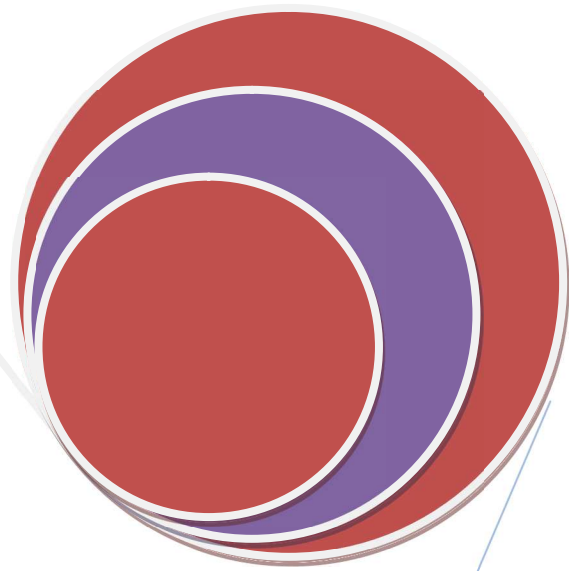
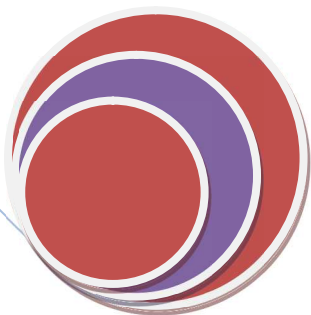


REPUBLIQUE DU BENIN

CENTRE D'ETUDE ET D'ANALYSE STATISTIQUES
(C.E.A.S)



IMPACT DES DEPENSES PUBLIQUES SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE AU BENIN

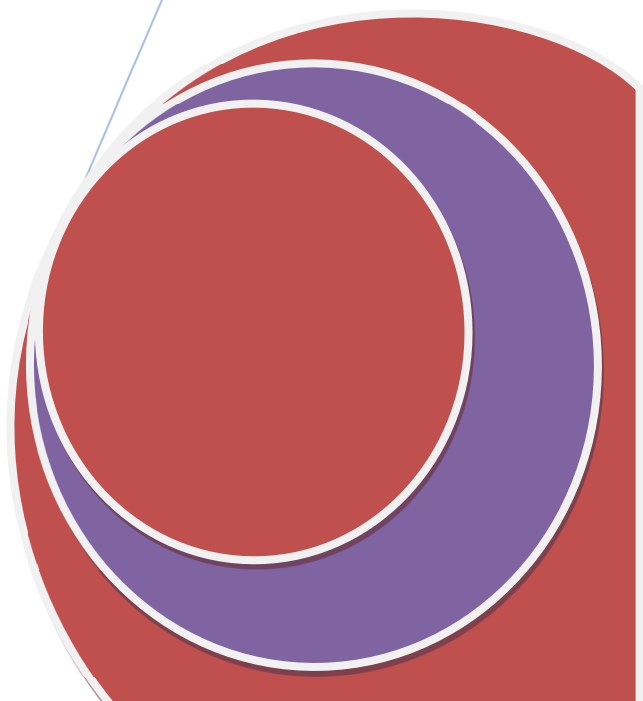
Réalisé par

Gérard AHYI

Ingénieur Statisticien Economiste

Consultant Indépendant

Juin 2017



SOMMAIRE

Introduction	1
1. REVUE DE LITTERATURE	2
2. DONNEES ET METHODOLOGIE	5
2.1 Données	5
2.2 Méthodologie	5
3. LES RESULTATS DE L'ETUDE	7
3.1 Etude de la stationnarité des séries	7
3.2 Etude de la cointégration	10
3.3 Spécification du modèle VAR.....	11
3.4 Test de causalité de GRANGER	13
3.5 Analyse impulsionnelle du modèle VAR	13
3.6 Décomposition de la variance	14
Conclusion	16

Liste des tableaux

<u>Tableau 1</u> : Test de racine unitaire sur les séries en niveau	9
<u>Tableau 2</u> : Test de racine unitaire sur les séries en différence première	9
<u>Tableau 3</u> : Critère de sélection du nombre optimal de retards	10
<u>Tableau 4</u> : Résultats du test de trace	11
<u>Tableau 5</u> : Test de valeur propre maximale	11
<u>Tableau 6</u> : Estimation du modèle VAR	12
<u>Tableau 7</u> : Test de causalité au sens de Granger	13
<u>Tableau 8</u> : Décomposition de la variance du PIB	15
<u>Tableau 9</u> : Décomposition de la variance du DEP	15

Liste des graphiques

<u>Graphique 1</u> : Evolution du PIB et dépenses publiques	8
<u>Graphique 2</u> : Evolution du ratio DEP/PIB	8
<u>Graphique 3</u> : Réponse du PIB suite à un choc des dépenses publiques	14
<u>Graphique 4</u> : Réponse des dépenses publiques suite à un choc du PIB	14

INTRODUCTION

Comme le note Sagou (1997), parmi les équilibres les plus étudiés, et souvent les plus exposés, tant sur le plan politique qu'économique et financier, il y a évidemment l'équilibre budgétaire. Son importance s'explique en grande partie par le fait que le budget, dans tous les Etats modernes, est et reste encore l'instrument par excellence de l'intervention de l'Etat dans l'économie.

La pratique de l'équilibre budgétaire via les dépenses publiques, même si elle est au centre des politiques économiques contemporaines, est certes un facteur déterminant, mais n'est pas la seule préoccupation dans la mise en place et le suivi d'une politique économique. En fait, l'équilibre comptable du budget importe moins que l'impact des finances publiques sur les variables macro-économiques fondamentales (Gupta et al, 2002). En raison de l'ouverture économique internationale qui est une contrainte pour tous les pays, et en particulier le Bénin, le raisonnement consiste à considérer l'Etat comme un agent économique qui ne doit pas vivre au dessus de ses moyens (Sagou, 1997). Il faut tout de même noter que les dépenses publiques ont toujours causé des problèmes de suivi dans les pays africains.

Empiriquement, les dépenses publiques comptent pour plus de 80% du PIB en Afrique ; au Bénin, ce ratio tourne autour de 76% (Statistiques de la BCEAO, 2013). On constate donc que la majeure partie du PIB est consacrée aux différentes dépenses publiques qui sont dues pour la plupart aux dépenses effectuées par l'État, les administrations de Sécurité sociale, les collectivités territoriales et les administrations qui leur sont rattachées. Elles peuvent être classées en trois catégories :

- les dépenses de fonctionnement, qui servent à la bonne marche des services publics sans y apporter d'amélioration (dépenses courantes de personnel et d'entretien) ;
- les dépenses de transfert en nature, principalement la fourniture de services publics comme l'hospitalisation ou l'enseignement à titre gratuit, ou en numéraire (ex : subventions aux entreprises, pensions de retraite, allocations familiales ...) ;
- les dépenses d'investissement, qui visent à renouveler ou à accroître le capital public (ex : achats de matériels et de mobiliers, constructions de bâtiments et d'infrastructures).

A la lumière de ce qui précède, il apparaît opportun d'accorder une importance particulière aux relations pouvant exister entre les dépenses publiques et la croissance du PIB du Bénin en vue de mieux cibler l'économie béninoise par une bonne politique économique à travers les variations de la dépense publique.

La présente exploration vise à étudier l'impact des dépenses publiques au Bénin dans sa relation avec la croissance économique à travers l'analyse économétrique de ses effets sur la variable macro-économique qu'est le PIB réel (PIB à prix constant). Les outils modernes d'analyse des séries temporelles et la modélisation VAR seront d'une importance capitale pour cette étude.

1- REVUE DE LITTERATURE

Le lien entre les dépenses publiques et la croissance a été beaucoup abordé par les auteurs keynésiens d'autant qu'il met en avant le rôle de l'Etat comme acteur économique. Car soutenir que les dépenses publiques déterminent la croissance suppose de fait l'adoption de l'intervention de l'Etat dans le fonctionnement de l'économie. En effet, comme le souligne Stiglitz, les imperfections du marché empêchant l'économie d'être efficiente au sens de Pareto (on peut citer la concurrence imparfaite, les biens publics, les externalités, l'asymétrie d'information, l'information incomplète, le chômage et l'inflation qui sont autant de contre courants au fonctionnement parfait des marchés), il est nécessaire que l'Etat intervienne comme un gendarme pour en assurer la régulation.

Par ailleurs, même à l'optimum de Pareto, cette intervention se justifie toujours d'autant plus qu'il faut d'une part assurer la redistribution des revenus, et d'autre part veiller à une éthique des affaires pouvant garantir le bien être social maximum. En somme, l'intervention est nécessaire, même si elle ne conduit pas toujours à la croissance comme finalité (car n'étant pas la seule cause de la croissance), elle peut d'une certaine manière catalyser la croissance.

C'est pourquoi, nous notons plusieurs pistes en exploration. D'abord, les effets ou mutuels entre la croissance et les dépenses publiques. Ensuite, les contributions orientées et variées des différentes branches des dépenses publiques sur la croissance. Puis, la contribution des dépenses publiques à la croissance en tenant compte des autres composantes de la demande globale telles que l'investissement, la consommation ou les mesures politiques.

Tous ces travaux peuvent se résumer en deux axes conceptuels: l'axe de A. Wagner avec l'endogénéisation des dépenses publiques et l'axe de R. Barro qui considère les dépenses publiques comme exogènes. Dans le premier cas, l'auteur a établi que le développement économique entraîne l'augmentation plus que proportionnelle des dépenses publiques, l'augmentation du ratio des dépenses publiques par rapport au produit. Plus un pays serait développé et plus sa part de dépenses publiques dans le PIB serait importante. Cette idée est à sens unique et peut être testée empiriquement par des tests de causalité. Dans le deuxième cas, les dépenses publiques sont exogènes. Ce sont elles qui déterminent la croissance économique. Mais, avec le modèle de R. Barro, l'augmentation des dépenses improductives dans les investissements collectifs peut réduire la productivité marginale des dépenses totales, même si elles améliorent le bien-être individuel. Actuellement des extensions néoclassiques (Cf. Baxter & King (1993)) sont apportées à ce modèle par l'introduction d'un facteur travail variable alors que le modèle d'équilibre général de départ le fixait. De plus, elles incorporent aussi des interactions dynamiques entre le capital et le travail. La faiblesse de nos données ne nous permettra pas de mettre en œuvre ce modèle néoclassique. Nous utiliserons l'approche qui correspondra aux statistiques disponibles. Mais avant tout, examinons d'abord ce qui a pu se faire dans certains pays ou régions du monde.

Au Sénégal, les études ont abouti à un modèle économétrique qui met en relation le taux de croissance du PIB par tête en fonction des variables explicatives du taux de croissance du PIB par tête décalé, du ratio des dépenses en capital au PIB, du ratio des dépenses courantes au PIB, des recettes budgétaires au PIB, du déficit budgétaire et de l'inflation. Ce modèle est estimé par la Méthode des Moindres Carres Ordinaires (MCO) avec une représentation à correction d'erreurs sur une période d'étude de 1970 à 1999. Les résultats obtenus ont permis de confirmer l'hypothèse selon laquelle les dépenses publiques en capital ont un impact positif et significatif sur la croissance économique au Sénégal; et d'infirmer l'hypothèse que les dépenses de fonctionnement ont un impact positif sur la croissance économique au Sénégal.

Par contre, en Pologne, les instabilités politique, monétaire et financière n'ont pas permis de conclure ne fût-ce qu'à une relation unilatérale entre les dépenses publiques et la croissance.

Les politiques mises en place ciblaient les dépenses de fonctionnement au point que leur part l'a emporté par rapport aux dépenses d'investissement sur le total des dépenses publiques, au point de presque les opposer à la croissance.

Alors qu'en Suède, les études ont trouvé que la part de dépenses privées qu'il faut sacrifier au profit des dépenses publiques pour la croissance économique varie suivant la structure des dépenses publiques, c'est-à-dire les poids des différents types de dépenses concernées. Car les effets multiplicateurs des dépenses publiques sur la croissance résultent des hausses isolées émanant des différents types publics de dépenses. Toutes les dépenses publiques ne varient pas de la même manière et n'agissent pas dès lors de la même façon sur la croissance. Ce qui a remis à jour la dichotomie dépenses privées – dépenses publiques.

Aux Etats-Unis, trois auteurs, S. Ambler, L. Phaneuf et E. Girard (1996)⁹ ont estimé un processus stochastique multi varié qui incorpore trois types de dépenses publics : dépenses de consommation, dépenses d'investissement et dépenses de base. Ils analysent l'effet des dépenses publiques sur l'activité économique et le cycle dans un modèle néoclassique qui incorpore également des interactions dynamiques entre le capital et le travail. Le travail y est soit divisible, soit indivisible. Une amélioration du travail de Baxter et King. Ils estiment un système d'auto régression vectorielle composé de quatre variables : le résidu de Solow et les trois catégories de dépenses publiques, complété par une simulation des multiplicateurs. Les résultats sont de trois ordres :

- Le modèle peut engendrer des effets multiplicateurs des chocs sur les dépenses publiques quand ces chocs sont permanents suivant le mode de financement.
- L'effet des changements est très sensible à la manière dont les dépenses publiques sont financées. En général, l'effet des chocs est plus tôt faible, car les multiplicateurs dans la majorité des cas sont inférieurs à 1.
- L'incorporation des chocs sur les dépenses publiques permet d'obtenir des corrélations entre les composantes des dépenses publiques et le PNB qui sont en général conformes aux faits. Les dépenses publiques ne peuvent affecter à court terme le niveau de productivité de l'économie. Mais ce travail souffre d'une insuffisance qui porte sur l'impact du traitement des statistiques du travail sur le comportement des dépenses publiques. Pour y remédier, l'implication par exemple des rigidités nominales serait nécessaire.

En Europe, trois auteurs viennent de publier sur le rôle des dépenses de consommations publiques sur la croissance. L'étude couvre la période de 1960 à 2002, et concerne tous les pays de la zone sauf l'Angleterre, le Luxembourg et la Suède qui sont exclus pour des données extrêmes (outliers). Le problème qu'ils posent consiste à savoir si la contribution des Etats (européens) à la croissance est négative ou non. Ou encore, faut-il réduire son apport ou l'accroître ? Dans leur étude, ils adressent empiriquement la question de l'endogénéité et de l'exogénéité des dépenses publiques et la détermination de la taille optimale de l'Etat pour l'Union Européenne (E.U).

En somme, ils ont pu constater que: Les dépenses publiques corrélées positives à la croissance. La taille de l'Etat se comporte comme une variable avec mémoire longue ; de fait elle ne peut pas être considérée comme contrôlée en courte période. La loi de Wagner est réellement confirmée en Europe. Au niveau individuel le modèle de Barro conduit, pour une partie des économies, à des dimensions bien supérieures aux dimensions effectives.

Au terme de cette revue de littérature, on constate simplement que les études sont nombreuses et les pistes d'orientations sont plurielles au point où sur une seule voie, des ramifications conceptuelles abordent la même problématique différemment. Le souci d'amélioration et les particularités de données statistiques imposent de tels comportements. Raisons pour laquelle nous nous intéressons au cas du Bénin.

2- DONNEES ET METHODOLOGIE

2.1 Données

Les données utilisées proviennent de la base de la BCEAO. Ce sont des chiffres en termes réels entre 1980 et 2013. Nous les avons préférées en volume (prix courant, base 1993) afin de ne pas traîner les biais dus aux conversions. On dispose de deux variables : DEP pour les dépenses publiques et PIB pour le produit intérieur brut. Pour des raisons d'aisance dans la manipulation des chiffres et à l'interprétation des coefficients estimés, nous allons transformer ces différentes variables en logarithme : On obtient ainsi les nouvelles variables LDEP et LPIB.

2.2 Méthodologie

L'approche méthodologique adoptée dans le cadre de cette exploration est basée sur des tests économétriques.

2.2.1 Tests de stationnarité des séries de dépenses publiques et PIB

Les tests de stationnarité que nous mettrons en œuvre seront essentiellement les tests de Dickey Fuller augmenté (ADF), et le test de Phillip Perron (PP).

Les tests ADF et PP de racines unitaires

Pour tester la stationnarité des deux séries, nous avons utilisé les tests classiques ADF (*Dickey-Fuller Augmenté*) et de Philips Perron. Ceux-ci testent l'hypothèse nulle (H_0) d'existence de racine unitaire contre l'hypothèse alternative de non-présence de racine unitaire dans la série. Nous testons l'hypothèse nulle de racine unitaire en comparant la t -statistique du coefficient ϕ aux valeurs tabulées par Dickey et Fuller. La règle de décision est la suivante :

- Si la t -statistique est supérieure à la valeur critique on accepte l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire (série non stationnaire).
- Si par contre, elle est inférieure à la valeur critique, on rejette l'hypothèse nulle, la série est donc stationnaire.

2.2.2 Tests de cointégration

La cointégration introduite par Engle et Granger permet d'identifier la véritable relation entre deux variables en recherchant un vecteur de cointégration. La notion de cointégration permet donc de définir statistiquement la notion économique d'équilibre de long terme entre variables économiques.

La régression d'une série non stationnaire sur des séries non stationnaires peut entraîner ce qu'on appelle les régressions fallacieuses ; mais il arrive que des séries non stationnaires et intégrées du même ordre forment une combinaison stationnaire. L'idée sous-jacente à la cointégration est qu'à court terme, les séries peuvent être divergentes (toutes non stationnaires) mais à long terme elles vont évoluer ensemble. Ainsi il existe une relation stable de long terme ou une relation de cointégration entre les variables et on dit que les séries sont cointégrées. Littéralement, deux variables seront dites cointégrées si elles sont intégrées de même ordre et si on peut trouver une combinaison linéaire de ces variables qui est intégrée d'ordre inférieur.

Dans l'analyse des VAR, la méthode de Johansen est couramment utilisée pour tester la cointégration entre les variables d'un processus vectoriel. Cette méthode permet de s'affranchir des contraintes de la procédure proposée par Engle et Granger notamment l'existence d'une seule relation de cointégration. Notons que

ce test est séquentiel et teste d'abord l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration contre l'existence d'au moins une relation de cointégration. Si l'hypothèse nulle est acceptée la procédure s'arrête, dans le cas contraire on teste l'hypothèse d'existence d'une relation contre l'existence d'au moins deux relation et ainsi de suite. Le nombre maximal de relation de cointégration est égal à $k-1$ (k = nombre de périodes d'observation).

Cette propriété de cointégration des variables permet ainsi d'éviter les risques de régressions fallacieuses et implique une correction du modèle (VECM) du fait de l'existence d'une relation de long terme. Ce qui implique que si au moins une relation de cointégration est validée par cette étape, l'étude se fera sur la base d'un modèle dit à correction d'erreur (VECM). Dans le cas contraire, l'étude se poursuivra avec le VAR spécifié à l'étape précédente. Les modèles à correction d'erreur sont donc des modèles dynamiques intégrant à la fois les évolutions de court terme et de long terme des variables.

3- LES RESULTATS DE L'ETUDE

Dans cette partie, nous allons maintenant présenter les résultats des tests économétriques de l'impact des dépenses publiques sur le PIB au Bénin.

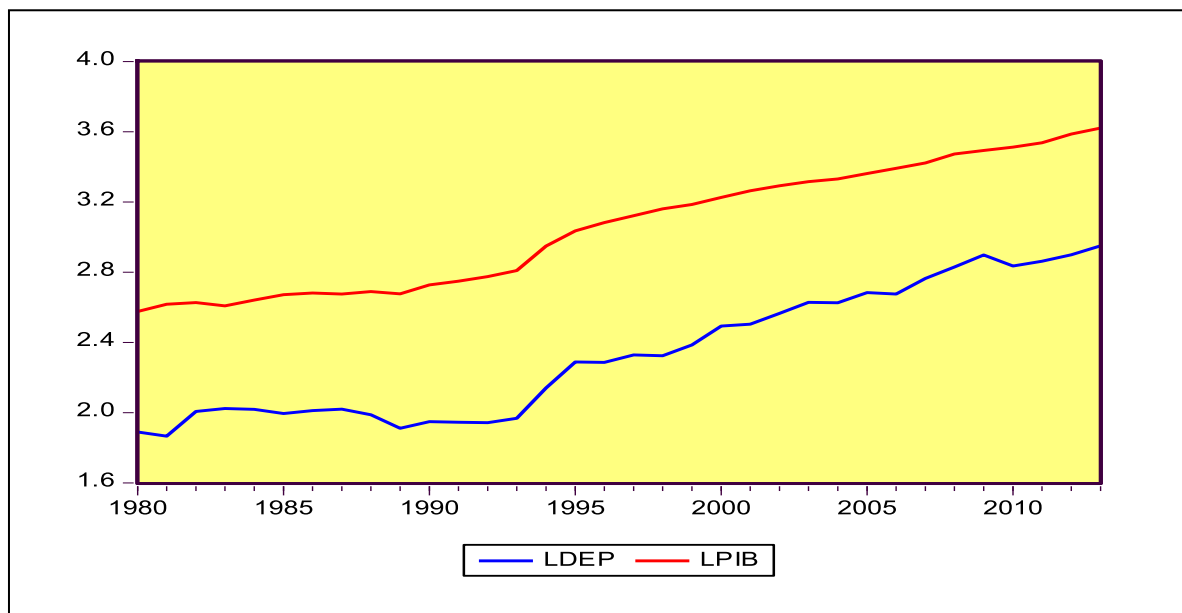
3.1 Etude de la stationnarité des séries dépenses publiques et produit intérieur brut

Ceci constitue la première étape de la mise en œuvre de notre approche économétrique.

3.1.1 Evolution des dépenses publiques et du produit intérieur brut

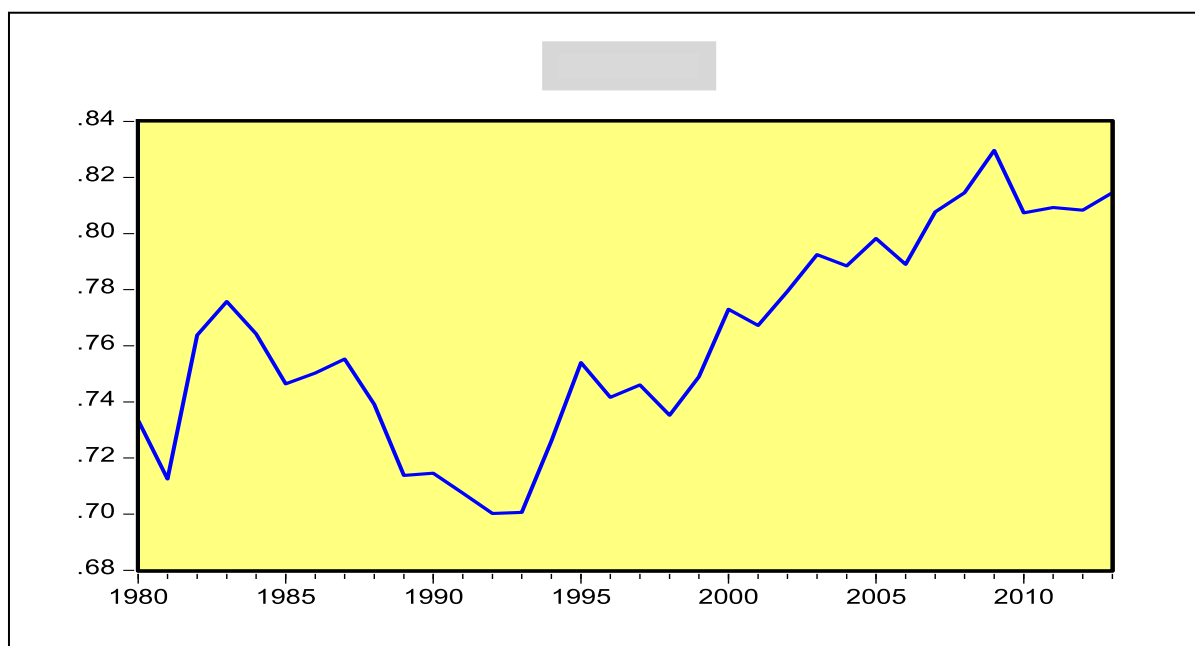
L'étude de l'évolution des séries est importante ici car elle nous permettra d'identifier visuellement les dates de ruptures éventuelles de tendance au niveau des différentes séries. Le graphique 1 ci-dessous est la représentation de l'évolution de la dépense publique du Bénin en pourcentage du PIB courant ; tandis que graphique 2 est celle du ratio DEP/PIB.

Graphique 1 : Evolution du PIB et des dépenses publiques



Le graphique ci-dessus nous permet de constater une évolution des deux agrégats dans le sens positif au cours de la période 1980- 2013. Aussi, il faut noter que ces agrégats ont une évolution remarquable et parallèle sur cette même période. Il faut cependant souligner que la part des dépenses publiques dans le PIB est en moyenne de 76,69% pour toute la période d'observation d'une part et de 80,54% pour la période de 2003-2013 d'autre part. L'évolution de ce ratio est représentée sur le graphique suivant.

Graphique 2 : Evolution du ratio DEP/PIB



3.1.2 Etude de racine unitaire

Elle se fera pour les deux séries, suivant le test de non stationnarité de Dickey Fuller Augmenté et de Phillips Perron.

Tableau 1 : Test de racine unitaire sur les séries en niveau

Modèle		ADF		Phillips Perron		Conclusion
		T-test	Valeur critique 5%	T-test	Valeur critique 5%	
LDEP	Sans trend ni Constante	3,28	-1,95	4,22	3,23	Non stationnaire
LPIB	Sans trend ni Constante	2,74	-1,95	-1,65	-1,95	Non stationnaire

Les résultats des différents tests indiquent que les séries ne sont pas stationnaires en niveau au seuil de 5%, puisque leurs valeurs empiriques des statistiques d'ADF et de Phillips Perron sont supérieures à celles des seuils critiques au seuil de 5%.

Nous sommes donc amenés à tester leur stationnarité sur les séries en différence premières. Les différentes conclusions issues de ce test sont consignées dans le tableau ci-dessous.

Tableau 2 : Test de racine unitaire sur les séries en différence première

Modèle		ADF		Phillips Perron		Conclusion
		T-test	Valeur critique 5%	T-test	Valeur critique 5%	
DLDEP	Constante	-5,01	-3,65	-5,01	-3,67	Stationnaire
DLPIB	Constante	-3,65	-2,95	-2,95	-1,95	stationnaire

Les résultats des différents tests indiquent que les séries sont stationnaires en différence première au seuil de 5%. En effet, les tests ADF et Phillips Perron sur la série DLPIB ont des T-test inférieurs aux valeurs critiques au seuil de 5%. De même, les tests effectués sur la série DLDEP indiquent que celle-ci est stationnaire en différence première puisque les valeurs des T-test sont inférieures aux valeurs critiques au seuil de 5%. Au vu de ces résultats, nous retenons que les deux séries en présence sont intégrées d'ordre 1 : au Bénin, les dépenses publiques et le Produit intérieur brut sont donc intégrées d'ordre 1.

Puisque les séries sont intégrées du même ordre, l'idée d'une relation de long terme pouvant exister entre ces deux variables doit être étudiée.

3.2 Etude de la cointégration

Nous allons utiliser le test de Johansen pour étudier la cointégration entre les deux variables (le test de cointégration de Johansen est plus efficace que la procédure d'Engle et Granger). Ce test utilise les estimateurs du maximum de vraisemblance pour tester la cointégration des séries.

Procédure de test de Johansen

Pour effectuer le test de la trace, la spécification à retenir dépend de :

- l'absence ou la présence de constante dans le modèle à correction d'erreur ;
- l'absence ou la présence de constante et de tendance dans les relations de cointégration.

Tableau 3 : Critère de sélection du nombre optimal de retards

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	125.0994	164.9336*	9.30e-07*	-8.213750*	-7.930861*	-8.125153*
2	127.2188	3.508045	1.06e-06	-8.084057	-7.612575	-7.936395
3	128.1614	1.430046	1.33e-06	-7.873197	-7.213123	-7.666470
4	129.9665	2.489847	1.58e-06	-7.721827	-6.873161	-7.456035
5	132.6628	3.347196	1.80e-06	-7.631920	-6.594661	-7.307064

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

La méthode de cointégration de Johansen passe d'abord par une estimation VAR. Le nombre de retards optimal retenu par les critères d'information est un pour un nombre maximal de retards égal à cinq. Les résultats du test de sélection sont dans le tableau 3 ci-dessus. Ainsi on estime d'abord un VAR(1) avant de faire le test de cointégration. Le test de cointégration de Johansen utilise deux statistiques de test à savoir la statistique de la valeur propre maximale et la statistique de la trace.

Nous effectuons ici le test de la trace en supposant la présence d'une tendance linéaire dans l'évolution des deux séries (modèle 3 sur Eviews). Ceci vient du fait que les séries en niveau semblent être caractérisées par un trend linéaire (voir graphique 1). Les résultats du test de la trace figurent dans le tableau 4.

Tableau 4 : Résultats du test de trace

Nombre de relation de cointégration	Valeurs propres	Statistique de la trace	Valeur critique à 5%	Valeur critique à 1%
r=0	0.205597	7.365975	15.49471	19.93711
r=1	2.18E-05	0.000696	3.841466	6.634897

Les résultats du test montrent qu'il n'y a pas de cointégration entre les dépenses publiques et le PIB. La première hypothèse nulle à savoir l'absence de relation de cointégration est acceptée car la statistique de la trace est inférieure à la valeur critique au seuil de 5%. On s'arrête donc en concluant qu'il y a absence de cointégration entre les dépenses publiques et le PIB. Le tableau 5 contient les éléments du test de la valeur propre maximale.

Tableau 5: Test de valeur propre maximale

Nombre de relation de cointégration	Valeurs propres	Statistique de la valeur propre	Valeur critique à 5%	Valeur critique à 1%
r=0	0.205597	7.365975	14.26460	18.52001
r=1	2.18E-05	0.000696	3.841466	6.634897

Les résultats de ce test confirment encore l'absence de relations de cointégration entre les dépenses publiques et le PIB car l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre les deux séries n'est acceptée au seuil de 5%. Les dépenses publiques et le PIB ne partagent pas de tendance commune. Nous devons donc retenir une spécification VAR.

3.3 Spécification du modèle VAR

Le modèle VAR analyse les effets de la politique économique, cela au travers les chocs et la décomposition des variances de l'erreur. Ainsi, il s'agira dans cette partie de déterminer les délais, la persistance de l'impact de la variation d'une série sur les autres.

Un modèle VAR est spécifié de façon générale par :

$$Y_t = A + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + C X_t + \varepsilon_t$$

Où Y est le vecteur des variables endogènes ; X est le vecteur des variables exogènes. A , B_i et C sont des matrices à estimer ; p est le retard optimal du modèle obtenu en minimisant les critères d'information d'Akaike ou de Schwartz et ε est le vecteur des erreurs. Le tableau 3 nous a permis de retenir un retard d'ordre 1 dans notre modèle puisque cette valeur minimise à la fois les critères d'information d'Akaike et de Schwartz.

Posons $Y = (DLPIB, DLDEP)$ puisque les séries LPIB et LDEP sont intégrées d'ordre 1. Il n'existe pas de variables exogènes dans notre modèle, ainsi la matrice C est la matrice nulle. Le modèle VAR à estimer est sous la forme suivante :

$$Y_t = A + BY_{t-1} + \varepsilon_t$$

Où A est le vecteur des constantes d'ordre 2, B est la matrice des coefficients d'ordre 2*2 et ε est le vecteur des erreurs d'ordre 2.

Tableau 6 : Estimation du modèle VAR

=====

Modèle VAR:

=====

$$LPIB = C(1,1)*LPIB(-1) + C(1,2)*LDEP(-1) + C(1,3)$$

$$LDEP = C(2,1)*LPIB(-1) + C(2,2)*LDEP(-1) + C(2,3)$$

Estimation du modèle VAR:

=====

$$LPIB = 1,19*LPIB(-1) - 0,18*LDEP(-1) - 0,14$$

$$LDEP = 0,44*LPIB(-1) + 0,59*LDEP(-1) - 0,36$$

Ou sous forme matricielle, on a :

$$\begin{pmatrix} LPIB_t \\ LDEP_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1,19 & -0,18 \\ 0,44 & 0,59 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LPIB_{t-1} \\ LDEP_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0,14 \\ -0,36 \end{pmatrix}$$

L'autocorrélation des erreurs de la série résiduelle du VAR se fait par le test de Multiplicateur de Lagrange (LM test), avec comme hypothèse l'absence de l'auto corrélation des erreurs d'ordre 2. On obtient : LM stat (12) = 11,18 ; P value = 0,02 Le non rejet de l'hypothèse nulle implique l'absence d'auto corrélation de l'erreur du VAR à l'ordre 2. La statistique du Khi-2 à 4 degrés de liberté pour le test d'hétéroscédasticité a une valeur de 17,42 et la P-value associée est 0,13 ; on accepte plutôt l'homoscédasticité au seuil de 5%.

Concernant le test de normalité, la statistique de Jarque Berra est de 4,39 est inférieure à 5,99 ; on conclut donc que les résidus sont normaux. Les tests sur les résidus ont tous conclu positivement, on peut donc vérifier la stationnarité de ce modèle VAR.

3.4 Test de causalité de GRANGER

Les résultats du test de causalité au sens de Granger sont consignés dans le tableau ci après :

Tableau 7 : Test de causalité au sens de Granger

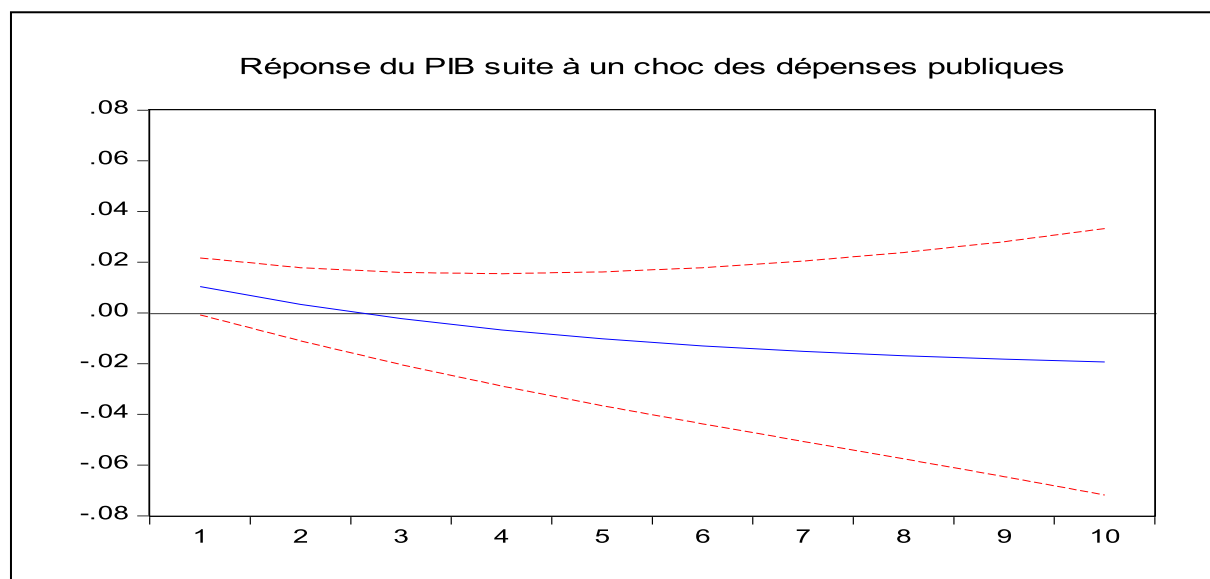
Hypothèse nulle :	Obs	F-Statistic	Prob.
LDEP does not Granger Cause LPIB	32	2.67665	0.0870
LPIB does not Granger Cause LDEP		5.73996	0.0084

Selon le critère de Granger, le PIB cause les dépenses publiques puisque la P-value (0,008) est inférieure à 5% (l'hypothèse nulle étant rejetée). Par contre, les dépenses publiques ne causent pas le PIB pour un même seuil. Il est donc préférable de prédire les dépenses publiques du Bénin en connaissant le PIB que sans le connaître.

3.5 Analyse impulsionnelle du modèle VAR

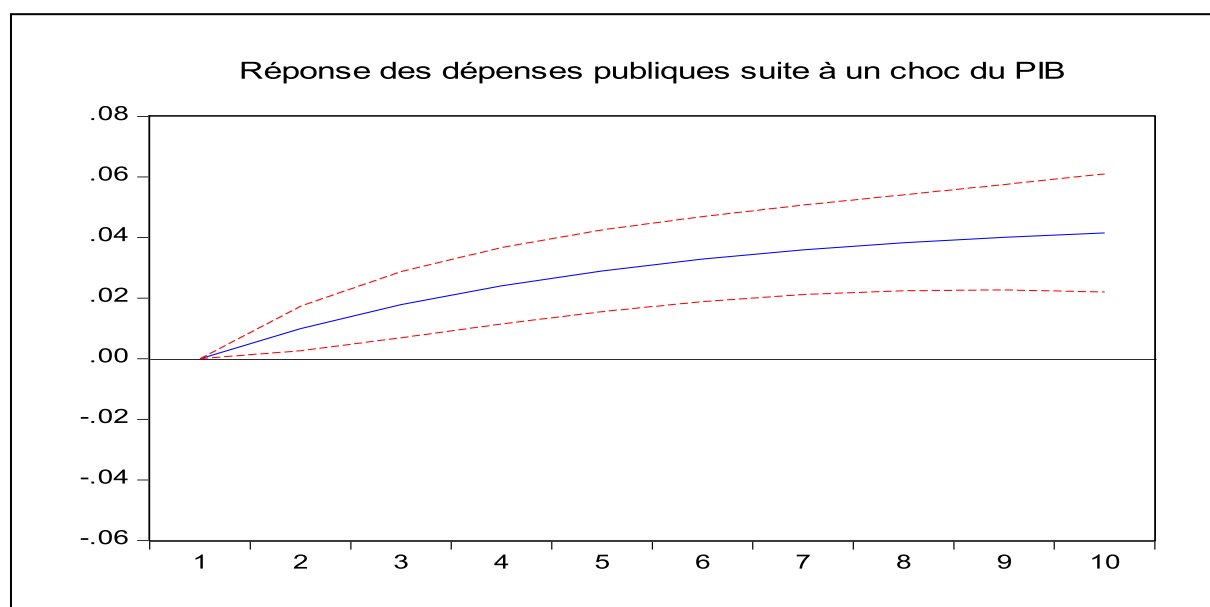
L'analyse d'un choc consiste à mesurer l'impact de la variation d'une innovation sur les variables. Les graphiques qui suivent représentent les réponses à des chocs sur les erreurs des dépenses publiques et du PIB. Pour chaque variable, le choc est égal à l'écart-type de ses erreurs. L'horizon temporel des réponses est fixé à 10 ans.

Graphique 3 : Réponse du PIB suite à un choc des dépenses publiques



Un choc sur les dépenses publiques a une influence instantanée sur le PIB. Ce choc a un impact positif sur le PIB sur les deux premières années puis un effet négatif les années suivantes; l'ampleur maximale de ces effets se situe à la première période. Le délai de persistance de ces chocs est de l'horizon de 10 ans.

Graphique 4 : Réponse des dépenses publiques suite à un choc du PIB



Le graphique ci-dessus retrace la réponse des dépenses publiques suite à un choc sur le PIB. Ce graphique révèle que ce choc n'a pas une influence instantanée sur les dépenses publiques mais a un impact positif sur ces dernières ; l'ampleur du choc est croissante et ces effets persistent sur toute la période de 10 ans.

3.6 Décomposition de la variance

La décomposition de la variance a pour objectif de calculer pour chacune des innovations sa contribution à la variance de l'erreur en pourcentage. Elle nous permet de déterminer dans quelle direction le choc a plus d'impact.

Tableau 8 : Décomposition de la variance du PIB

Années	Ecart-type	LPIB	LDEP
1	0.025849	100.0000	0.000000
2	0.042763	99.66626	0.333745
3	0.056032	98.92582	1.074175
4	0.066878	97.74704	2.252957
5	0.076132	96.12532	3.874683
6	0.084340	94.07213	5.927867
7	0.091859	91.61468	8.385319
8	0.098934	88.79267	11.20733
9	0.105739	85.65550	14.34450
10	0.112397	82.25927	17.74073

Le tableau 8 indique que le choc du PIB explique une très large part dans la dynamique du PIB, même à court terme. De façon générale, ce choc contribue à environ 82% de la variance de prévision du PIB, contre environ 18% pour le choc des dépenses publiques.

Tableau 9 : Décomposition de la variance du DEP

Années	Ecart-type	LPIB	LDEP
1	0.052133	24.07528	75.92472
2	0.077781	43.58162	56.41838
3	0.097947	51.82730	48.17270
4	0.113886	56.76373	43.23627
5	0.126785	60.18150	39.81850
6	0.137444	62.83387	37.16613
7	0.146400	65.04521	34.95479
8	0.154028	66.97261	33.02739
9	0.160597	68.69586	31.30414
10	0.166310	70.25605	29.74395

Le tableau 9 indique que le choc des dépenses publiques explique environ 30% de la variance de sa prévision contre 70% pour le choc du PIB. Il faut remarquer que ce choc décrit, dès la première année du choc, 24% de la variance du PIB.

CONCLUSION

Tout au long de ce travail, nous avons d'abord retracé les acquis théoriques qui touchent les dépenses publiques et la croissance économique. Puis nous avons mis en avant les données que nous disposions pour mettre au point le fait que les dépenses publiques au Bénin respectent la loi de Wagner. Les méthodes d'estimations des VAR et de cointégration ont été concernées. Le test de causalité de Granger nous a permis de confirmer la loi de Wagner. Enfin, un choc positif du PIB se traduit par un effet positif persistant sur les dépenses publiques.