle à long terme de  $y$  peut être obtenu à partir de la solution de l'équation précédente, lorsque  $D(y) = D(x) = 0$ , i.e. :

$$Y(t) = \mu_0 + \theta X(t) + \mu(t) \quad (4)$$

Où,  $\mu(t)$  sont des séries non corrélées avec des moyennes égales à zéro et des variances-covariances constantes. Les coefficients d'estimations de long terme par l'approche ARDL sont déterminés par les rapports suivants :

$$\begin{cases} \mu_0 = \frac{-\alpha_0}{\beta_1} \\ \theta = \frac{\beta_1}{\beta_2} \end{cases} \quad (5)$$

### Estimation du modèle

L'estimation d'un modèle économétrique est conditionnée par l'existence d'une stationnarité des variables ; autrement dit les variables doivent être intégrées de même ordre. Dans cette étude, les variables sont examinées en utilisant le test de Dickey et Fuller Amélioré (ADF).

**Tableau de test de stationnarité**

			NIVEAU			DIFFERENCE PREMIERE		
			Tendance	Constante	None	Tendance	constante	None
PIB	REEL	NON	-4.275**	-3.889***	-3.335***	/	/	/
PETROLIERE								
LN_INVPRIVE			3.203	0.241	-3.231	-6.301***	-6.361***	-4.587***
LN_INVESTPUBLIC			-5.486***	-4.600***	1,716			
TCD			-0,142	-3,783***	-0,141			

Source : Auteur à partir des résultats extraits d'Eviews 9. \*\*, \* et \*\*\* représentent respectivement la significativité au seuil de 10%, 5% et 1%.

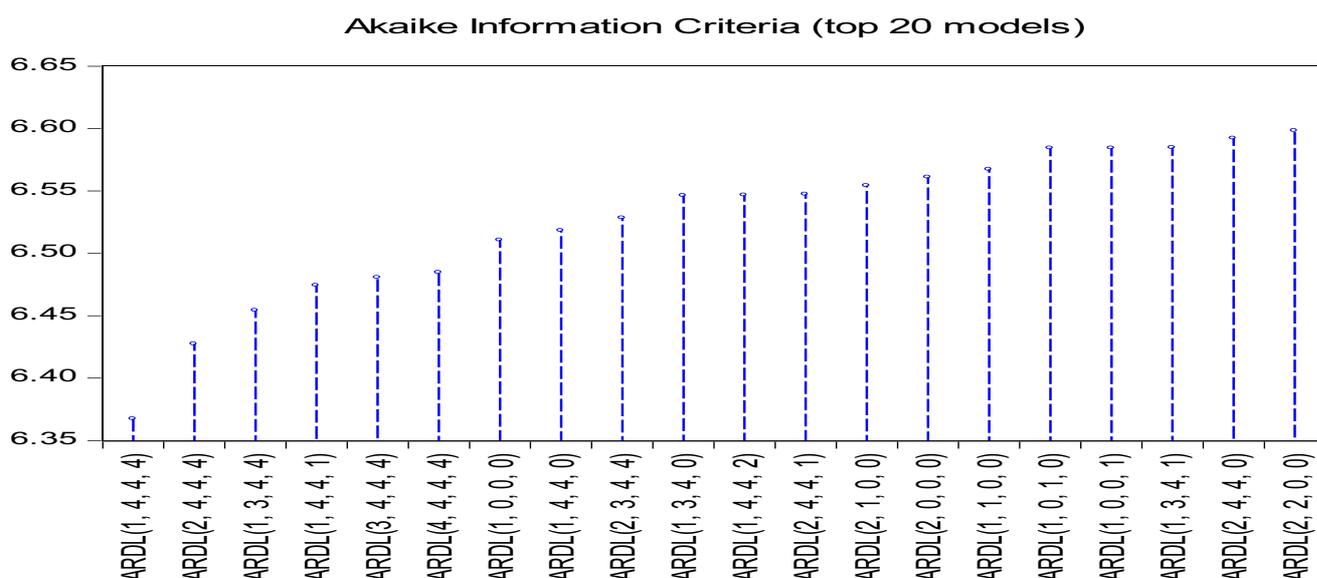
Ce tableau indique la synthèse des résultats des tests de stationnarité d'ADF. Les résultats montrent que toutes les variables sont stationnaires en niveau comme en première différence. Les résultats de stationnarité confirment l'application du modèle ARDL.

**Présentation des résultats:**

Dans cette sous-section, il sera question de présenter les différentes étapes d'estimations du

modèle ARDL de long terme. L'estimation de ce modèle s'effectue en deux étapes. Dans la première, il s'agit de détecter le modèle optimal puis de réaliser l'estimation d'un modèle ARDL simple. La seconde étape commence avec la réalisation d'un test de Bound et prend fin avec l'estimation du modèle de long terme d'ARDL. Le choix optimal de ce modèle est réalisé en optant pour le critère d'AIC.

**Tableau du choix du modèle**



Il en ressort que le modèle optimal est ARDL (4, 1, 4, 4, 4), qui correspond à l'annexe n°2. Ce modèle est utilisé pour tester l'existence ou non d'une relation de Co-intégration à partir du test de Bound.

**TEST DE BOUND**

ARDL Bounds Test

Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	K
F-statistique	5.704076	3

Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.72	3.77
5%	3.23	4.35
2.5%	3.69	4.89
1%	4.29	5.61

Les résultats de la procédure « bounds test » ci-dessus montrent que la statistique de Fisher (F= 5.704076) est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité (K=3). Donc, nous rejetons l'hypothèse H0 d'absence de la relation de long

terme et nous concluons à l'existence d'une relation de long terme entre les différentes variables. Ainsi, dans la suite de cette étude, nous allons présenter les résultats de court et de long terme.

**Tableau des résultats de court terme**

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: PIB\_REEL\_SECTEUR\_NON\_PET

Selected Model: ARDL(1, 4, 4, 4)

CointegratingForm				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_INVPRIVE)	-15,179	8,520733	-1,781452	0,1052
D(LN_INVPRIVE(-1))	-15,843628	10,319682	-1,535283	0,1557
D(LN_INVPRIVE(-2))	11,706240	11,211788	1,044101	0,3210
D(LN_INVPRIVE(-3))	-33,871713	11,997174	-2,823308	0,0181
D(LN_INVESTPUBLIC)	2,459251	4,931141	0,498718	0,6288
D(LN_INVESTPUBLIC(-1))	4,015010	4,933759	0,813783	0,4347
D(LN_INVESTPUBLIC(-2))	16,538440	4,816268	3,433870	0,0064
D(LN_INVESTPUBLIC(-3))	-5,297335	4,008553	-1,321508	0,2158
D(TCD)	-20,542033	24,139151	-0,850984	0,4147
D(TCD(-1))	-13,261231	32,764047	-0,404749	0,6942
D(TCD(-2))	-30,575002	31,557244	-0,968874	0,3555
D(TCD(-3))	37,678338	19,160171	1,966493	0,0776
CointEq(-1)	-1,162253	0,278349	-4,175529	0,0019

Cointeq = PIB\_REEL\_SECTEUR\_NON\_PET - (24,6274\*LN\_INVPRIVE -10.1247\*LN\_INVESTPUBLIC -23.0639\*TCD -72.5337 )

**Tableau des résultats de long terme**

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_INVPRIVE	24.627413	9.985693	2.466270	0.0333
LN_INVESTPUBLIC	-10.124684	5.324346	-1.901583	0.0864
TCD	-23.063871	11.822357	-1.950869	0.0796
C	-72.533690	33.897473	-2.139796	0.0581

Les résultats obtenus suggèrent que la variation des variables exogènes explique celui du PIB hors pétrole à hauteur de 73% (annexe 1). Cette valeur du R2 montre à quel point le phénomène est bien représenté dans ce modèle. De même, le coefficient dit Cointeq (-1) qui correspond à la force de rappel issue de l'équation de l'équilibre de long terme estimé est négatif (-1.162253) et significatif au seuil de 1% (P=0.0019). Ceci confirme donc l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur, ce coefficient montre le degré avec lequel la variable expliquée sera rappelée vers la cible de long terme. Outre ces éléments qui viennent d'être présentés, la validation de ce modèle est également mise en évidence par l'absence d'autocorrélation des résidus du modèle. En effet, les résultats du test d'autocorrélation (voir Annexe 2) des résidus par le correlogramme des résidus et la statistique de Ljung-box confirment bien qu'il n'existe pas d'autocorrélation des résidus. Ces résultats montrent que d'une part, tous les termes des fonctions d'autocorrélation simples et partiels ne sont pas significativement différents de zéro, tous situés dans l'intervalle de confiance matérialisé par les traits verticaux sur le graphique et, d'autre part, que la probabilité critique de Ljung-box est supérieure au seuil  $\alpha=5\%$ . Ainsi, l'hypothèse  $H_0$  d'absence d'autocorrélation des résidus est acceptée. Ce qui prouve que les résidus du modèle sont les bruits blancs. On constate également que les variables ont des coefficients significatifs au seuil de 10% à court et à long termes ; ce qui écarte la possibilité d'un report d'effet sur la variable d'intérêt. Étant donné la bonne qualité des résultats sur le plan statistique, une interprétation de ces résultats est possible.

**Interprétation des résultats**

La lecture des résultats permet de tirer deux enseignements majeurs :

*1- Les dépenses publiques influencent le PIB hors pétrole.*

Les résultats nous montrent qu'à court terme, les dépenses publiques sont positives et significatives au seuil de 1%. Ainsi, une augmentation de 1% des dépenses publiques, devrait entraîner une augmentation du PIB hors pétrole de 16 unités ; si toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat valide la vision Keynésienne, l'étude de Kelly (1997), et surtout les travaux d'Alexiou (2007) qui avaient trouvé dans le cas de la Grèce que les dépenses publiques influencent positivement sur la croissance économique. Les résultats de long terme montrent que les dépenses publiques ont un effet négatif et significatif sur la croissance hors pétrole. Ainsi, une augmentation de 1% des dépenses d'investissement public entraînerait une diminution de la croissance économique hors pétrole de l'ordre des 10 unités, toutes choses égales par ailleurs. Ces résultats contredisent Keynes et épousent la vision libérale. Ils confirment les travaux de Landau (1983) ainsi que ceux de Grier et Tullock (1989)

Ces résultats s'expliquent dans le cadre du Congo, puisque pendant les périodes des vastes programmes ou compagnes d'investissement (par exemple le programme de la municipalisation accélérée), il y a création des emplois temporaires, dans divers secteurs ce qui expliquerait en quelques sorte cette relation positive de court terme. La relation négative constatée entre la croissance du secteur hors pétrole et les dépenses publiques peuvent s'expliquer par plusieurs facteurs. On peut citer l'inadéquation entre le budget alloué et l'exécution du budget

ce qui peut affecter l'efficacité des dépenses publiques. Pour la Banque mondiale (2014), la faiblesse du système des paiements (chaîne de la dépense publique) peut influencer négativement sur la croissance des secteurs hors pétrole puisque pour cette institution, cela pourrait aboutir à une accumulation de la dette intérieure.

### 2-Les dépenses publiques ont un effet d'éviction sur le secteur privé.

La lecture des résultats montre que lorsque les dépenses publiques sont significatives, celles du secteur privé s'amenuisent et inversement. En effet, lorsque les dépenses publiques varient positivement à court terme, la dépense privée présente un coefficient négatif et significatif au seuil de 5% à hauteur de 33,871713. Alors que lorsqu'elles sont orientées à la baisse, la dépense du secteur privé influe positivement sur la croissance à l'ordre de 24,627413. Ces résultats confirment les travaux d'Aschauer (1990) sur les effets d'évictions. En effet, on remarque que l'action publique évince le secteur privé, alors que pour Keynes l'action publique devrait baliser le terrain pour l'initiative privée. Cette situation s'explique au Congo, en grande partie par le fait que la majorité des investissements réalisés sur le territoire national sont exécutés par le secteur public à lorsque, le secteur privé semble trouver du mal à s'installer. L'autre raison pourrait être celui de faible niveau de développement du secteur privé. En effet, les secteurs privés au Congo représentent près de 40% des importations contre 30% du secteur pétroliers et moins de 1% des exportations contre 92% du secteur pétroliers en 2014. Ce phénomène explique également le faible niveau de diversification de l'économie congolaise.

### CONCLUSION ET IMPLICATION DE POLITIQUE

L'objectif principal de cette étude était d'analyser les effets des dépenses d'investissement public sur le PIB hors pétrole au Congo par la méthode ARDL. Cette méthode à l'avantage d'expliquer la dynamique de court et long termes de l'impact des dépenses publiques d'investissement sur le taux de croissance économique. Il ressort de ce travail deux résultats majeurs. Le premier est que les dépenses publiques influencent la croissance économique du secteur hors pétrole et le second

est que, les dépenses publiques ont un effet éviction sur les investissements du secteur privé. Tous ces résultats réfutent la vision keynésienne défendue dans ce travail.

En terme de politique économique il est important de rendre plus efficaces les dépenses publiques. En effet, les dépenses publiques sont un canal indispensable à la croissance et au développement des pays en développement, mais la principale préoccupation est qu'elles doivent être orientées sur des infrastructures productives de croissance. Selon la Banque Mondiale (2009), si le Congo investit dans les infrastructures comme l'énergie, le transport et les services, le secteur privé pourra tirer profit des investissements publics.

### BIBLIOGRAPHIE

- Akpan, N. (2005) "Government Expenditure and Economic Growth in Nigeria: Disaggregated Approach" *CBN Economic Financial Review*, 43
- Alexiou, C (2007). "Unraveling the Mystery between Public Expenditure and Growth. Empirical Evidence from Greece" *International Journal of Economics*, 1 (1), 21-31
- Aschauer, D.A. (1989). Is Public Expenditure Productive? *Journal of Monetary Economics*, vol. 23, pp177-200.
- Aschauer, D.A. (1989). Does Public Capital Good Crowd Out Private capital? *Journal of Monetary Economics*, vol. 24, pp 171- 188.
- Aschauer, D.A. (1990) .Highway Capacity and Economic Growth. *Economic Perspectives*, vol. 14, n°5, pp4-24.
- Aschauer, D.A. (1990). Public Investment and Private Sector Growth, Washington, D.C, *Economic Policy Institute*.
- Banque Mondiale (2014), *Rapport de suivi de la situation économique et financière en République du Congo*. Première édition Washington, D.C
- Banque Mondiale (2009), Fonds Monétaire international et Gouvernement

- du Congo (diverses années), *Données macroéconomiques et budgétaires*, Bases des données sur les indicateurs macroéconomiques et financiers.
- Biau, O et Girard, E (2005) "Politique budgétaire et dynamique économique en France : l'apport VAR structurel", *Economie et Prévision*, n°169-170, p1-23.
- Etsiba S (2018) " Effets des investissements publics en infrastructures économiques sur la croissance économique au Congo" *Thèse de doctorat, Université Marien Ngouabi, de Soutenue le 11 Aout 2018.*
- Grier K and Tullock, G (1989) " An Empirical Analysis of Gross national Economic Growth, 1951-1980 " *Journal of Monetary Economy*, 24, 1, 259-76
  - Kelly, T (1997). " Public Expenditures and Growth" *Journal of Development Studies*, 34, 60-84
  - Komain J, Brahmasrem, T.( 2007), " The relationship between Government Expenditures and Economic Growth in Thailand" *Journal of Economics and Economic education Research*
  - Landau, D (1983), "Government Expenditures and Economic Growth : a Cross Country Study " *Southern Economic Journal*, 49, 783-92
  - Minea, A et Villieu, P (2008), " Un réexamen de la relation non linéaire entre déficits budgétaires et croissance économique" *Revue économique*, n°3 vol 59, p561-570.
  - Nersisyan, Y.S et WRAY, L.R(2011), " Un excès de dette publique handicape-t-il réellement la croissance?" *Revue de L'OFCE*, n° 116, p173-190.
  - Nubukpo, K.(2007) " Dépenses publiques et croissance des pays de l'Union économique et monétaire ouest africaine" *Afrique contemporaine* 2 (n°222)
  - OBAD, J and Jamal, Y (2011) " L'impact des dépenses publiques sur la croissance économique au Maroc : Application de l'approche ARDL " *International Journal of Innovation an Applied Studies*, vol 16, n°2, June 2016, pp 444-445.
  - Pesaran, M.H., Shin, Y, Smith, R.J(2001), "Bounds Testing Approaches to the analysis of level relationships" *Journal of Applied Econometrics*, Vol 16, n°3, PP289-326.
  - Solow R. (1956), A Contribution to the Theory of Economic Growth, *The Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
  - Barro, R. (1974), «Are Government Bonds net Wealth? », *Journal of Political Economy*, 82, N° 6, pp.1095-1117
  - Aiyagari, et al. « The output, employment, and interest rates effects of government consumption», *Journal of Monetary Economics*.30: 73-86.
  - Afonso, António, and Ricardo M. Sousa. 2011. "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Portugal: A Bayesian SVAR Analysis." *Portuguese Economic Journal*, 10(1): 61-82.
  - Asogwa, Fredrick O., and Izuchukwu C. Okeke. 2013. "The Crowding-Out Effect of Budget Deficits on Private Investment in Nigeria." *European Journal of Business and Management*, 5(20): 161-165.
  - Fatos, A., and Mihov (2001), «The Effects of Fiscal Policy on consumption and Employment: Theory and Evidence». *INSEAD, mimeo.*
  - Pesaran, Mohammad H., Yongcheol Shin, and Richard J. Smith. 2001. «Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." » *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
  - Johansen S, 1991. *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models*, *Econometrica*, Vol. 59, pages 1551-1580.
  - Johansen S. 1988. Statistical analysis of cointegrating vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 231-254.

- Engle R.F. and Granger C.W.J. 1987. *Cointegration and error-correction: representation, estimation, and testing*, *Econometrica*, Vol. 55, 251–276.
- Ram, R. (1986). Government size and economic growth: A new framework and some evidence from cross-section and time-series. *American Economic Review*, 76, 191-203.
- Johansen, S. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. *New York: Oxford University press*.
- Easterly, Loayza, and Montiel, P.J. (1997). Has Latin America's post-reform growth been disappointing?. *Journal of International Economics*, 43, 287-311.
- Folster, S. et Henrekson, M. (2001). Growth effects of government expenditure and taxation in rich countries. *European Economic Review* 45 (8), 1501-1520.
- Folster, S. et Henrekson, M. (1999). Growth and the public sector : a critique of the critics. *European Journal of Political Economy* 15 (2), 337-358.
- Stiglitz J-E., Weiss L. (1981), « Credit Rationing in Markets with Imperfect Information », *American Economic Review*, Vol. 71, No. 3, pp. 393-410.
- Lucas R. (1972): Expectations and the Neutrality of Money, *Journal of Economic Theory*, 4, 103-124.
- Sargent, T. J. and Wallace, N. (1973). Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation. *International Economic Review*, 14(2):328–350.
- Lucas, R. E. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1:19–46.
- Lucas, R. E. (1977). Understanding Business Cycles. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5:7–29.
- Sahn D.E. et Younger S. [2002], « Expenditure Incidence in Africa: Microeconomic Evidence », *Fiscal Studies*, Vol. 21, No. 3, p. 329 –347.
- OYO Y. et Shibata A. 2001, « Government Spending, Interest Rates and Capital Accumulation in Two-Sector Model », *Canadian Journal of Economics*, Vol. 34, No. 4, p.
- Ott A.F. [2002], *The public sector in the global economy*, Edward Elgar Publishing Limited, 296 p.
- OJO O. et Oshikoya T. [1995], « Determinants of long term growth: some African results », *Journal of African Economies*, Vol. 4, N° 2, p. 163 –191.
- Muller P. [2005], « Esquisse d'une Théorie du Changement dans l'Action Publique », *Revue Française de Science Politique*, Vol. 45, N° 1, p. 155 –187.

## ANNEXE

- ANNEXE 1 :ESTIMATION DU MODELE ARDL AVEC LE CRITERE AIC.

Dependent Variable: PIB\_REEL\_SECTEUR\_NON\_PET

Method: ARDL

Date: 11/03/17 Time: 11:11

Sample (adjusted): 1990 2016

Included observations: 27 afteradjustments

Dependentlags: 1 (Fixed)

Dynamic regressors (4 lags, fixed): LN\_INV PUB LN\_INVPRIVE TCD

Fixedregressors: C

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
PIB_REEL_SECTEUR_NON_PET(-1)	-0.162253	0.278349	-0.582912	0.5729
LN_INV PUB	2.459251	4.931141	0.498718	0.6288
LN_INV PUB(-1)	1.029423	4.232036	0.243245	0.8127
LN_INV PUB(-2)	-4.015010	4.933759	-0.813783	0.4347
LN_INV PUB(-3)	-16.53844	4.816268	-3.433870	0.0064
LN_INV PUB(-4)	5.297335	4.008553	1.321508	0.2158
LN_INVPRIVE	-15.17928	8.520733	-1.781452	0.1052
LN_INVPRIVE(-1)	5.793455	10.73121	0.539870	0.6011
LN_INVPRIVE(-2)	15.84363	10.31968	1.535283	0.1557
LN_INVPRIVE(-3)	-11.70624	11.21179	-1.044101	0.3210
LN_INVPRIVE(-4)	33.87171	11.99717	2.823308	0.0181
TCD	-20.54203	24.13915	-0.850984	0.4147
TCD(-1)	-12.42191	33.62428	-0.369433	0.7195
TCD(-2)	13.26123	32.76405	0.404749	0.6942
TCD(-3)	30.57500	31.55724	0.968874	0.3555
TCD(-4)	-37.67834	19.16017	-1.966493	0.0776
C	-84.30248	38.88921	-2.167760	0.0554
R-squared	0.737041	Meandependent var		3.522989
Adjusted R-squared	0.316308	S.D. dependent var		6.183464
S.E. of regression	5.112839	Akaike info criterion		6.367394
Sumsquaredresid	261.4112	Schwarz criterion		7.183291
Log likelihood	-68.95982	Hannan-Quinn criter.		6.610003
F-statistic	1.751801	Durbin-Watson stat		1.880917
Prob(F-statistic)	0.185531			

\*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

## ANNEXE 2

Test d'autocorrélation

Date: 11/03/17 Time: 11:38

Sample: 1986 2016

Included observations: 30

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.   .	.   .	1	0.012	0.012	0.0045	0.946
.  *	.  *	2	0.200	0.200	1.3751	0.503
. *  .	. *  .	3	-0.086	-0.094	1.6364	0.651
. *  .	. **  .	4	-0.168	-0.215	2.6746	0.614

---

.		.		.		*		.	5	0.044	0.095	2.7493	0.739
.		*		.		*		.	6	-0.152	-0.087	3.6735	0.721
.		*		.		*		*	7	-0.129	-0.211	4.3641	0.737
.		*		.		*		.	8	-0.178	-0.160	5.7534	0.675
.		.		.		.		.	9	-0.052	0.033	5.8751	0.752
.		*		.		*		.	10	0.102	0.109	6.3790	0.782
.		.		.		*		.	11	-0.029	-0.130	6.4222	0.844
.		*		.		.		.	12	0.074	-0.039	6.7170	0.876
.		*		.		.		.	13	-0.089	-0.049	7.1601	0.894
.		*		.		*		.	14	-0.104	-0.175	7.8132	0.899
.		*		.		*		.	15	-0.074	-0.180	8.1629	0.917
.		*		.		*		.	16	-0.137	-0.131	9.4428	0.894

---