



Munich Personal RePEc Archive

**HETEROGENEITY OF THE
CAUSALITY BETWEEN PUBLIC
EXPENDITURE AND ECONOMIC
GROWTH IN WAEMU COUNTRIES:
WHAT ARE THE IMPLICATIONS
FOR POLICY COORDINATION
BUDGET**

HOUNKPODOTE, Hilaire and BATIONO, Rakissiwindé

Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée
(ENSEA, Abidjan)

May 2009

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/26027/>

MPRA Paper No. 26027, posted 20 Oct 2010 19:01 UTC

HETEROGENEITE DE LA CAUSALITE ENTRE DEPENSES PUBLIQUES ET CROISSANCE ECONOMIQUE DANS LES PAYS DE L'UEMOA : QUELLES IMPLICATIONS POUR LA COORDINATION DES POLITIQUES BUDGETAIRES ?

PAR :

BATIONO RAKISSIWINDÉ*
&
HOUNKPODOTE HILAIRE*

MAI 2009

RESUME

La relation de causalité dépenses publiques-croissance économique a fait entre autres l'objet de profondes préoccupations au sein des économistes. Le présent document examine sur la période 1967-2007, la relation de causalité dépenses publiques-croissance économique dans les pays de l'UEMOA et analyse les implications en termes de coordination des politiques budgétaires au sein de l'union. La causalité a été déterminée dans chaque pays à partir d'une méthodologie axée sur les analyses de cointégration débouchant sur des représentations vectorielles à correction d'erreur puis sur le test de causalité de Toda et Yamamoto (1995). L'existence d'une hétérogénéité dans la causalité dépenses publiques-croissance économique en zone UEMOA conduit alors à réfléchir sur un nouveau modèle de coordination budgétaire intégrant cette hétérogénéité, notamment l'adoption d'une nouvelle norme budgétaire plus souple pour chaque pays.

Mots clés : Causalité, dépenses publiques ; croissance économique ; hétérogénéité ; coordination budgétaire.

ABSTRACT

The causal relationship between public expenditure-economic growth has been the subject of deep concern among economists. This paper examines for the period 1967 to 2007, heterogeneous public expenditure-economic growth causality in West Africa Economic and Monetary Union (WAEMU) and analyzes the implication of fiscal coordination. Causality was determined in each country from a methodology based on cointegration analysis leading to representations of vector error correction and Toda and Yamamoto causality test (1995). The existence of heterogeneous causality between public expenditure and economic growth in WAEMU zone leads to consider a new model of fiscal coordination integrating this heterogeneous, including the adoption of a new more flexible fiscal standard for each country.

Keywords: Causality; public expenditure; economic growth; heterogeneous; fiscal coordination

JEL CLASSIFICATION: C51; C59; E62; F43; H50; O40

*Ingénieur Statisticien Economiste

1. INTRODUCTION

L'économie internationale a connu de profondes mutations ces dernières décennies de par le phénomène de la mondialisation. Cette dernière s'accompagne de l'intégration croissante des économies nationales : les Etats ratifient des conventions internationales, adoptent des accords commerciaux ou encore créent des monnaies communes. Le volet monétaire joue un rôle non négligeable dans l'intégration des économies internationales. Ainsi, l'Afrique de l'Ouest n'est pas en reste : huit pays se sont regroupés au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) et partagent une monnaie commune qu'est le franc CFA rattaché à l'euro.

Une analyse rétrospective effectuée par Rosenberg [1995] sur les pays de l'UEMOA a permis d'identifier trois grands domaines dans lesquels ces pays ont porté préjudice à d'autres membres de la zone et au commerce intérieur de la zone : les droits de douane, la fiscalité intérieure indirecte et les politiques budgétaires. Les travaux consacrés aux unions monétaires concluent en général que les externalités engendrées par les politiques budgétaires préjudiciables (les politiques de déficit systématique, en particulier) se trouvent exacerbées (De Gauwe, 1992). Ces externalités budgétaires sont dues à l'évolution divergente des politiques budgétaires et pourraient être prévenues moyennant une meilleure coordination entre les membres de la zone.

Contrairement à l'abondante littérature empirique sur les effets de la politique monétaire, la politique budgétaire était, jusqu'à récemment, l'objet de moins d'attention de la part des économistes. Ce manque d'intérêt contrastait avec la multiplication des débats publics sur les effets macroéconomiques des finances publiques. En outre, alors qu'il existe globalement un consensus sur les effets de la politique monétaire, la thèse selon laquelle la politique budgétaire est un outil efficace de la politique économique ne fait pas l'unanimité au sein des économistes. Blanchard et Perotti [2002], puis Perotti [2002], ont relancé le débat sur l'efficacité de la politique budgétaire en proposant une évaluation de ses effets dynamiques sur les variables macroéconomiques, en particulier sur le PIB. C'est ainsi que des auteurs ont essayé d'analyser le rôle des dépenses publiques dans la croissance économique d'un pays.

Dans la zone UEMOA, l'exercice a été effectué de différentes manières et il a été montré que le sens de la causalité entre les dépenses publiques des Etats et leur croissance n'est pas toujours le même d'un pays à l'autre et même cette causalité varie en fonction de la structure des dépenses effectuées.

L'intégration monétaire entre les pays et plus particulièrement entre les pays de l'UEMOA trouve sa justification dans la mise en place d'intérêts communs et plus encore dans la théorie des zones monétaires optimales. En effet, depuis les travaux de Mundell [1961] en passant par McKinnon [1963] puis par Ingram [1962, 1973], les pays ont beaucoup plus intérêt à mettre en place une zone monétaire optimale selon des critères bien définis afin de profiter de certains avantages qui ne sont pas toujours évidents lorsqu'ils sont seuls.

Depuis quelques années, les pays de l'UEMOA se sont engagés dans une démarche d'harmonisation de leurs politiques économiques notamment les critères de convergence que doit respecter chacun des pays. Parmi ces critères, il a été demandé à chaque pays de l'union que le solde budgétaire de base hors dons sur le PIB soit positif. Or, lorsqu'on se réfère aux différentes études qui ont été menées sur les pays de l'union par rapport à la relation entre les dépenses publiques et la croissance, il a été montré que les dépenses publiques constituent une source de croissance pour certains pays alors que pour d'autres elles n'en constituent pas.

Puisque ces différents pays se retrouvent dans une même zone monétaire et économique, il est primordial de se poser la question suivante : quelles sont les implications de ces différences ? Autrement dit, comment coordonner les différentes politiques publiques mises en œuvre dans chacun des pays afin d'éviter les externalités négatives causées par la politique d'un pays sur celle de son voisin sachant bien qu'ils sont tous dans une union économique et monétaire ?

Le présent document tente de répondre à ces différentes questions. Plus précisément il cherche à :

- ✓ Etudier la causalité entre dépenses publiques et croissance au niveau de chaque pays de l'UEMOA ;
- ✓ Comparer les résultats issus de la détermination de ces causalités ;
- ✓ Tirer les implications en termes de coordination de politiques budgétaires.

La suite du travail s'articulera de la façon suivante. La section 2 passe en revue la littérature théorique et empirique sur l'efficacité conjoncturelle des dépenses publiques. La section 3 est consacrée à la présentation des données qui serviront à l'étude ainsi que la méthodologie qui sera adoptée. Enfin, la section 4 donnera respectivement l'analyse empirique et la discussion des résultats.

2. REVUE DE LITTÉRATURE

La question du rôle des dépenses publiques dans la croissance a été l'objet de plusieurs réflexions. Sa prise en compte dans les modèles récents de croissance montre toute son importance bien que son efficacité ne fait pas l'humanité au sein des économistes. Nous présentons les débats théoriques et empiriques sur les effets des dépenses publiques sur la croissance économique.

2.1. Débats théoriques sur l'efficacité des dépenses publiques

2.1.1. Les dépenses publiques comme moteur de croissance

Les débats autour de la politique budgétaire qui la considèrent comme un instrument de politique macroéconomique se sont focalisés sur le solde public. Selon les keynésiens, les soldes publics peuvent constituer un moteur de lissage de fluctuations conjoncturelles. En effet, une augmentation des dépenses publiques produit un effet sur la dépense privée (Mills et Quinet 1992). Dans un modèle de croissance à générations imbriquées sans altruisme intergénérationnel, Diamond [1965] analyse le rôle de la dépense publique dans la croissance. Il montre qu'un recours permanent à l'endettement affecte de deux façons l'équilibre du marché des capitaux pourvu que le ratio dette par tête soit constant.

Certains auteurs notamment Stieglitz 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 salaire 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.

Les modèles récents de croissance endogène [Romer (1986), Lucas (1988), Barro (1990)] estiment pour la plupart qu'en dehors de la prise en compte des externalités, l'Etat exerce une influence directe sur l'efficacité du secteur privé. Ainsi Barro [1990 ; 1991] améliore le modèle primitif de croissance endogène en intégrant les dépenses publiques. Il a bâti son raisonnement à partir d'une fonction de production de type Cobb-douglas en faisant deux principales hypothèses. Il suppose qu'il n'existe qu'un seul secteur de production et que les rendements d'échelle sont constants. Il parvient à la conclusion suivante : le volume de dépense publique qui maximise le taux de croissance est tel que le ratio des dépenses publiques au PIB soit égal à la part de revenu national qui reviendrait à l'Etat si les services publics constituaient un facteur de production rémunéré fourni dans un cadre concurrentiel.

Rajhi (1996), quant à lui, développe un modèle qui tient compte des dépenses de l'Etat comme input de la fonction de production. Cependant il abandonne les deux principales hypothèses de Barro (1991). Outre cela, il considère des dépenses publiques supposées accroître la productivité aussi bien dans le secteur des biens de consommation que dans le secteur de l'éducation et elles sont financées d'une manière forfaitaire. Théoriquement, ce modèle réussit l'adjonction des dépenses publiques dans un cadre de croissance endogène avec des rendements d'échelle croissants (Nubukpo, 2003).

S'agissant des canaux par lesquels les dépenses publiques peuvent avoir des effets sur la croissance, Tanzi et Zee [1997]¹ proposent en deux. Il s'agit :

- directement, par des investissements publics en infrastructure ou des investissements des entreprises publiques qui viennent accroître les capitaux de l'économie;
- indirectement, à travers les dépenses d'éducation, de santé et d'autres services qui contribuent à l'accumulation du capital humain. Ces dépenses ont pour effets d'augmenter la productivité marginale des facteurs de production.

Mais sans remettre systématiquement en cause l'efficacité de la politique budgétaire, certains économistes reconnaissent les effets néfastes d'une utilisation immédiate des finances publiques dans le but d'une régulation conjoncturelle.

2.1.2. L'inefficacité des dépenses publiques

Il n'en manque pas des critiques formulées à l'encontre de l'utilisation des dépenses publiques en vue de la relance d'une économie.

Pour certains, la dépense publique ne traduit pas le choix optimal pour le bien-être social. Arrow [1963] fait remarquer que, le processus de vote présente de nombreuses imperfections soutenu également par Samuelson par la notion de « cavalier libre ».

Les dépenses publiques peuvent induire des comportements de substitution des agents privés (Mills et Quinet, 1992). Cela peut être formalisé de la manière suivante : soit Q la demande privée d'un bien. On suppose qu'elle est décroissante avec le prix (P) de ce bien et du niveau de la dépense publique (G). En notant T* le taux d'imposition estimé par les agents, on suppose enfin que la demande est croissante de l'illusion fiscale associée au financement de cette dépense publique.

$$Q = a - bP - cG + d(G - T^*)$$

c est le degré de substitution entre la fourniture publique et privée du bien. Dans le cas où la dépense de l'Etat se substitue parfaitement à la dépense privée (c=1) et où G-T*=0, l'impact de la dépense publique sera nul.

¹ TANZI V., ZEE H. (1997) «Fiscal Policy and Long-Run Growth», IMF Staff Papers, Vol.44, Juin 1997, PP.179-209.

Un certain nombre d'auteurs avec de nouvelles théories se sont dressés contre l'utilisation des finances publiques comme politique économique. Il s'agit de la nouvelle théorie anti-keynésienne des finances publiques (NAK). Selon la NAK, la politique budgétaire expansionniste a des effets dépressifs sur le niveau de production. Cette littérature soutient qu'une politique budgétaire restrictive a des effets favorables (au pire neutres) sur le niveau de l'activité économique. En effet, ces effets passent par quatre canaux de transmission:

- i. La baisse des dépenses publiques induit une anticipation de baisse des impôts. Cela amène les ménages à anticiper une augmentation de leur revenu. D'où une augmentation de la demande privée, et ce d'autant plus que la baisse des dépenses publiques est perçue comme permanente (Giavazzi et Pagano, 1990).
- ii. La baisse anticipée des impôts entraîne une anticipation de la réduction des effets de distorsion de la fiscalité par les agents. Cela entraîne une augmentation de la production et du revenu. En raison de ces anticipations, la hausse de la consommation présente est supérieure à la baisse initiale des dépenses publiques (Perotti, 1999).
- iii. La baisse des dépenses de l'Etat par la réduction de l'emploi public et la baisse anticipée de la taxation du travail entraînent une baisse des salaires, donc une hausse des profits des entreprises, ce qui favorise l'investissement (Alesina et al., 2002).
- iv. La baisse des dépenses publiques entraîne une augmentation de l'investissement. En effet, la réduction des dépenses publiques entraîne une anticipation de baisse durable des taux d'intérêt de court terme qui fait baisser du même coup les taux longs.

2.2. Travaux empiriques

Plusieurs études empiriques ont essayé d'analyser les effets de la dépense publique sur la croissance. De façon spécifique il s'agissait pour certaines d'évaluer le lien de causalité qui pourrait exister entre les deux variables macroéconomiques, ce pour confirmer ou infirmer les idées soutenues dans les débats théoriques.

Les résultats empiriques sur le lien de causalité entre les dépenses publiques et la croissance restent beaucoup plus controversés. En effet, le fait de faire valoir que le premier est à l'origine du second ou vice versa constitue l'objet d'un débat animé et les résultats empiriques varient d'un pays à un autre. Alors que certaines études mettent en évidence une relation de causalité dans un seul sens, d'autres établissent au contraire une causalité réciproque. De plus, toutes les dépenses publiques n'ont pas les mêmes effets. Si certaines ont un effet de court terme, d'autres au contraire ont un effet de long terme et d'autres n'ont même pas d'effet.

Concernant les pays en développement, l'on peut citer l'étude de Ouattara [2007] appliquée aux pays de l'UEMOA qui met en évidence sur la base des tests de causalité que la croissance et les dépenses s'influencent réciproquement. Cette causalité à double sens a été aussi obtenue par Cheng et Wei [1997] dans le cas de la Corée du Sud sur la période (1954-1994). La particularité de cette étude réside dans le fait que ces auteurs, en intégrant la demande de monnaie dans leur système de vecteurs et après le test de stationnarité de Phillips-Perron suivi du test de causalité de Granger, aboutissent à la conclusion selon laquelle qu'il y a causalité à double sens entre les dépenses publiques et la croissance économique en Corée du Sud et que la demande de monnaie influence la croissance économique. La principale critique que l'on peut formuler en l'encontre de la démarche de Ouattara est qu'il a raisonné sur la base des données de panel en mettant tous les pays de l'UEMOA ensemble, ce qui cache donc les spécificités relatives à chacun des pays concernés. Dans le même sens, Ben et Hassad [2006] dans leur analyse en coupe transversale sur l'efficacité du financement des services publics et croissance dans 45 pays en développement, sur la période 1990- 2002, ont montré par une estimation économétrique que les dépenses ne sont pas encore porteuses de croissance dans les Pays en Voie de Développement. Par ailleurs, ces auteurs montrent que les dépenses

publiques d'éducation et de santé sont porteuses de croissance économique si ces dépenses sont utilisées d'une manière efficace. Au lieu de procéder à une analyse en données de panel, Nubukpo [2003] dans son étude sur les pays de l'UEMOA (période 1965-2000) établit sur la base d'un modèle à correction d'erreur appliquée à chaque pays, qu'à court terme, les dépenses publiques totales n'ont pas d'impact significatif sur la croissance dans la majorité des économies de l'Union. A long terme, la hausse des dépenses publiques a un impact sur la croissance nettement différencié par pays. Par ailleurs, il montre que la prise en compte de la composition des dépenses publiques conduit à mettre en évidence l'effet négatif des dépenses de consommation publique sur la croissance à court et à long termes dans l'Union. S'agissant des dépenses publiques d'investissement, leur impact est positif, essentiellement à long terme, sur la croissance des économies de l'UEMOA. Cependant, Nubukpo n'a pas étudié la causalité entre les dépenses et la croissance pour savoir si d'un pays à l'autre laquelle des variables cause l'autre ou si les deux s'influencent réciproquement. A l'aide d'un modèle à correction d'erreur, Morley et Perdakis [2000], concluent dans le cas de l'Egypte, à l'existence à long terme d'un effet positif des dépenses publiques totales sur la croissance, notamment après les réformes fiscales de 1974 et 1991. Cependant, à court terme aucun effet significatif n'a pu être mis en évidence. Au contraire, Nelson et Singh [1994] n'ont trouvé aucun effet significatif des déficits budgétaires (autre mode de financement des dépenses publiques) sur la croissance dans les pays en développement au cours des années 1970 et 1980.

Cherchant à faire ressortir des relations causales entre l'investissement public et la croissance économique, Ashipala et Haimbodi [2003] s'intéressent au cas de la Namibie. Leur objectif principal était de vérifier empiriquement l'hypothèse selon laquelle l'investissement public cause l'investissement privé. Les résultats auxquels ils aboutissent grâce aux tests de causalité montrent deux relations de long terme entre le niveau d'activité économique (mesuré par le PIB), l'investissement public et l'investissement privé. Ces relations de long terme indiquent d'une part qu'une augmentation de l'investissement public a un effet positif sur la croissance économique en Namibie et d'autre part l'existence d'une complémentarité entre investissement public et investissement privé. Concernant l'investissement public et la croissance économique, Keho [2004], utilisant un modèle économétrique dynamique et une série de tests statistiques, établit pour la Côte d'Ivoire l'existence d'une complémentarité à long terme entre investissement privé et public et un effet positif de l'investissement public sur la croissance de long terme. En établissant son analyse sur la base de la causalité de Granger, dans une dynamique de court terme, il montre que c'est la croissance qui cause l'investissement public en Côte d'Ivoire et non l'inverse. Signalons que cette étude ne s'est pas intéressée aux dépenses publiques de façon générale mais à une de ses composantes.

Safa [1999] s'investit dans la vérification empirique de la loi de Wagner sur les données de la Turquie sur la période (1950-1990). Partant des modèles multivariés en termes de cointégration, l'auteur cherche les relations de long terme entre les dépenses publiques et la croissance du PIB réel. En utilisant la cointégration et la causalité au sens de Granger, il conclut au rejet de la loi de Wagner sur les données de la Turquie. La causalité au sens de Granger sur les données de la Tanzanie permet également à Kweka et Morrissey [1999] d'aboutir aux résultats peu convaincants sur les relations causales entre les dépenses publiques totales et le PIB. En procédant à une désagrégation des dépenses publiques, ces auteurs concluent à une relation ambiguë entre l'investissement public et privé. Cependant, une causalité à sens unique est concluante de la consommation publique vers la consommation privée. A partir d'un modèle Vectoriel Autorégressif (VAR), Ghali [1997] a tenté d'explicitier la nature de la causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique en Arabie Saoudite. En accordant une attention au test de causalité au sens de Granger, l'auteur montre que l'hypothèse selon laquelle les dépenses publiques causent la

croissance économique est rejetée et, partant de ce fait, la politique fiscale visant le contrôle des déficits budgétaires s'avère inefficace.

Tableau 1 : Tableau récapitulatif des études empiriques

<u>Auteurs et année d'étude</u>	<u>Pays</u>	<u>Résultats obtenus</u>
Ouattara (2007)	Pays de l'UEMOA Période : 1980-2004	La croissance et les dépenses s'influencent réciproquement.
Ben, S. et Hassad, M. (2006)	Coupe transversale, 45 pays en développement. Période : 1990- 2002	Les dépenses publiques ne sont pas encore porteuses de croissance dans les pays en développement.
Keho, Y. (2004)	Côte d'Ivoire Période : 1965-1999	A long terme l'investissement public a un effet positif sur l'investissement privé et la croissance. A court terme, c'est la croissance qui cause l'investissement public et non l'inverse.
Ashipala, J. et Haimbodi, N. (2003)	Namibie Période : 1980-2001	A long terme un effet positif entre le niveau d'activité économique (mesuré par le PIB), et entre l'investissement public et l'investissement privé.
Nubukpo (2003)	Pays de l'UEMOA Période : 1965-2000	A court terme les dépenses publiques n'ont pas un impact dans tous les pays. A long terme les dépenses ont un impact sur la croissance des différents pays.
Morley et Perdikis (2000)	Egypte Période : 1974-1991	Les dépenses publiques ont un effet positif sur la croissance à long terme.
Kweka, J. et Morrissey, O. (1999)	Tanzanie Période : 1965-1996	Ils obtiennent une relation non entre l'investissement public et privé. Egalement, il existe une causalité à sens unique allant de la consommation publique vers la consommation privée
Safa, D. (1999)	Turquie Période : 1950-1990	Rejet de la loi de Wagner sur les données de la Turquie. Autrement dit, le PIB ne cause pas les dépenses publiques.
Cheng, S. et Wei, L. (1997)	Corée du sud Période : 1954-1994	Causalité à double sens entre dépenses publiques et la croissance économique. La demande de monnaie influence la croissance économique.
Khalifa H. Ghali (1997)	Arabie Saoudite Période: 1963-1993	l'hypothèse selon laquelle les dépenses publiques causent la croissance économique n'a pas été vérifiée.
Nelson et Singh (1994)	Pays en développement de 1970-1980	Aucun effet significatif n'a été trouvé.

Source : Les auteurs

3. DONNEES ET METHODOLOGIE

3.1. DONNEES

Un certain nombre de variables sont souvent utilisées pour représenter l'activité économique. Comme proxy de l'activité économique, on utilise le plus souvent soit le Produit Intérieur Brut (PIB), ou le Produit National Brut (PNB) et dans certains cas, celui du revenu national ou la production industrielle. Dans le cas de notre étude, nous considérons le PIB réel comme proxy de l'activité économique et les dépenses publiques seront prises dans toutes ses composantes.

Les données que nous allons utilisées sont issues du CD Rom de la Banque Mondiale et complétées pour quelques années par des données issues des documents de la BAD. Les séries vont de 1967 à 2007². Pour ce qui concerne les dépenses publiques du Niger, les données proviennent des documents de la BAD et couvrent la période 1989-2007. Par ailleurs, ces données feront l'objet d'une transformation logarithmique. Les notations adoptées seront les suivantes :

LPIB= logarithme du PIB réel

LDEP= logarithme des dépenses publiques.

3.2. METHODOLOGIE

Dans cette étude, nous utiliserons la cointégration et le modèle à correction d'erreur pour étudier la relation de causalité entre le PIB et les dépenses publiques au sein de la zone UEMOA. Notre méthodologie est basée sur une approche en trois étapes. La première étape consiste à vérifier les propriétés des séries chronologiques (stationnarité et ordre d'intégration) à l'aide des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller, Phillips-Perron (PP) et le test Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS). La deuxième étape utilise la théorie de la cointégration développée par Engle et Granger (1987) pour examiner la relation de long terme entre le PIB et les dépenses publiques. Enfin, dans la troisième étape, le test de causalité de Granger dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur est effectué pour déterminer la direction de la causalité entre le PIB et les dépenses publiques.

3.2.1. Tests de stationnarité

La spécification d'un modèle nécessite que les variables soient stationnaires, ce pour éviter le risque de régressions fallacieuses. Il existe plusieurs tests statistiques pour déterminer l'ordre d'intégration des séries. Il faut noter que tous ces tests comportent des biais, ce qui fait penser que la détermination de l'ordre d'intégration ne saurait être rigoureuse à partir d'un seul test (Keho, 2004). C'est pour cette raison que nous allons utiliser plusieurs tests : Le premier test est le test usuel de racine unitaire de Dickey-Fuller (ADF). Ce test prend en compte uniquement la présence d'auto-corrélation dans les séries. L'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire (non stationnaire). En plus du test ADF, il y a le test de Phillips-Perron(PP) et le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS). Le test KPSS repose sur la décomposition de la série étudiée en une partie déterministe, une marche aléatoire et un bruit blanc. L'hypothèse nulle du test est la stationnarité des séries.

² Les données de 2006 et 2007 proviennent de la BAD

3.2.2. Test de cointégration

Après avoir effectué les tests de stationnarité puis déterminer les ordres d'intégration des séries, l'étape suivante consiste à examiner l'existence d'une relation de cointégration entre les séries. Car lorsque des séries sont cointégrées alors il y a une relation de long terme qui les unit. Un vecteur $(n, 1)$ (Z_t) est cointégré si chaque composante Z_{it} est intégré d'ordre d et il existe β un vecteur $(1, n)$ tel que βZ_t soit intégré d'ordre inférieur, c'est-à-dire d'ordre $d-b$ avec $1 \leq b \leq d$. L'analyse de la cointégration se fera d'une part suivant la procédure de Johansen (1988) qui est plus efficace que la procédure en deux étapes de Engle et Granger (1987) surtout quand on est face à un échantillon de faible taille (Keho, 2004) et d'autre part suivant la procédure de Pesaran et al (2001).

La mise en œuvre du test de cointégration selon la procédure de Johansen requiert au préalable l'estimation d'un modèle Vectoriel Autorégressif (VAR).

Considérons le modèle VAR(p) suivant :

$$X_t = A_0 D_t + \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + U_t \quad (1)$$

où (X_t) est un vecteur $(n, 1)$ des variables ; D_t un vecteur de termes déterministes ; et U_t est un vecteur d'impulsions ($U_t \sim iid(0, \Omega)$). Selon le théorème de représentation de Engle et Granger (1987)³, le modèle vectoriel autorégressif précédent admet une spécification vectorielle à correction d'erreur (VEC) de la forme :

$$\Delta X_t = A_0 D_t + \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta X_{t-p+1} + U_t \quad (2)$$

où les matrices Π et Γ_i contiennent respectivement les coefficients de long terme et de court terme. La détermination du test de Johansen repose sur le rang (r) de Π .

La procédure du test de Johansen permet de spécifier trois modèles :

- Si le rang de Π est égal à n , alors X_t est stationnaire en niveau. Dans ce cas l'estimation traditionnelle du VAR en niveau est appropriée ;
- Si le rang de Π est nulle, alors $\Pi = 0$. Dans ce cas, il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables du modèle et l'estimation appropriée est celle du VAR en différence première ;
- Si Π est de rang r inférieur à n , il existe deux matrices α et β de dimension $(n, 1)$ telles que $\Pi = \alpha \beta^t$ où β représente la matrice de cointégration qui rend stationnaire la combinaison βX_{t-1} et α la matrice constituée des coefficients d'ajustement de court terme.

Le test de Johansen repose sur deux statistiques de rapport de vraisemblance. Le premier test pose comme hypothèse $H_0: rang(\Pi) = r$ contre l'hypothèse $H_1: rang(\Pi) = n$. La statistique est :

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \text{ pour } r = 0, \dots, n - 1 \quad (3)$$

où $\hat{\lambda}_i$ $i^{\text{ème}}$ valeur propre maximale. Le second test pose comme hypothèse $H_0: rang(\Pi) = r$ contre l'hypothèse $H_1: rang(\Pi) = r + 1$. La statistique du test est la valeur propre maximale définie par :

$$\hat{\lambda}_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4)$$

Ces statistiques ne suivent pas une distribution du Chi-deux. Les valeurs critiques asymptotiques ont été calculées à l'aide de simulations numériques⁴. Dans la pratique, le test se fera de façon séquentielle pour $r = 0, 1, \dots, n - 1$.

³ Ce théorème stipule que tout système intégré admet une représentation à correction d'erreur.

⁴ Les valeurs sont données directement par les logiciels d'économétrie.

Pesaran et al. (2001) proposent une méthode pour tester l'existence d'une cointégration entre des séries. Il s'agit d'une méthode plus générale que celle développée précédemment. En effet, pour effectuer ce test, les séries n'ont plus l'obligation d'être intégrées du même ordre. On peut donc utiliser des séries qui sont intégrées d'ordre 0 ou 1 alors que dans le cas du test de Johansen, les séries doivent être intégrées du même ordre. Ainsi, Pesaran et al formulent un modèle à correction d'erreur qui dans notre cas peut se présenter comme suit :

$$\Delta LPIB_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LPIB_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LDEP_{t-i} + \alpha_3 LPIB_{t-1} + \alpha_4 LDEP_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

Le test de Fischer est appliqué aux premiers retards des deux variables en niveau pour tester la cointégration. L'hypothèse nulle du test est :

$$H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = 0 \quad (6)$$

La F-statistique est comparée aux deux valeurs tabulées par Pesaran et al (2001). La première valeur correspond à la valeur lorsque la variable explicative est I(0) et la deuxième valeur correspond au cas où celle-ci est I(1). Si la F-statistique est inférieure à la faible valeur, alors il n'y a pas de relation de cointégration. Si elle est entre les deux valeurs, aucune conclusion claire ne peut être tirée. Mais si la F-statistique est supérieure à la valeur élevée, alors il y a cointégration entre les séries. Après qu'on ait déterminé la relation de cointégration, la relation de long terme s'écrit comme suit :

$$LPIB_t = \alpha_0 + \alpha_1 LDEP_t + \mu_t \quad (7)$$

Avec $\alpha_1 = -\frac{\alpha_4}{\alpha_3}$. Quant à la relation de court terme, elle est estimée par la formule :

$$\Delta LPIB_t = \alpha_0 + \alpha_1 ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta LPIB_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta LDEP_{t-i} + \mu_t \quad (8)$$

où ECM_{t-1} est la valeur retardée des erreurs obtenues à partir de la relation de long terme.

3.2.3. Test de causalité

Notre étude cherche à tester la relation de causalité entre les dépenses publiques et le PIB. Dans cette perspective, elle mobilise la notion de causalité au sens de Granger (1988). Une variable Y cause au sens de Granger une variable X si les valeurs passées de Y contribuent à expliquer la valeur contemporaine de X par rapport aux seules valeurs passées de cette dernière. Sur le plan statistique, le test de causalité au sens de Granger revient à un test de significativité globale des coefficients associés aux valeurs passées de la variable causale dans l'équation de la variable causée. Le cadre statistique de ce test suppose la stationnarité des variables en jeu.

Selon Granger, une variable stationnaire X cause une autre variable stationnaire Y, si la connaissance des valeurs passées de X rend meilleure la prédictibilité de Y. En d'autres termes, la variable X ne cause pas Y (au sens de Granger) si :

$$Pr(Y_{t+m}/\Psi_t) = Pr(Y_{t+m}/\Omega_t) \quad (9)$$

où $Pr(*)$ désigne la probabilité conditionnelle, Ψ_t est l'ensemble d'information disponible à la date t et Ω_t l'ensemble d'information obtenu en excluant toute information relative à X de Ψ_t . Si donc les valeurs retardées de X et de Y améliorent l'explication de Y par rapport aux seules valeurs retardées de cette seule variable, alors X cause Y au sens de Granger. Les tests de causalité de Granger consistent alors à examiner si la valeur contemporaine de Y est liée significativement aux valeurs retardées de cette même variable, et des valeurs retardées de X que l'on considère comme la variable causante.

Deux grandes familles de tests de causalité au sens de Granger sont envisageables. On distingue, en premier lieu, les procédures de tests dites séquentielles qui imposent

d'étudier de manière précise la stationnarité des variables et la présence éventuelle d'une relation de cointégration avant de conduire le test de causalité. Lorsque les séries sont intégrées d'ordre un et cointégrées, l'estimation d'un VAR en différences premières n'est pas appropriée ; il convient de reparamétriser le modèle sous la forme d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (Engle et Granger, 1987; Johansen, 1988). L'existence d'une relation de cointégration suggère une causalité dans au moins une direction. Les approches séquentielles permettent ainsi d'effectuer un test de causalité sur la dimension de court terme et un test sur la dimension de long terme (Toda et Phillips, 1993). Ces tests s'effectuent à partir de l'estimation du modèle sous la forme (VAR), éventuellement cointégré (VECM).

La représentation vectorielle à correction d'erreur permet d'écrire :

$$\Delta LPIB_t = \sum_{j=1}^{p-1} [\Theta_{1j} \Delta LPIB_{t-j} + \Theta_{2j} \Delta LD PUB_{t-j}] + \alpha_1 ECM_{t-1} + \xi_{1t} \quad (10)$$

$$\Delta DPUB_t = \sum_{j=1}^{p-1} [\phi_{1j} \Delta LPIB_{t-j} + \phi_{2j} \Delta LD PUB_{t-j}] + \alpha_2 ECM_{t-1} + \xi_{2t} \quad (11)$$

Les tests de causalité consistent à tester à l'aide des tests de Fisher ou de Wald, la nullité des coefficients Θ_{2j} , ϕ_{1j} et α dans les équations précédentes.

Cependant, le recours à ce protocole de tests préliminaires peut conduire à des biais importants potentiels à chaque étape tels que l'inférence causale devienne incertaine (Keho, 2008).

Selon Toda et Yamamoto (1995)⁵, ce qui importe fondamentalement pour l'économiste n'est pas de savoir si les variables sont intégrées voire cointégrées, mais de tester des restrictions matérialisant des hypothèses théoriques. L'approche du test de causalité développée par Toda et Yamamoto (1995) permet d'étudier la causalité dans un système de variables non stationnaires éventuellement cointégrées. La nécessité d'étudier la cointégration est outrepassée par une surparamétrisation non optimale du VAR.

Concrètement, la procédure de Toda et Yamamoto se réalise en deux étapes. Tout d'abord, il s'agit de déterminer l'ordre d'intégration maximal (d_{max}) des séries et le nombre de retards optimal (k) du processus VAR en niveau. Cette étape est réalisée en utilisant les tests de stationnarité. Ensuite, il faut estimer un modèle VAR en niveau augmenté d'ordre $d = k + d_{max}$. Si les séries sont stationnaires, aucun retard additionnel n'est introduit dans le VAR, et la procédure de test suit l'approche standard. En revanche, si les séries sont intégrées d'ordre un, alors un seul retard supplémentaire est introduit dans le modèle. Le modèle qui sert de base pour l'inférence causale est spécifié de la façon suivante :

$$LPIB_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} LPIB_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \alpha_{2i} LPIB_{t-j} + \sum_{i=1}^k \phi_{1i} LDEP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \phi_{2i} LDEP_{t-j} + \zeta_1 t + \mu_t \quad (12)$$

$$LDEP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} LDEP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{2i} LDEP_{t-j} + \sum_{i=1}^k \theta_{1i} LPIB_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \theta_{2i} LPIB_{t-j} + \zeta_2 t + \lambda_t \quad (13)$$

Pour réaliser le test de causalité sur le modèle « augmenté », on applique des tests de restrictions uniquement sur les k premiers coefficients des modèles (12) et (13). Les autres coefficients sont en réalité nuls et sont une surparamétrisation volontaire qui sert à incorporer dans le VAR la dimension potentiellement cointégrée des variables. Ainsi, dans l'équation

⁵ Cité par Keho, Y. (2008)

(12), l'hypothèse que LDEP ne cause pas LPIB revient à tester formellement la nullité des coefficients ϕ_{1i} . De même, dans l'équation (13), l'hypothèse que LPIB ne cause pas LDEP revient à tester la nullité des coefficients θ_{1i} . La statistique de test de Wald modifiée suit asymptotiquement une distribution du chi-deux et reste indépendante de l'ordre d'intégration des variables. La procédure de test est robuste même si les variables sont intégrées d'ordres différents ou possiblement cointégrées (Keho, 2008).

4. RESULTATS EMPIRIQUES

4.1. ANALYSE DESCRIPTIVE

Le tableau 2 donne l'évolution du taux de croissance du PIB en moyenne annuelle des pays de l'UEMOA sur la période 1967-2007. On peut ainsi observer dans le cas du Bénin et du Niger que la période 1996-2000 a été celle qui a enregistré le plus fort taux de croissance (5,35%) alors que la période correspondante pour le Burkina Faso, le Sénégal et le Mali est 2001-2007 où le taux de croissance se situe respectivement à 6,23%, 4,97% et 7,40%. Par contre pour la Côte d'Ivoire et le Togo, cette période est 1967-1980. La longue période de crise des années 80 et début 90 a marqué un ralentissement de l'activité économique à tel point que les pays comme le Mali, le Niger et le Togo ont enregistré un taux de croissance négatif.

Tableau 2: L'évolution du PIB des pays de l'UEMOA(%)

Pays	1967-1980	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1996-2000	2001-2007
Bénin	2,80	4,66	0,89	4,25	5,35	4,75
Burkina Faso	2,97	4,18	2,64	3,84	4,32	6,23
Côte d'Ivoire	6,71	0,32	1,18	1,51	3,21	0,34
Sénégal	2,05	3,23	3,22	1,53	4,42	4,97
Mali	3,98	-2,25	3,86	2,99	5,19	7,40
Togo	4,81	-0,24	2,51	0,61	4,52	1,14
Niger	-	-2,32	2,60	0,81	3,23	1,50

Source: Banque Mondiale (2007) et Banque Africaine de Développement (2007)

Le tableau 3 quant à lui retrace l'évolution en moyenne annuelle du taux de croissance des dépenses publiques. Signalons que lorsqu'on parle de dépenses publiques, on parle des dépenses effectuées par l'Etat en matière de santé, éducation ou formation, des dépenses de fonctionnement de l'administration et des autres dépenses effectuées dans les autres secteurs. Lorsqu'on regarde l'évolution de ces dépenses dans le cas des pays de l'UEMOA, il est à remarquer que de façon globale le taux de croissance de ces dépenses varie d'une période à l'autre et d'un pays à l'autre. Lorsqu'on compare les deux périodes 1991-1995 et 1996-2000, on constate qu'après la dévaluation du FCFA, seules les dépenses de la Côte d'Ivoire ont connu un taux de croissance négatif (-0,98%). Le Bénin (14,79%) et le Sénégal (10,74%) sont les deux pays ayant enregistré le taux de croissance le plus élevé au cours de la période 1996-2000.

Tableau 3: L'évolution des dépenses publiques des pays de l'UEMOA(%)

Pays	1967-1980	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1996-2000	2001-2007
Bénin	5,11	-1,18	2,26	5,21	14,79	1,74
Burkina Faso	8,25	15,45	0,60	2,15	5,37	4,73
Côte d'Ivoire	9,30	-6,49	-4,74	7,62	-0,98	3,98
Sénégal	1,60	2,41	6,62	1,32	10,74	4,31
Mali	4,94	3,18	6,46	-1,93	7,26	5,09
Togo	9,71	-5,51	9,16	-7,66	5,77	-0,88
Niger	-	3,35	6,31	-6,06	5,17	6,16

Source: Banque Mondiale (2007) et Banque Africaine de Développement (2007)

4.2. Test de stationnarité

Le tableau 4 indique qu'à l'exception de la variable dépense publique (DEP) du Mali, les autres séries sont intégrées d'ordre 1. En effet, les tests ADF, PP et KPSS effectués sur les séries en niveau montrent qu'aucune de ces séries n'est stationnaire. Pour ce faire, il a fallu différencier une fois les différentes séries et d'effectuer les mêmes tests précédemment pour obtenir leur stationnarité.

Ainsi, il faut signaler que pour effectuer certains tests comme les tests de cointégration, la méthodologie exige d'abord d'effectuer les tests de stationnarité afin de voir le comportement des séries analysées.

Tableau 4 : Résultats des tests de stationnarité

Pays	variables	En niveau			En différence première			Conclusion I(0)
		ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	
Bénin	LPIB	7,25	7,72	0,18*	-5,40*	-5,35*	0,34	I(1)
	LDEP	-2,47	-2,52	0,11	-6,29*	-6,29*	0,05	I(1)
Burkina Faso	LPIB	2,50	8,43	0,16*	-5,94*	-8,25*	0,07	I(1)
	LDEP	-3,06	-2,33	0,13	-5,96*	-6,07*	0,07	I(1)
Côte d'Ivoire	LPIB	-2,74	-4,00	0,16*	-3,33*	-3,64*	0,13	I(1)
	LDEP	-2,33	-2,43	0,12	-5,32*	-5,27*	0,17	I(1)
Mali	LPIB	4,26	-4,26	0,15*	-6,32*	-4,86*	0,30	I(1)
	LDEP	-3,97*	-4,03*	0,05	-	-	-	I(0)
Niger	LPIB	-2,571	-2,663	0,079	-4,856*	-4,849*	0,134	I(1)
	LDEP	0,763	1,475	0,137	-4,932*	-5,266*	0,252	I(1)
Sénégal	LPIB	4,29	-6,28	0,19*	-7,68*	-7,89*	0,36	I(1)
	LDEP	-3,34	-3,34	0,19*	-6,59*	-7,52*	0,28	I(1)
Togo	LPIB	-3,10	-3,14	0,10	-6,43*	-6,45*	0,05	I(1)
	LDEP	-2,63	-2,64	0,17	-6,34*	-6,34*	0,20	I(1)

Note : * indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%.

Source : Nos calculs

4.3. Test de cointégration

Comme pour la plupart des pays les deux séries sont non stationnaires. Il s'agira ainsi dans cette sous section de faire le test de cointégration pour chaque pays. Le test de cointégration que nous mettons en œuvre ici est le test de Johansen et celui de Pesaran et al. (2001). Les résultats du test de Johansen sont résumés dans le tableau 5 et ceux de Pesaran et al dans le tableau 6.

Tableau 5 : Résultats du test de cointégration de Johansen

Pays	H0		H1		$\lambda - trace$	Valeur critique à 5%	$\lambda - Max$	Valeur critique à 5%
	r=0	r<1	r=1	r=2				
Bénin	r=0	r=1			25,77*	20,26	18,84*	15,89
	r<1	r=2			6,94	9,16	6,94	9,16
Burkina Faso	r=0	r=1			13,41	15,49	11,88	14,26
	r<1	r=2			1,54	3,84	1,54	3,84
Côte d'Ivoire	r=0	r=1			14,65	15,49	8,73	14,26
	r<1	r=2			5,92	3,84	5,92	3,84
Niger	r=0	r=1			17,42	25,87	13,14	19,39
	r<1	r=2			4,28	12,52	4,28	12,52
Sénégal	r=0	r=1			16,80*	15,49	14,03	14,26
	r<1	r=2			2,77	3,84	2,77	3,84
Togo	r=0	r=1			9,89	15,49	9,36	14,26
	r<1	r=2			0,54	3,84	0,54	3,84

Note : r est le nombre de vecteurs de cointégration. (*) indique le rejet de H0 au seuil de 5%.

Source : Nos calculs

Les résultats du test de cointégration de Johansen montrent que seulement les variables de deux pays (Bénin et Sénégal) sont cointégrées.

Tableau 6 : Résultats du test de cointégration de Pesaran et al (2001)

		k	table	F-stat	valeurs critiques à 5%		Conclusion	θ_2
					1 ^{ère} valeur	2 ^{de} valeur		
Bénin	LPIB	1	CI(v)	1,48	6,56	7,30	Pas de cointégration	-
	LDEP		CI(i)	4,34*	3,15	4,11	Cointégration	0,98 (14,90)*
Burkina Faso	LPIB	1	CI(i)	18,82*	3,15	4,11	Cointégration	0,64 (16,24)*
	LDEP		CI(v)	5,56	6,56	7,30	Pas de cointégration	-
Côte d'Ivoire	LPIB	1	CI(i)	5,61*	3,15	4,11	Cointégration	0,47 (2,33)*
	LDEP		CI(i)	4,19*	3,15	4,11	Cointégration	0,27 (2,32)*
Mali	LPIB	1	CI(i)	5,35*	3,15	4,11	Cointégration	0,73 (15,34)*
Niger	LPIB	1	CI(v)	2,66	3,15	4,11	Pas de cointégration	-
	LDEP		CI(i)	2,10			Pas de cointégration	-
Sénégal	LPIB	1	CI(v)	2,59	6,56	7,30	Pas de cointégration	-
	LDEP		CI(iii)	6,96*	4,94	5,73	Cointégration	1,12 (23,93)*
Togo	LPIB	1	CI(v)	5,97	6,56	7,30	Pas de cointégration	-
	LDEP		CI(iii)	2,75	4,94	5,73	Pas de cointégration	-

Notes : les valeurs critiques sont issues de Pesaran et al (2001). θ_2 représente le coefficient de la variable explicative dans la relation de long terme. (*) indique le rejet de l'hypothèse nulle ($\theta_2 = 0$) au seuil de 5%.

Source : Nos calculs

4.3. Estimation et test de causalité

Les résultats du test de causalité de Granger sont présentés dans le tableau 7. Il indique la relation de causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique dans chaque pays. Mais il faut signaler qu'à travers ce test, la relation de causalité n'existe pas pour certains pays.

Tableau 7: Résultats du test de causalité de Granger

Pays	Variables dépendantes	Variables causales		ECM (-1)
		Δ PIB	Δ DEP	
Bénin	Δ PIB	-	0,44 (0,513)	1,11 (0,299)
	Δ LDEP	1,97 (0,168)	-	6,88 (0,012)*
Burkina Faso	Δ PIB	-	0,12 (0,735)	0,29 (0,595)
	Δ LDEP	1,34 (0,255)	-	7,03 (0,011)*
Côte d'Ivoire	Δ PIB	-	0,06 (0,698)	3,65 (0,070)**
	Δ LDEP	3,34 (0,023)*	-	4,44 (0,047)*
Niger	Δ PIB	-	2,46 (0,131)	0,69 (0,414)
	Δ LDEP	0,19 (0,664)	-	2,27 (0,138)
Sénégal	Δ PIB	-	0,03 (0,869))	0,03 (0,870)
	Δ LDEP	0,05 (0,831)	-	11,09 (0,002)*
Togo	Δ PIB	-	0,15 (0,697)	1,30 (0,298)
	Δ LDEP	2,39 (0,131)	-	5,09 (0,03)*

Note : les valeurs entre parenthèses donnent les p-value.

Source : Nos calculs

Le test de causalité au sens de Granger proposé par Toda et Yamamoto révèle une hétérogénéité au niveau des différents pays. Il ressort (tableau 8) qu'il n'y a pas de causalité à double sens. Pour le Bénin et la Côte d'Ivoire, il apparaît une relation de court terme du PIB vers les dépenses publiques (DEP). Ce même résultat a été trouvé par Keho [2004]⁶. Pour le reste des pays, à l'exception du Togo où aucune causalité n'a été relevée, il s'agit d'une relation de causalité allant des dépenses publiques vers le PIB.

⁶ Il s'agit d'une composante des dépenses publiques qui est l'investissement public.

Tableau 8 : Résultats du test de causalité de Toda & Yamamoto

Pays	LPIB cause LDEP		LDEP cause LPIB		Conclusion
	χ^2	P-value	χ^2	P-value	
Bénin	3,69	0,055**	0,05	0,930	LPIB cause LDEP LDEP ne cause pas LPIB
Burkina Faso	1,94	0,860	15,93	0,007*	LDEP cause LPIB LPIB ne cause pas LDEP
Côte d'Ivoire	13,66	0,018*	2,26	0,810	LPIB cause LDEP LDEP ne cause pas LPIB
Mali	2,69	0,260	2,88	0,089**	LDEP cause LPIB
Niger	0,17	0,684	2,82	0,093**	LDEP cause LPIB LPIB ne cause pas LDEP
Sénégal	0,02	0,876	4,32	0,038*	LDEP cause LPIB LPIB ne cause pas LDEP
Togo	0,93	0,968	3,31	0,619	LPIB ne cause pas LDEP LDEP ne cause pas LPIB

Notes : **(**)* indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%(10%).

Source : Nos calculs

4.4. Discussion des résultats et implications de politiques économiques

Dans cette partie, nous analysons les relations causales entre les dépenses publiques et la croissance économique pour chacun des pays de l'UEMOA. Signalons que la technique de causalité que nous analysons ici est celle de Toda et Yamamoto (tableau 8).

De façon générale, les résultats du test de causalité font remarquer que le sens de la causalité n'est pas le même d'un pays à un autre, ce qui permet d'affirmer qu'il y a une certaine hétérogénéité de la causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique au sein des pays de la zone UEMOA.

Le tableau 8 résume l'ensemble des relations de causalité des différents pays. D'après ce tableau, nous pouvons regrouper la causalité en deux groupes :

(1) : Le premier groupe qui concerne le *Bénin* et la *Côte d'Ivoire* est celui pour lequel c'est le Produit Intérieur Brut (PIB) qui cause les dépenses publiques. Dans ces deux pays, la loi de Wagner est donc vérifiée. En effet, d'après cette loi, « plus la société se développe, plus l'État est dispendieux », ce qui signifie que la part des dépenses publiques dans le PIB augmente avec le revenu par tête. Ainsi, selon Adolph Wagner, l'augmentation des dépenses publiques s'explique par l'apparition de deux catégories de nouveaux besoins : plus l'économie se développe, plus l'État doit investir en infrastructures publiques et d'autre part, plus le niveau de vie de la population augmente, plus celle-ci accroît sa consommation de biens dits supérieurs, comme les loisirs, la culture, l'éducation, la santé, etc. qui sont des biens dont

l'élasticité-revenu est supérieure à 1. En d'autres termes, la consommation de ces biens augmente plus vite que le revenu de la population.

Par ailleurs, d'après nos estimations, à long terme, l'impact du PIB sur les dépenses publiques est positif dans ces deux pays. Cet impact est de 0,98 pour le Bénin et de 0,27 pour la Côte d'Ivoire. Le coefficient associé à la force de rappel est négatif dans les deux pays (-0,35 pour le Bénin et -0,38 pour la Côte d'Ivoire) et significativement différent de zéro au seuil de 5%. Ce qui vient confirmer le fait qu'à long terme les déséquilibres entre les dépenses publiques et le Produit Intérieur Brut se compensent de sorte que les deux séries ont des évolutions similaires.

(2) : *Le deuxième groupe* qui concerne le *Burkina Faso*, le *Mali*, le *Niger* et le *Sénégal* est celui pour lequel ce sont les dépenses publiques qui causent le Produit Intérieur Brut. Dans ces pays, la loi de Wagner n'est donc pas vérifiée. Nos estimations font état de ce qu'à long terme, l'impact des dépenses publiques sur la croissance est différencié par pays : il est positif pour le Burkina Faso (0,64) et le Mali (0,73) et non significatif pour le Niger et le Sénégal. Par ailleurs, signalons qu'à court terme, les estimations relatives aux pays pour lesquels l'impact des dépenses publiques totales sur la croissance s'est avéré non-significatif, font quand même ressortir un signe négatif entre ces deux variables.

Au total, il ressort des estimations effectuées que la causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique est réellement hétérogène au sein de la zone UEMOA. Mais l'impact de l'une ou l'autre variable est différencié par pays. En effet, l'examen des différentes forces de rappel (ou coefficients de correction d'erreur) des équations du modèle à correction d'erreur, montre une forte hétérogénéité des délais de réponse de la croissance économique aux dépenses publiques et des dépenses publiques à la croissance économique dans les différents pays de l'union.

Pour cela, l'intérêt premier de la convergence étant une meilleure transmission des mesures de politique communautaire à l'ensemble des économies de l'union, la recherche d'une convergence accrue des économies de l'Union paraît être à cet égard, la solution idoine susceptible de faire bénéficier les économies de l'union pour éviter l'impact négatif que certains pays pourraient exercer sur leurs voisins (Rosenberg, 1995).

D'un côté, la nécessité de mettre en place un mécanisme de coordination des politiques budgétaires semble faire aujourd'hui l'objet d'un consensus et d'ailleurs elle est reconnue dans le texte du traité d'intégration économique de l'UEMOA ratifié par les Chefs d'Etat des pays membres à la veille de la dévaluation. De l'autre côté, compte tenu de l'hétérogénéité existante, il convient d'améliorer la coordination des politiques de dépenses publiques afin que les externalités positives que cette coordination engendre puissent aller aux pays de l'union.

Comment concilier alors hétérogénéité et coordination optimale ? Cela peut se faire en réfléchissant sur une nouvelle règle budgétaire plus appropriée qui aurait ainsi par rapport à celle qui existe actuellement, le double avantage d'allier souplesse et crédibilité tout en favorisant le rattrapage économique au sein de la zone. Une règle budgétaire souple est une règle qui ne sanctionne pas fréquemment les autorités budgétaires. Or, les gouvernements de la zone UEMOA n'arrivent pas tous et toujours à respecter les critères de convergence budgétaire actuels. En outre, elle semble être systématiquement contraignante pour les petits Etats de l'union qui violent régulièrement les normes et pour qui la causalité entre dépenses

publiques et croissance existe. Par ailleurs, une règle budgétaire est crédible lorsqu'elle sanctionne à bon escient. Or, la règle budgétaire à l'échelle communautaire dans la zone UEMOA interdit tout déficit public. On a par conséquent l'impression que les gouvernements sont limités dans leurs actions alors que les besoins cruciaux de développement se font ressentir. Un plafond imposé sur le déficit public courant peut avoir un biais structurellement dépressif sur la croissance. En effet, les dépenses publiques influencent la croissance pour certains pays.

Si, comme le suggèrent certains travaux théoriques et empiriques récents, la croissance potentielle est influencée par les dépenses publiques qui contribuent à la formation du capital productif ou à accroître sa productivité, les règles de politiques budgétaires qui poussent les gouvernements à réduire ce type de dépenses en cas de difficultés sont doublement néfastes : non seulement, elles engendrent des variations pro-cycliques des politiques budgétaires, mais encore elles abaissent, à chaque récession, le sentier de croissance potentielle de l'économie.

Puisque les dépenses publiques sont indispensables pour certains pays pour impulser la croissance économique et puisqu'une croissance économique élevée engendre des dépenses publiques plus grandes pour d'autres pays, il est indispensable qu'au sein de la zone UEMOA les politiques des droits de douane, des impôts indirects intérieurs, des contingents d'importation et autres doivent faire l'objet d'une coordination effective afin de ne pas engendrer des pertes de recettes pour les pays car la plupart du budget des différents pays de la zone est essentiellement fiscale. Si un pays applique par exemple des droits d'accise de manière à attirer tous les importateurs vers lui, ils causent ainsi un préjudice à son voisin car même les importateurs de son voisin voudront passer par ce pays. Les recettes du voisin se verront donc diminuer, ce qui peut engendrer une faible croissance si ce sont les dépenses qui causent la croissance dans le pays voisin.

5. CONCLUSION

Dans ce travail, la relation entre les dépenses publiques et le produit intérieur brut a été examinée aussi bien selon la démarche de Granger que de Pesaran et al. [2001] puis de Toda et Yamamoto [1995]. La relation de causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique est en général ambiguë. L'objet de la présente étude était de déterminer de façon économétrique le sens de causalité dans le cas des pays de l'UEMOA. Pour cela, grâce au test de causalité de Toda et Yamamoto, nous avons pu montrer qu'il existe une hétérogénéité de la causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique.

Le principal enseignement de la présente étude est que les dépenses publiques peuvent favoriser la croissance des économies des pays tout comme la croissance peut favoriser le fait que les Etats de certains pays soient dispendieux. L'hétérogénéité de la zone UEMOA est telle que les pays présentent des dynamiques dépenses publiques-croissance différentes et donc des politiques budgétaires optimales qui seraient différentes. Cependant, il convient de ne pas oublier que ces pays sont membres d'une même union monétaire. S'il ressort clairement de nos résultats que les stratégies budgétaires optimales pour ces pays ne sont pas similaires, il ne faudrait pas oublier que les politiques budgétaires en zone UEMOA sont contraintes par une norme qui limite à zéro le déficit public, ce qui peut réduire considérablement la marge de manœuvre des autorités nationales dans les pays où la stratégie budgétaire optimale consiste à relever directement le taux d'investissement public.

Ainsi, la pratique d'une politique monétaire unique dans une union hétérogène tend à conclure à la nécessité d'intégrer l'hétérogénéité dans les règles monétaires standard, autant, la question de l'hétérogénéité de l'union doit également être présente dans le processus des arrangements budgétaires en union monétaire. Si les avantages de la coordination par rapport aux politiques différenciées ne sont plus à démontrer, ce qui importe c'est de choisir la bonne coordination qui pourra à terme égaliser entre tous les pays partenaires, les coûts et avantages liés à l'appartenance à l'union.

Pour cela, il est possible de concevoir une règle sur le déficit public qui évite de graves préjudices pour les pays. Ainsi, les autorités chargées de la prise des décisions au sein de l'union doivent réfléchir à la détermination d'un seuil budgétaire optimal différent pour les pays. Un indicateur budgétaire pertinent comme le déficit structurel, c'est-à-dire après corrections des effets conjoncturels sur le déficit total, devrait être pris en compte pour pouvoir révéler l'orientation discrétionnaire de la politique budgétaire de la zone UEMOA. Cette conception d'une nouvelle règle budgétaire en zone UEMOA est particulièrement indiquée dans la mesure où, la plupart des huit pays de la zone étant producteurs et exportateurs des matières premières comme le coton, le café, le cacao, l'arachide, leurs soldes budgétaires sont fortement sensibles aux évolutions du prix de ces matières sur les marchés mondiaux.

Enfin, les dépenses publiques d'investissement ne doivent pas être contraintes par une norme commune dans l'union. Cela accorderait aux pays de la zone UEMOA des marges de manœuvre conséquentes, leur permettant de mettre en œuvre une relance de grande ampleur pour compenser les effets de la stagnation actuelle de l'activité et, pour certains pays qui en ont besoin, de rattraper économiquement leurs partenaires en améliorant leur offre d'infrastructures publiques et d'éducation, sources de croissance potentielle.

REFERENCES

- [1] Ashipala, J. et Haimbodi, N., 2003, « *The impact of public investment on economic growth in Namibia* », Working Paper N°88.
- [2] Barro, R. 1990, «Government spending in a simple model of endogeneous growth», *the Journal of Political Economy*, Vol.98, N°5 pp. S103-S125
- [3] Ben, S. et Hassad, M., 2006, « *Efficiencie du financement des services publics et croissance économique dans les pays en développement : Analyse en coupe transversale* », Journées scientifiques du réseau « analyse économique et développement »
- [4] Cheng, S. et Tin, W., 1997, « Government Expenditures and Economic Growth in South Korea: A VAR Approach »; *Journal of Economic Development*, Volume 22, Number 1, June 1997, pp.11-24
- [5] Creel, J. et al., 4 juin 2004, « Doit-on oublier la politique budgétaire? Une analyse critique de la nouvelle théorie anti-keynésienne des finances publiques », *Revue de l'OFCE* 92.
- [6] Ebeke, C., 2007 « Hétérogénéité de causalité épargne-investissement en union monétaire et implications pour la coordination budgétaire : Cas de la zone CEMAC », MPRA, document de travail
- [7] Erbaykal, E. et Okuyan, H. A., 2008, « Does inflation depress economic growth? Evidence from turkey », *International Research Journal of Finance and Economics*, Volume13, N°17.
- [8] Ghali, K., 1997, « *Export growth and economic growth: The Tunisian experience* », Department of Economics, College of Business and economics. United Arab Emirates University, P.O. Box 17555 Al Ain. The United Arab Emirates.
- [9] Josaphat P., Kweka et Oliver, M., 1999: « *Government spending and economic growth: Empirical Evidence from Tanzania (1965-1996)* »; Credit and School of Economics, University of Nottingham
- [10] Keho, Y., 2004, « *Impact de l'investissement public sur la croissance en Côte d'Ivoire* », Politique Economique et Développement (PED), N° 103, Octobre 2004, CAPEC-CIRES, Abidjan, Côte d'Ivoire.
- [11] Keho, Y., 2008, « *Investissement public, amélioration du niveau de vie et croissance en Côte d'Ivoire : une analyse structurelle cliométrique* », Politique Economique et Développement (PED), N° 103, Octobre 2004, CAPEC-CIRES, Abidjan, Côte d'Ivoire.
- [12] Lucas, R. 1988, « On the mechanics of economic development », *Journal of monetary economics*, Vol.22 pp.3-42
- [13] Mills, Ph. et Quinet, A., 1994, « Dépenses publiques et croissance », *Revue Française d'économie*, vol. VII, n°3, pp.29-60
- [14] Mohan, R. et Nandwa, B. 2007, « *Testing export-led growth hypothesis in Kenya: An ADRD bounds tests approach* », MPRA, Working Paper

- [15] Nubukpo, K. K. , 2003, « *Dépenses publiques et croissance des économies de l'UEMOA* » CIRAD.
- [16] Oteng-Abayie, E. F. et Frimpong, J. M., 2006, « Bounds testing approach to cointegration : An examination of foreign direct investment trade and growth relationships », *American journal of applied sciences*, Vol. 3 N°11 ,pp 2079-2085.
- [17] 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.19 pp.481-500
- [18] Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R.J.,2001,« Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships », *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No. 3, pp.289-326
- [19] Romer, P. 1986 «Increasing returns and long-run growth», *the Journal of Political Economy*, Vol.94, N°5 pp. 1002-1037
- [20] Rosenberg, C.,1995 « *La coordination des politiques budgétaires au sein de l'UEMOA après la dévaluation* », Fonds Monétaire International, Document de Travail N°95/25
- [21] Safa, D., 1999 « *Cointegration analysis-causality testing and wagner's law: the case of turkey, 1950-1990* »; Department of Economics, University of Leicester.
- [22] Toda, H. Y. et Yamamoto, T., 1995, « Statistical inference in vector auto regressions with possibly integrated process », *Journal of econometrics* 66, pp. 225-250