

REPUBLICQUE DU BENIN

MINISTERE DE L'ENSEIGNEMENT SUPERIEUR ET DE LA RECHERCHE
SCIENTIFIQUE



UNIVERSITE D'ABOMEY-CALAVI



ECOLE NATIONALE D'ECONOMIE APPLIQUEE ET DE MANAGEMENT

MEMOIRE DE FIN DE FORMATION DU CYCLE II

Option: Economie Appliquée

Filière: Statistique

THEME

DEPENSES PUBLIQUES ET CROISSANCE
ECONOMIQUE AU BENIN : UNE ETUDE
EN TERMES DE CAUSALITE

REALISE ET SOUTENU PAR :


Rodrigue KANHO

SOUS LA DIRECTION DE :

Abraham BIAOU
Statisticien économiste,
Directeur des Statistiques et
des Etudes Economiques à
l'INSAE

Année Académique : 2011-2012

AVERTISSEMENT



L'ÉCOLE NATIONALE D'ÉCONOMIE
APPLIQUÉE ET DE MANAGEMENT
N'ENTEND DONNER AUCUNE
APPROBATION NI IMPROBATION AUX
OPINIONS EMISES DANS CE MÉMOIRE.
CES OPINIONS DOIVENT ÊTRE
CONSIDÉRÉES COMME PROPRES À
LEURS AUTEURS.

DEDICACES

✚ A ma chère mère, **Lucie AHOUNOU** ;

Que le Tout-Puissant veille sur toi pour que tu puisses bénéficier des fruits de tes efforts et de tous les sacrifices consentis ;

✚ A mon cher père, **André Y. KANHO** ;

Trouve ici un début d'accomplissement de tes désirs ;

✚ A mes frères et sœurs, **Diane, Ezechias et Grâce** ;

Pour votre soutien et solidarité.

Je dédie ce travail

REMERCIEMENTS

Nous sommes reconnaissants envers tous les professeurs de la filière statistique de l'Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management (ENEAM) qui ont assuré notre formation et qui, à travers les pratiques méthodologiques, ont suscité en nous le goût de la recherche. Ce travail est le fruit de vos sacrifices consentis à notre égard aussi contraignants qu'ils soient. Veuillez bien trouver ici le témoignage de notre profonde gratitude.

Nos sincères et profondes reconnaissances à :

- ❖ M. Alexandre BIAOU, Directeur de l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE) ;
- ❖ M. Abraham BIAOU, Directeur des Statistiques et Etudes Economiques à l'INSAE, Tuteur de ce mémoire qui, malgré ses nombreuses occupations et sa lourde responsabilité, a su nous faire bénéficier de sa disponibilité ;
- ❖ M. Roméo ADJOVI, Chef du Service Statistiques et Etudes des Activités Tertiaires à l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE);
- ❖ M. Sabirou ALIOU, M. Marcel BINOI, M. Priam TOFFOUN, cadres de la Direction de la Programmation et de la Prospective du Ministère du Développement, de l'Analyse Economique et de la Prospective ;
- ❖ Tous ceux qui, d'une manière ou d'une autre, ont contribué à la réalisation de ce mémoire et dont les noms n'ont pas été mentionnés.

SIGLES ET ABBREVIATIONS

ADF : Augmented Dickey-Fuller

BTP : Bâtiments et Travaux Publics

DGAE : Direction Générale des Affaires Economiques

DSEE : Direction des statistiques et des Etudes Economiques

DTI : Droits et Taxes sur les Importations

ECM : Error Correction Model

ENEAM : Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management

INSAE : Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique

LDEP : Logarithme népérien de dépenses publiques

LPIB : Logarithme népérien du Produit Intérieur Brut

PIB : Produit Intérieur Brut

PNUD : Programme des Nations Unies pour le Développement

PP : Phillips-Perron

TVA : Taxe sur Valeur Ajoutée

VAR : Vector Auto-Regression

VECM : Vector Error Correction Model

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Résultats des tests ADF au seuil de 5% sur les séries LPIB et LDEP	45
Tableau 2 : Résultat du test de Phillips et Perron sur les séries LPIB et LDEP	46
Tableau 3 : test ADF sur le résidu	47
Tableau 4 : Critères d'information	48
Tableau 5 : Résultats du test de la trace sur les variables	49
Tableau 6 : Résultat du test de la valeur propre maximale	49
Tableau 7 : Résultats de l'estimation de la relation de long terme....	50
Tableau 8 : Résultat de l'estimation de la relation de court terme ...	51
Tableau 9 : Test de causalité de Granger	55

LISTE DES GRAPHIQUES

Graphique 1 : Evolution comparée des principales branches d'activités dans le PIB.....	19
Graphique 2 : Evolution de la structure du PIB.....	20
Graphique 3 : Evolution du PIB.....	21
Graphique 4 : Evolution des dépenses courantes par composantes de 2000 à 2013	23
Graphique 5 : Evolution des dépenses d'investissements de 2000 à 2013	24
Graphique 6 : Evolution du ratio dépenses publiques/PIB.....	26
Graphique 7 : Evolution du PIB et des dépenses publiques	44

RESUME

RESUME

Les dépenses publiques sont elles à la base de la croissance économique ? Répondre par l'affirmative à cette question n'est pas aussi évidente comme on pourrait le penser de prime abord. C'est pourquoi cette étude a recours à l'analyse des séries temporelles pour étudier le sens de la relation de causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique au Bénin durant la période 1985-2013 ainsi que l'effet de chocs sur ces deux variables.

Les résultats des estimations montrent l'existence d'une causalité unidirectionnelle de la croissance économique vers les dépenses publiques dans le cas du Bénin. Aussi un choc sur la croissance économique a plus d'impact sur les dépenses publiques qu'un choc sur les dépenses publiques n'en a sur la croissance économique. Ceci pose le problème de la qualité et de la rationalisation des dépenses publiques en République du Bénin.

Mots clés : causalité, dépenses publiques, croissance économique, cointégration.

ABSTRACT

Does public spending stimulate economic growth? An affirmative answer to this question is not as obvious as one might think first. That is why this study uses the time series analysis to examine the true functional relationship between public spending and economic growth in Benin during the period 1985-2013.

The estimation results show the existence of unidirectional causality relation from economic growth to public spending in Benin. A shock on economic growth has more impact on public spending than a shock on public spending has on economic growth. The direction of the causality relation put the problem of the quality and the rationalization of public spending in Benin republic.

Key words: causality, public spending, economic growth, cointegration.

SOMMAIRE

AVERTISSEMENT	i
DEDICACES	ii
REMERCIEMENTS	iii
SIGLES ET ABBREVIATIONS	iv
LISTE DES TABLEAUX	v
LISTE DES GRAPHIQUES	vi
RESUME	vii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I : CADRE THEORIQUE DE L'ETUDE	6
SECTION1 : PROBLEMATIQUE, OBJECTIFS ET HYPOTHESES DE L'ETUDE.....	6
SECTION 2: PRESENTATION DES DONNEES, METHODOLOGIE ET REVUE DE LITTERATURE..	10
CHAPITRE II : ANALYSE DESCRIPTIVE DES VARIABLES	18
SECTION1 : STRUCTURE ET EVOLUTION DU PRODUIT INTERIEUR BRUT	18
SECTION 2 : STRUCTURE ET EVOLUTION DES DEPENSES PUBLIQUES	22
CHAPITRE I : PRESENTATION DU MODELE	28
SECTION1 : FORMULATION DU MODELE ET PROPRIETES DES SERIES.....	28
SECTION2 : COINTEGRATION ET MODELE A CORRECTION D'ERREUR.....	38
CHAPITRE II: RESULTATS EMPIRIQUES	44
SECTION1 : RESULTATS DES TESTS DE STATIONNARITE ET DE COINTEGRATION.....	44
SECTION2 : RESULTATS DES ESTIMATIONS ET DE LA CAUSALITE	50
DIFFICULTES ET LIMITES	60
CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS	61
BIBLIOGRAPHIE	64
ANNEXES	68
TABLE DES MATIERES	u

INTRODUCTION

L'économie béninoise repose essentiellement sur trois piliers fragiles que sont l'agriculture vivrière, la production du coton et le commerce régional. Au cours des cinq dernières années (2008-2012), le taux de croissance du Produit Intérieur Brut (PIB) est resté quasiment stable autour d'une moyenne annuelle de 3,8%. Malgré les réformes de politique économique en cours depuis la fin des années 80, la structure caractéristique du PIB n'a pas changé. La contribution des différents secteurs à sa formation est de 35 % au plus pour le primaire, moins de 15 % pour le secondaire et autour de 50 % pour le tertiaire.

La réflexion sur la croissance économique régulière et durable a toujours été au cœur du débat économique. Ainsi, à la suite du renouveau démocratique intervenu en 1990 au Bénin, le processus de réformes économique a bénéficié d'initiatives nouvelles visant une amélioration profonde de l'environnement de l'investissement et une compétitivité de plus en plus accrues des entreprises. A cet effet, diverses politiques ont été mises en œuvre par les pouvoirs publics afin de guider l'économie nationale sur le sentier d'une croissance rapide peu inflationniste et créatrice d'emploi.

Dans le dictionnaire d'économie et sciences sociales, la croissance économique est définie comme « l'augmentation soutenue pendant une longue période, de la production d'un pays ». Selon François Perroux, la croissance est l'accroissement d'une unité économique (simple ou complexe) réalisé dans les changements de structure et éventuellement de systèmes, accompagnés de progrès économiques variables. C'est un concept quantitatif et unidimensionnel. Elle dépend à la fois de l'augmentation des quantités de facteurs de productions utilisés dans le processus productif mais aussi de l'amélioration de techniques permettant de produire plus de biens et de services avec les mêmes quantités de facteurs de production. La croissance économique, telle qu'elle est calculée, ne mesure que les variations quantitatives d'un agrégat économique, le PIB.

Ainsi, l'instauration d'une stabilité de réduction de la pauvreté, revêt une importance capitale pour toute politique visant à promouvoir une croissance économique durable. C'est pourquoi l'Etat, en tant que premier centre de décision public, doit jouer un rôle considérable pour orienter l'activité économique dans le

sens ainsi souhaité. Il doit actionner les leviers à différents niveaux plus particulièrement sur le plan économique et sur le plan social. Pour atteindre les objectifs qu'il s'est fixé et, assurer correctement les fonctions qui lui sont assignées, l'Etat doit injecter des fonds publics dans les circuits économiques notamment, par l'intermédiaire de ses actions.

Parlant des dépenses publiques, le professeur M. DUVERGER fait remarquer que si cette notion paraît claire à première vue, elle est en réalité beaucoup plus complexe et obscure. Pour lui, les dépenses publiques regroupent en fait l'ensemble des dépenses effectuées à la fois par les collectivités publiques territoriales supérieure et secondaire, les établissements publics nationaux et locaux, des sociétés nationales, les sociétés d'économie mixte et les organismes subventionnés ou financés par des prélèvements parafiscaux alors que les dépenses budgétaires ne recouvrent qu'une partie seulement de celles-ci.

Il s'agit uniquement de celles inscrites dans le budget de l'Etat ou dans les budgets locaux des collectivités publiques territoriales décentralisées (régions, communes, communautés rurales). En fonction des buts poursuivis, les dépenses budgétaires de l'Etat relèvent de l'une ou de l'autre des trois catégories ci-après

- lorsqu'elles ont pour but d'assurer l'entretien et la bonne marche des services publics de l'Etat, on parle de dépenses de fonctionnement,
- lorsqu'elles interviennent en faveur de certaines catégories de bénéficiaires, on parle de dépenses de transfert,
- lorsqu'elles accroissent le patrimoine de la nation, on parle de dépenses en capital.

Par rapport à toutes ces considérations, il s'avère indispensable de souligner que l'intérêt de notre sujet réside dans le fait qu'il permet de mettre en exergue le lien empirique entre les dépenses publiques et la croissance économique au Bénin.

Cependant, il importe de remarquer que le sujet soulève quelques problèmes macroéconomiques. En effet, comme l'on constate à travers sa situation économique et sociale, le Bénin est un pays sous développé dont les structures économiques, politiques et sociales ne permettent pas de satisfaire les besoins fondamentaux des populations. Ainsi, ce pays se caractérise par une pauvreté persistante et une faible insertion dans l'économie mondiale. L'investissement et

l'épargne y sont toujours insuffisants pour susciter une croissance endogène durable et l'aide internationale ne suffit pas à pallier ces carences.

Les dépenses publiques sont traditionnellement considérées comme un facteur de stimulation de la croissance économique. En effet, conformément à la logique keynésienne, les dépenses publiques peuvent exercer une influence contra cyclique significative sur les variables fondamentales des économies, notamment sur la consommation et l'investissement. De plus, dans les unions monétaires, la politique budgétaire constitue le principal instrument de réponse aux différents chocs asymétriques qui peuvent affecter les économies, dans la mesure où la politique monétaire est commune à l'ensemble des pays.

Cependant, depuis quelques années, l'utilisation des dépenses publiques a beaucoup perdu de son attrait en tant qu'instrument de régulation conjoncturelle, dans la mesure où elle peut constituer une source de distorsions pouvant compromettre la croissance économique. En effet, l'école monétariste a souligné l'incidence négative d'une augmentation du déficit budgétaire sur la croissance, du fait de l'effet d'éviction qu'elle exerce sur les investissements privés. Dans la lignée de l'école monétariste, la nouvelle macroéconomie classique a développé la thèse dite de « l'équivalence ricardienne » pour mettre en exergue les effets pervers d'une utilisation excessive des dépenses publiques sur la relance de l'activité.

Dans le contexte actuel d'assainissement des finances publiques au Bénin et dans le prolongement des réflexions relatives aux facteurs de la croissance au sein de l'économie Béninoise, il convient de s'interroger sur la nature du lien causal existant entre les dépenses publiques et la croissance économique. La présente étude s'intéresse donc à la question de la relation empirique entre ces deux variables à un niveau macroéconomique.

Afin d'analyser le sens des relations de causalité entre les variables, la méthodologie économétrique retenue est celle des tests de causalité au sens de Granger dans un cadre de co-intégration. Une méthode qui, de par sa nature, semble rendre au mieux de la complexité à la fois théorique et empirique de la question posée. Son atout majeur est de se prémunir contre un éventuel risque de relations fallacieuses entre les variables macroéconomiques étudiées et dont le lien théorique est jusqu'à présent imprécis.

Le concept de causalité au sens de Granger permet de déterminer dans quelle mesure la valeur courante de la variable y peut être expliquée par les valeurs passées de cette variable, et si le fait d'ajouter des valeurs retardées d'une variable x supposée comme étant une « cause » permet d'améliorer la qualité de l'explication. La causalité au sens de Granger mesure le contenu en information de la variable x du point de vue de la variable y .

Le travail dans son intégralité est une recherche qui, dans une première partie intitulée "cadre théorique", met en avant l'ambiguïté d'une relation économique à travers une revue de littérature en la matière et fait appel dans une deuxième partie "analyse économétrique" à l'économétrie et notamment aux tests de causalité au sens de Granger comme outil de validation de ce lien théorique assez équivoque.

PREMIERE PARTIE :

Etude théorique et analyse descriptive

CHAPITRE I : CADRE THEORIQUE DE L'ETUDE

SECTION1 : PROBLEMATIQUE, OBJECTIFS ET HYPOTHESES DE L'ETUDE

PARAGRAPHE 1 : PROBLEMATIQUE

Les dépenses publiques constituent un instrument pour influencer à la fois les objectifs de croissance et de redistribution. Toutefois, le débat sur l'efficacité des dépenses publiques en tant qu'instrument de régulation conjoncturelle a connu une ampleur considérable, tant par le nombre élevé d'analyses théoriques et d'études empiriques auxquelles il a donné lieu, que par l'importance des implications en termes de politiques économiques. Les arguments contradictoires à la base de ce débat ont contribué à reconsidérer avec prudence l'utilisation systématique des finances publiques à des fins de politique économique.

La relation entre croissance économique et dépenses publiques est certainement l'un des thèmes sur lesquels économistes et spécialistes des finances publiques ont le plus consacré de temps et de travaux ces 30 dernières années (21 500 articles ont été publiés à ce sujet, selon la base Econlit). La justification originale de cette relation repose en grande partie sur deux approches diamétralement opposées. La première, plus connue sous le nom de loi de Wagner (du nom du chef de file de l'école historique allemande du début du XX^e siècle), stipule qu'au fur et à mesure qu'une société se développe, les individus-consommateurs expriment des besoins grandissants (en éducation, en santé, en culture...), impliquant une intervention de l'État comme fournisseur de tels biens publics. Une précision s'impose immédiatement : par biens publics, on désigne généralement des biens fournis par les pouvoirs publics. Or, ce sont des biens ou services qu'il serait possible de fournir de manière privée. Nous devrions désigner ces biens publics « impurs », comme par exemple la santé, l'éducation ou encore les transports. Les dépenses publiques sont davantage considérées comme un résultat ou un facteur endogène que comme une cause de la croissance des richesses nationales. La deuxième approche d'inspiration keynésienne avance que la dépense publique agit sur la croissance économique par un effet multiplicateur consistant à financer la demande effective des consommateurs par une injection de dépenses publiques.

Ici, les dépenses publiques sont donc appréhendées comme un facteur exogène caractérisé par la nature d'une politique économique à la discrétion des gouvernements. Entre les deux approches, il existe une différence méthodologique fondamentale : dans un cas, la croissance justifie l'augmentation des dépenses publiques pour satisfaire une demande nouvelle ; dans le deuxième cas, la hausse des dépenses publiques explique la hausse du revenu national. Si le sens de la causalité est opposé, les validations empiriques n'ont pas permis de clore le débat, étant donné que plusieurs problèmes de nature économétrique sont apparus.

Lorsqu'on se réfère aux différentes études qui ont été menées sur d'autres pays 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. Ainsi donc, les liens entre ces deux variables ne sont pas clairement définis tant sur le plan théorique qu'empirique. A l'aide d'études empiriques, certains auteurs comme Kacou (2004), Safa (1999), T.Tang (2006), Ben et Hassad (2006), ont conclu que c'est les dépenses publiques qui déterminent la croissance économique tandis que pour d'autres comme Islam (2001), O.Chimobi (2009), Ghali (1997), Keho (2004) et C. Ddritsaki, c'est plutôt le contraire. L'ambiguïté de la relation théorique et empirique entre ces deux variables et les implications que celle-ci entraîne font de la recherche de la nature de la relation causale entre elles une nécessité.

En effet, le sens de la causalité entre les variables permet de comprendre certains phénomènes et d'orienter les politiques. Pour élucider cette question et voir éventuellement les conséquences de perturbations sur ces deux agrégats, l'outil approprié, d'après les développements récents des séries temporelles, est l'étude de la causalité au sens de Granger. Cette notion permet de voir si la connaissance d'une variable améliore la prédictibilité de l'autre. En d'autres termes, il est question de savoir si l'une des variables contient des informations nécessaires à la prédictibilité de l'autre sans quoi les estimations pourraient être biaisées. La politique économique à mettre en œuvre va différer selon le sens de la causalité.

La question est donc de savoir si c'est l'augmentation des dépenses publiques qui cause la croissance économique ou l'inverse dans le cas du Bénin car cette relation causale dépendrait des réalités spécifiques à chaque pays. L'efficacité des dépenses publiques est particulièrement importante pour les pays en voie de

développement où le secteur public absorbe une part relativement grande des ressources économiques de la société.

Telle a été la réflexion qui nous a incités à développer le thème suivant : “dépenses publiques et croissance économique au Bénin : une analyse en terme de causalité“. Cette étude devra permettre à l’Etat d’orienter sa politique dans un sens ou dans un autre dans le but d’une utilisation rationnelle des dépenses publiques.

PARAGRAPHE 2 : OBJECTIFS ET HYPOTHESES DE L'ETUDE

A. Objectifs de l'étude

✓ Objectif général

L'objectif essentiel visé par cette étude est de savoir si les deux séries étudiées sont dynamiquement interdépendantes ou si au contraire la liaison dynamique est unidirectionnelle.

✓ Objectifs spécifiques

- Etudier l'évolution des dépenses publiques et de la croissance économique ;
- préciser le sens de la causalité entre les deux variables ;

B. Hypothèses de l'étude

Dans le cadre du travail, certaines hypothèses ont été émises à savoir :

- les dépenses publiques et la croissance économique ont une évolution similaire ;
- la croissance économique cause les dépenses publiques.

SECTION 2: PRESENTATION DES DONNEES, METHODOLOGIE ET REVUE DE LITTERATURE

PARAGRAPHE 1 : PRESENTATION DES DONNEES ET METHODOLOGIE

A. Présentation des données

1. La croissance économique

Dans de nombreuses études, concernant le thème de notre recherche, le terme de croissance économique n'est pas clairement défini. Un certain nombre d'agrégats macro-économiques tels que le produit intérieur brut, le produit national brut, le revenu national, et même la production industrielle, sont souvent utilisés pour le représenter.

Mais dans le cas de la présente étude nous utiliserons le Produit Intérieur Brut comme proxy de la croissance économique. En effet, le Produit Intérieur Brut est la valeur de la création de la richesse nationale. Il est aussi la valeur des biens et services produits au cours d'une période donnée (année, trimestre) par les unités résidentes.

Les données sur le Produit Intérieur Brut sont annuelles et couvrent la période allant de 1985 à 2013. Elles ont été obtenues au niveau du service des comptes nationaux de la Direction des Statistiques et Etudes Economiques (DSEE) de l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE).

2. Les dépenses publiques

Depuis la moitié des années 80, un profond renouveau sous l'impulsion des modèles de croissance endogène a remis sur scène la question de l'apport des investissements publics à la croissance économique.

Cependant, l'apport de la théorie de la croissance endogène, sous l'influence de Barro (1990), et précisément pour cette question, centre le débat sur le capital d'infrastructure uniquement, sans considération aucune à l'influence du reste des dépenses publiques, à savoir, les dépenses non capitalistiques. Ceci nous a incités à vouloir explorer cette voie de recherche et prendre en considération l'ensemble des dépenses de l'Etat en considérant à la fois les budgets d'équipements et de fonctionnement. Les dépenses publiques en termes réels sont prises dans toutes leurs composantes.

Les données sur les dépenses publiques sont annuelles et couvrent la période allant de 1985 à 2013. Elles ont été obtenues au niveau de la Direction Générale des Affaires Economiques (DGAE).

B. Méthodologie

La méthodologie adoptée dans le cadre de notre étude est axée sur deux grands points à savoir la recherche documentaire d'une part ; le traitement et l'analyse des données collectées d'autre part. Elle se repose sur la combinaison de plusieurs approches, notamment l'analyse des évolutions des variables en question sur la période de l'étude, des comparaisons et quelques évaluations empiriques.

1. Sources documentaires

S'agissant de la collecte des données, elle vise à rassembler la littérature sur la croissance économique, les dépenses publiques ainsi que la documentation (données) nécessaire à l'estimation des modèles.

Pour ce faire, les principales sources ci-après ont été identifiées :

- la Direction Générale des Affaires Economiques (DGAE) pour la collecte des données relatives aux dépenses publiques ;
- l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique précisément la DSEE pour la collecte des données relatives au PIB ;
- le Programme des Nations Unies pour le Développement et l'Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management consultés pour toutes autres informations relatives à la question ;
- l'outil INTERNET ayant permis l'accès à quelques documents de recherche présentés dans les références bibliographiques.

2. Traitement et analyse des données

Il s'agit des moyens par lesquels les données recueillies ont été mises sous une forme synthétisée et sont analysées. La méthodologie utilisée reste essentiellement économétrique.

Dans un premier temps l'étude consistera en une analyse statistique faisant appel à une description en vue de présenter la synthèse des caractéristiques de l'économie.

Dans un second temps, il sera question de préciser la notion de causalité utilisée. Elle repose sur la définition de Granger qui considère qu'une variable est causée par une autre dès lors qu'il existe des informations dans le passé de l'une qui soient utiles dans la prévision de l'autre, et qui ne sont pas déjà contenues dans son passé. Loin d'être exhaustive, cette définition est donc une étape essentielle d'une étude statistique.

Dans un troisième temps, la causalité sera étudiée dans le cadre des variables cointégrées en optant pour une approche en trois étapes (Stoytas, Sari et Ozdemir, 2001). Dans la première étape, on vérifie la stationnarité des séries, ainsi que leur ordre d'intégration à l'aide des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller(1979) et Phillips- perron(1988). Cela est nécessaire parce que d'une part, les tests de causalité sont très sensibles à la stationnarité des séries (Stock et Watson, 1989) et d'autre part, il a été constaté que la plupart des séries macroéconomiques ne sont pas stationnaires en niveau (Nelson et Plosser, 1982). Dans l'étape suivante, on introduit la théorie de la cointégration qui est en fait la version multi variée du concept de racine unitaire.

Celle-ci permet de spécifier les relations stables à long terme tout en analysant conjointement la dynamique de court terme des variables considérées. Dans la troisième et dernière étape, on décrit très brièvement le modèle à correction d'erreur qui, selon Engle et Granger, permet de représenter les séries cointégrées : c'est un mécanisme qui force la déviation de court terme par rapport à l'équilibre à une période donnée à revenir à la période suivante.

Enfin, nous bouclerons cette partie par la représentation du test de Granger dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur. L'objectif essentiel visé est celui de savoir si les deux séries étudiées sont dynamiquement interdépendantes ou si au contraire la liaison dynamique est unidirectionnelle. La partie interprétation des résultats sera consacrée aux résultats empiriques obtenus dans le cas du Bénin suivant la méthodologie adoptée ci-dessus.

PARAGRAPHE 2 : REVUE DE LITTERATURE

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 fasse pas l'unanimité au sein des économistes. Nous présentons les débats théoriques et empiriques sur les effets des dépenses publiques sur la croissance économique.

Débats théoriques sur l'efficacité des dépenses publiques

Il a été pendant longtemps admis par les économistes que les dépenses publiques étaient une variable exogène sur laquelle l'Etat pouvait agir pour influencer positivement les activités économiques d'un pays, surtout lorsque celui-ci se trouve en situation de récession. Cette vision qualifiée de keynésienne a pendant longtemps prévalu jusqu'à ce que soit traduite en anglais en 1958, les premiers travaux de Wagner (1883). Deux thèses s'opposent à cet égard quant au sens de la causalité. Selon une première tradition, héritée des travaux de Wagner, la dépense publique constitue une variable endogène : le développement d'une société s'accompagne d'un accroissement des besoins de régulation (aux fins de correction des externalités négatives notamment) et d'une augmentation de la demande de services collectifs, dont certains, tels l'enseignement et la santé, présentent le caractère de biens supérieurs (élasticité-revenu supérieure à l'unité). Pour expliquer cette loi de croissance de la dépense publique, Baumol (1967) émet en outre l'hypothèse que les gains de productivité du secteur public sont inférieurs à ceux de la sphère privée, du fait notamment d'une plus faible intensité capitalistique.

Pour Wagner, la dépense publique est une conséquence plutôt qu'une cause de revenu national. Par conséquent, la loi de Wagner postule que la dépense publique ne joue aucun rôle dans l'augmentation du revenu national, partant la direction de causalité fonctionne du revenu national vers la dépense publique.

A ce premier courant de l'économie publique s'oppose une seconde tradition, au sein de laquelle s'inscrit le courant keynésien, pour lequel les dépenses publiques constituent une variable exogène de politique économique. L'Etat est censé contrôler la dépense publique et en faire varier le niveau en fonction notamment de ses objectifs macroéconomiques. Pour cette raison, la dépense publique est une cause plutôt qu'une conséquence du revenu national.

Par conséquent, le rapport causal devrait fonctionner de la dépense publique vers le revenu national (Tang 2009).

Le débat théorique sur l'impact des dépenses publiques, bien qu'il soit ancien a été renouvelé par la théorie de la croissance endogène. Barro (1990) a relevé l'importance des dépenses publiques productives dans le cadre d'un modèle de croissance endogène ; ces dépenses publiques jouent un rôle moteur dans la croissance de long terme.

Néanmoins, les travaux empiriques de Barro (1991) ne sont pas conformes à ses conclusions théoriques quant à l'effet des dépenses publiques productives sur la croissance. En effet, les signes des différents coefficients qu'il a trouvés sont, dans la plupart des cas, contraires aux prédictions théoriques de son modèle.

Pour sa part, Rajhi (1996) développe un modèle qui tient compte des dépenses publiques comme input de la fonction de production, mais abandonne les deux principales hypothèses de Barro (1991), à savoir l'existence d'un seul secteur de production et les rendements d'échelle constants. D'un point de vue théorique, ce modèle a réussi l'adjonction des dépenses publiques dans un cadre de croissance endogène avec des rendements d'échelle croissants.

En fait les résultats de Rajhi et ceux de Barro ne sont pas aussi divergents comme ils ne paraissent. En effet, si l'Etat devrait accroître ses dépenses lorsque sa taille est réduite et les réduire lorsque sa taille est large, c'est que la productivité de ces dépenses est importante dans le premier cas mais faible dans le second cas. Il semble donc que les deux résultats théoriques ne sont pas contradictoires et la croissance économique est influencée à la fois par la taille et l'élasticité de ces dépenses publiques.

Travaux empiriques

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 il en existe qui n'ont même pas d'effet.

Pour la première catégorie de travaux empiriques qui trouvent une relation de causalité à double sens, les études ci-après peuvent être citées. L'étude de Ouattara (2007) a appliqué aux pays de l'UEMOA des tests de causalité et a mis en évidence 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).

Une deuxième catégorie de résultats empiriques distingue les relations de long et de court terme entre les dépenses publiques et la croissance économique. Par exemple, Ben et Hassad (2006) ont montré que les dépenses publiques d'éducation et de santé sont porteuses de croissance économique si ces dépenses sont utilisées d'une manière efficace.

Nubukpo (2003) a établi sur la base d'un modèle à correction d'erreur appliquée à chaque pays de l'UEMOA, qu'à court terme, les dépenses publiques totales n'ont pas d'impact significatif sur la croissance dans la majorité des économies. A long terme, la hausse des dépenses publiques a un impact sur la croissance nettement différencié par pays. Par ailleurs, il a montré 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 terme dans l'Union. S'agissant des dépenses publiques d'investissement, leur impact était positif, essentiellement à long terme.

A l'aide d'un modèle à correction d'erreur, Morley et Perdakis (2000), ont conclu dans le cas de l'Egypte, à l'existence à long terme d'un effet positif des dépenses publiques totales sur la croissance. Cependant, à court terme aucun effet significatif n'a pu être mis en évidence. Les résultats auxquels ont abouti Ashipala et Haimbodi (2003) ont montré deux relations de long terme entre le niveau d'activité économique (mesuré par le PIB), l'investissement public et l'investissement privé pour le cas de la Namibie. 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.

Une troisième catégorie d'études empiriques a trait à l'hypothèse keynésienne. Kacou (2004) a par exemple utilisé le test de Granger pour tester la causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique. Il est ressorti de son étude

que c'est la vision keynésienne qui prévaut en Côte d'Ivoire et non la loi de Wagner. De même, Safa (1999) en utilisant la cointégration et la causalité au sens de Granger, a conclu au rejet de la loi de Wagner sur les données de la Turquie.

Abizadeh et Yousefi (1998) ont utilisé les données annuelles sur la Corée du Sud pour examiner la loi de Wagner pour la période de 1961-1992. Les auteurs ont conclu que les dépenses publiques ne contribuaient pas à la croissance économique de la Corée du Sud. 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 que les dépenses ne sont pas encore porteuses de croissance dans les Pays en Voie de Développement. Tang, Tuck Cheong (2001) a observé une causalité unidirectionnelle, du revenu national vers les dépenses publiques pour le cas de la Malaisie.

Une quatrième catégorie d'études empiriques rejoint l'hypothèse de Wagner. L'Islam (2001) a ainsi employé des données annuelles pour la période 1929-1996 pour examiner l'hypothèse de Wagner pour les Etats-Unis. Par ailleurs, l'hypothèse de Wagner est fortement soutenue par le résultat de la méthode à correction d'erreurs d'Engle-Granger (1987). Les résultats obtenus par Aregbeyen (2008) à partir du test de causalité de Granger ont également montré une causalité unidirectionnelle du revenu national vers les dépenses publiques, indiquant que la loi de Wagner tient pour le cas du Nigéria. Chimobi, O.P. (2009) a appliqué le test bivarié de cointégration de Johansen aux données sur le Nigéria, les résultats trouvés ont indiqué qu'il n'y a aucun lien de long terme et le test de causalité de Granger indique que la loi de Wagner est vérifiée. Tang (2010) a trouvé une causalité unilatérale fonctionnant du revenu réel vers les dépenses de santé, mais aucune évidence de la causalité en sens inverse. Ceci montre que le revenu réel est une source des dépenses de santé en Malaisie plutôt que l'inverse.

Concernant l'investissement public et la croissance économique, Keho (2004), a montré que c'est la croissance qui cause l'investissement public en Côte d'Ivoire et non l'inverse. De même, Ghali (1997) en utilisant le test de causalité au sens de Granger pour le cas de la Tunisie, a montré que l'hypothèse selon laquelle les dépenses publiques causent la croissance économique était rejetée et, partant de ce fait, la politique fiscale visant le contrôle des déficits budgétaires s'avérait inefficace.

Une cinquième catégorie d'études empiriques utilisant un échantillon de plusieurs pays, trouve des résultats soutenant l'une ou l'autre des deux hypothèses ou pas du tout. C'est le cas par exemple de l'étude d'Ansari et autres (1997) qui a essayé de déterminer la direction de la causalité entre dépenses publiques et revenu national pour trois pays africains le Ghana, le Kenya, et l'Afrique du Sud, en utilisant la méthode de test standard de causalité de Granger et le test de causalité de Holmes et Hutton (1990). L'étude a constaté qu'au Ghana, au Kenya et en Afrique du Sud il n'y a pas de relation d'équilibre de long terme entre les dépenses publiques et le revenu national. Pour ces pays, il n'y a aucune évidence, à court terme de l'hypothèse de Wagner ou l'inverse, exception faite pour le Ghana où la loi de Wagner était vérifiée.

Dogan, E. et Tang, T.C. (2006) ont visé à déterminer la direction de la causalité entre le revenu national et dépenses publiques pour l'Indonésie, la Malaisie, les Philippines, le Singapour, et la Thaïlande. Les tests de causalité de Granger ont été employés pour étudier le lien causal entre les deux variables. La confirmation de l'hypothèse de la causalité des dépenses publiques vers le revenu national est soutenue seulement dans le cas de Philippines.

Il n'y a aucune évidence de cette hypothèse ou son inverse pour les autres pays.

Les résultats trouvés par Dritsaki, C. et Dritsaki, M. (2010) qui ont essayé d'analyser le sens de causalité entre le revenu par habitant et les dépenses publiques par habitant au sein des douze pays de l'Europe de l'Est en utilisant le test de causalité de Granger, ont montré que la loi de Wagner est vérifiée pour la Chypre, la Pologne, et la Roumanie. Le test de causalité de Granger indique également que l'hypothèse inverse est soutenue seulement par la Bulgarie et la Chypre, suggérant que la direction de la causalité va des dépenses publiques au revenu national.

Houngpodote, H. and Bationo, R. (2009) ont trouvé qu'il n'y a pas de causalité à double sens dans les pays de l'UEMOA, il est apparu une relation causale de court terme du PIB vers les dépenses publiques. Pour le Mali le sens de causalité allait des dépenses publiques vers le PIB. Pour le Togo aucune causalité n'a été relevée.

CHAPITRE II : ANALYSE DESCRIPTIVE DES VARIABLES

SECTION1 : STRUCTURE ET EVOLUTION DU PRODUIT INTERIEUR BRUT

PARAGRAPHE 1 : STRUCTURE DU PIB

A. Les composantes du PIB

Plusieurs branches d'activités concourent à la formation du PIB du Bénin. Les plus dominantes depuis 1990 restent dans l'ordre l'agriculture, le commerce, les services non marchands, les autres services et l'industrie manufacturière.

L'agriculture est la branche productrice des cultures vivrières (maïs, riz, mil, sorgho, igname, manioc, patate, haricot) destinées à la consommation et des cultures de produits destinés aux industries et à l'exportation dont le principal reste le coton.

Elle a été depuis tout le temps, la branche d'activité sur laquelle repose l'économie béninoise. Cependant, elle reste peu performante représentant ainsi 23,2% du PIB en 2012. Sa contribution a connu globalement une légère hausse passant de 23% en 1990 à 23,2% en 2012 avec une contribution moyenne de 23,4% sur la période allant de 1990 à 2012.

Le commerce est la deuxième activité dominante en République du Bénin. Employant environ 20 % de la population active, il a contribué pour environ 16% à la formation du PIB en 2012. Pendant longtemps le sous-secteur commerce a fonctionné comme un simple prolongement de l'économie de traite. Il a enregistré une part moyenne de 16,6% sur la période allant de 1990 à 2012.

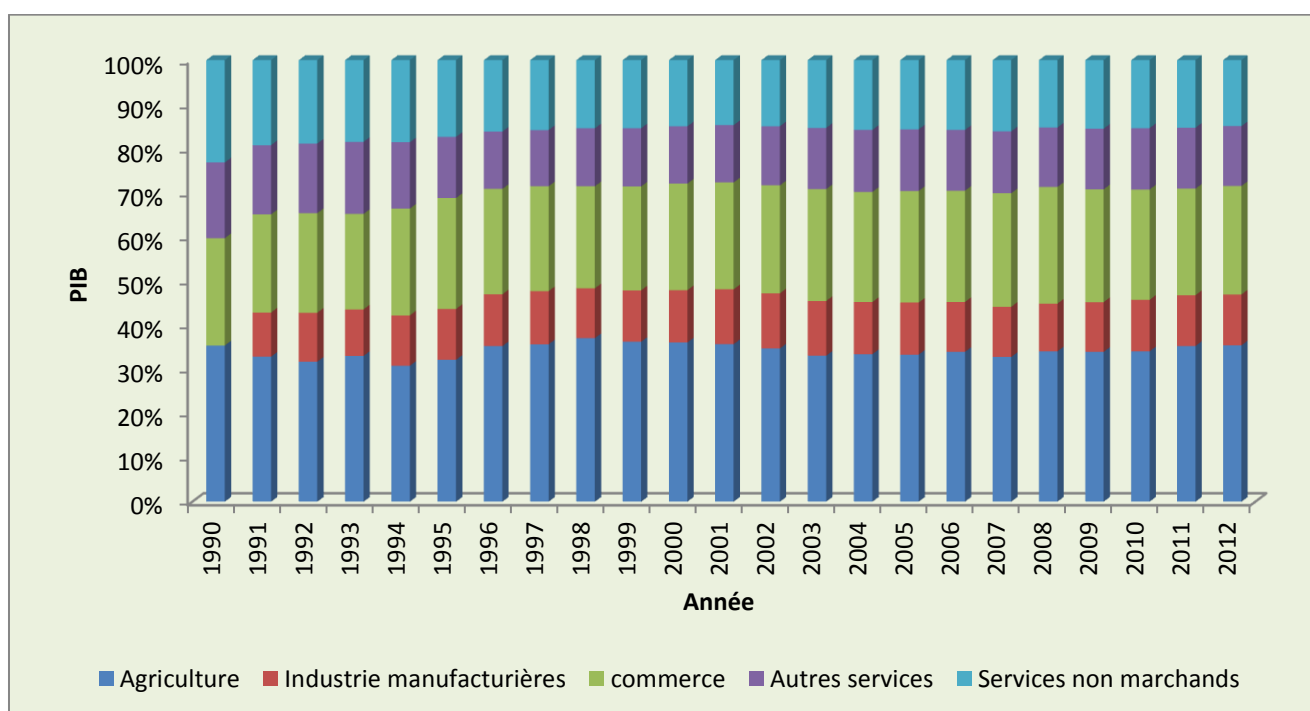
Essentiellement fournis par les administrations publiques, les services non marchands viennent en troisième position en termes de part dans la formation du PIB. Leur contribution a connu globalement une baisse sur la période 1990 à 2012. Elle passe ainsi de 15% en 1990 à 9,7% en 2012 avec une part moyenne de 11,2% du PIB sur cette période.

Les autres services ont connu aussi une situation presque similaire avec une diminution générale donnant une part moyenne d'environ 9,6% du PIB sur la période de 1990 à 2012.

Quant aux industries manufacturières, leur apport au PIB a connu une variation en dents de scie. Elles ont atteint 7,5% en 2012, pour une moyenne de 7,5% sur la période allant de 1990 à 2012.

Ensuite viennent les autres branches d'activités dans une faible contribution au PIB telles que : les industries extractives, les bâtiments et travaux publics (BTP), les banques et assurances, l'élevage, la pêche et la forêt, l'énergie, les transports et télécommunications, les droits et taxes indirects (DTI), et les taxes sur valeurs ajoutées(TVA) intérieures.

Graphique 1 : Evolution comparée des principales branches d'activités dans le PIB

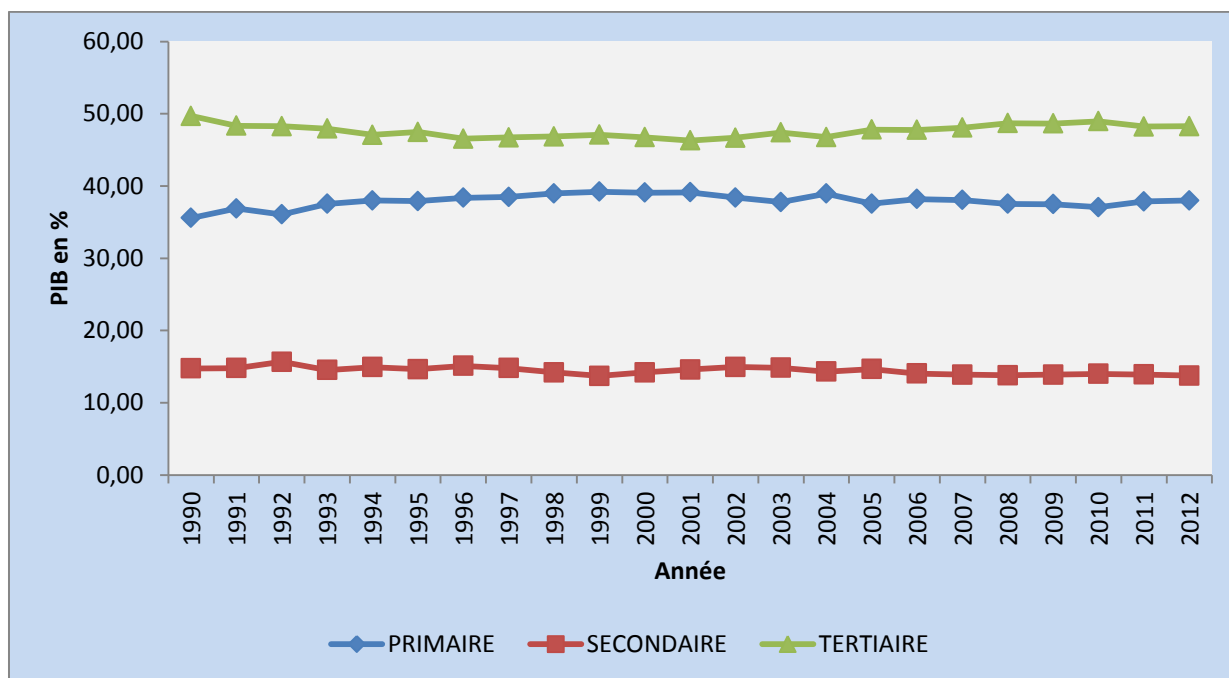


Source :DSEE/INSAE

B. Contribution sectorielle à la croissance

En plus de l'analyse des origines du Produit Intérieur Brut faite plus haut, analyse basée sur la contribution des principales branches d'activités de l'économie à la formation du PIB, il serait intéressant de voir l'évolution de la part de chaque secteur d'activité de 1990 à 2012 ainsi que leur contribution à la croissance.

Comme l'illustre le graphique ci-dessous, le secteur d'activité prédominant depuis 1990 est le secteur tertiaire suivi du primaire et du secondaire.

Graphique 2 : Evolution de la structure du PIB

Source : DSEE/INSAE

Le secteur tertiaire élargi en plus de ses composantes classiques (commerce, banques, assurances, transports, télécommunications,...) aux services non marchands, aux DTI et à la TVA intérieure demeure prépondérant dans le PIB de 1990 à 2012.

En 2012 sa valeur dans le PIB s'élève à 622,2 milliards de F CFA dont 309,2 milliards provenant de l'informel soit un apport à la formation du PIB de 48,26% et une contribution à la croissance s'élevant à 3,8% sur les 5,4% pour le PIB global. Il demeure sur la période 1990 à 2012, le secteur qui a le plus participé à la formation du PIB avec une contribution moyenne de 47,66%.

Quant au secteur primaire, il aurait pu être le secteur le plus dominant de l'économie si ses autres composantes à savoir : l'élevage la pêche et la forêt pouvaient participer un peu plus à la formation du PIB telle que l'agriculture.

Néanmoins, il se place au second rang avec un poids moyen de 37,91% au PIB de 1990 à 2012. Cette même année, sa valeur dans le PIB s'est évaluée à 489,8 milliards de F CFA dont 487,8 milliards provenant de l'informel ; soit un apport à la formation du PIB de 37,99% et une contribution à la croissance de 2,1%. Son évolution est plus ou moins stable à l'image du tertiaire sur la période.

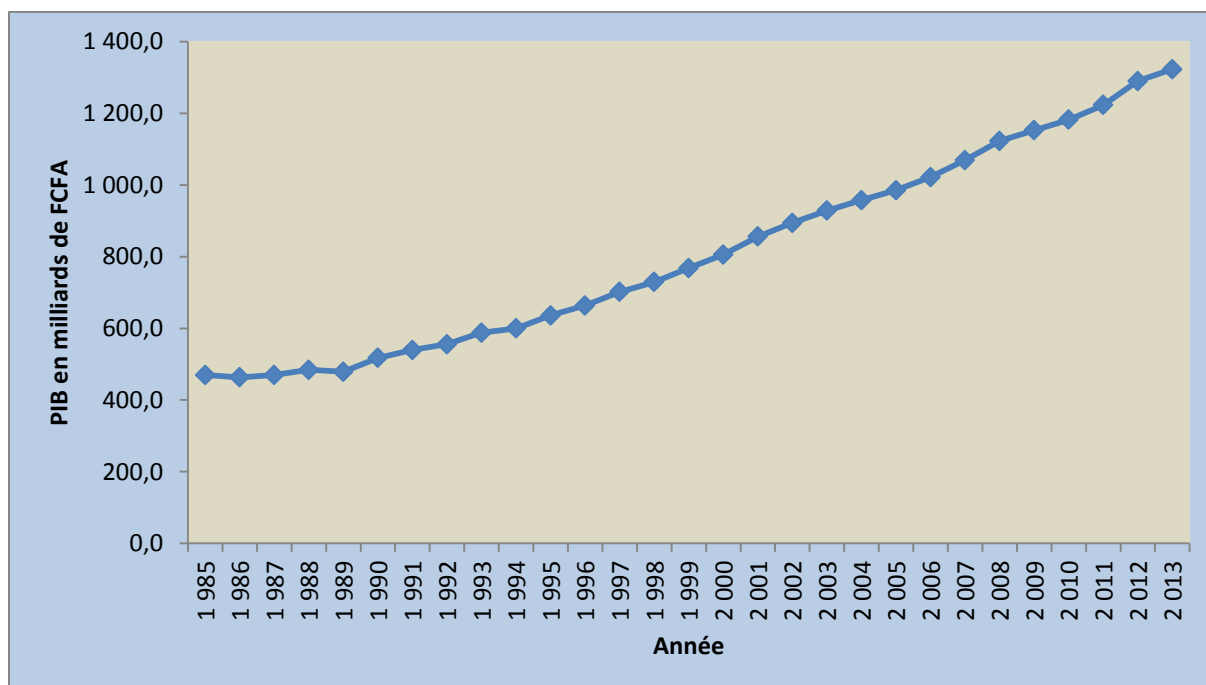
Enfin, vient le secteur secondaire qui a toujours été le maillon faible de la chaîne de l'économie béninoise à cause du caractère embryonnaire et persistant du tissu industriel. En dépit des différentes réformes entreprises depuis 1990 pour améliorer le cadre institutionnel, ce secteur ne bénéficie pas encore du dynamisme nécessaire pour occuper la place qui est la sienne dans le processus de développement du pays. Il a enregistré sur la période 1990-2012 une valeur annuelle moyenne de 123,3 milliards de F CFA avec un taux de croissance annuel moyen de 4%.

En 2012 sa valeur s'élève à 177,3 milliards de F CFA dont 107,7 provenant de l'informel ; soit un apport d'environ 14% seulement à la formation du PIB et une contribution négative à la croissance de 0,1%.

PARAGRAPHE 2 : EVOLUTION DU PRODUIT INTERIEUR BRUT

La tendance caractéristique de l'évolution du Produit Intérieur Brut est presque linéaire et croissante sur toute la période.

Graphique 3 : Evolution du PIB



Source : DSEE/INSAE

Pendant les trois premières années, le PIB gardait une valeur stable située aux environs de 470 milliards avant d'amorcer une légère croissance en 1989 où il

atteint une valeur de 479 milliards : soit un taux annuel moyen de croissance de 3,42%. Ce faible taux de croissance est imputable aux difficultés économiques et financières qui tirent leur source de la crise politique, sociale, et économique de l'époque. Mais depuis 1990 il est à noter un redressement de l'activité économique à la faveur de la normalisation de la situation politique, la stabilisation de la situation sociale et la mise en œuvre des réformes budgétaire et structurelle. Ceci a permis un accroissement élevé du PIB, passant à 1322 milliards en 2013 pour un taux moyen annuel de croissance de 4,53%.

SECTION 2 : STRUCTURE ET EVOLUTION DES DEPENSES PUBLIQUES

PARAGRAPHE 1 : STRUCTURE DES DEPENSES PUBLIQUES

Les dépenses publiques ont sur la période 2000-2013, significativement augmenté pour faire face à la mise en œuvre de la SCRPII, SCRPIII et aux grands travaux. A l'exception des années 2004 et 2006, qui ont enregistré respectivement une baisse de 5% et 2% par rapport à 2003 et 2005, les dépenses publiques ont connu une nette progression en passant de 326,1 milliards de FCFA en 2000 à 952 milliards de FCFA en 2013. En termes de part dans le PIB, les dépenses publiques sont passées de 19,4% du PIB en 2000 à 23,2% du PIB en 2013 avec une moyenne annuelle de 21,4% sur la période sous revue.

A. Les dépenses courantes

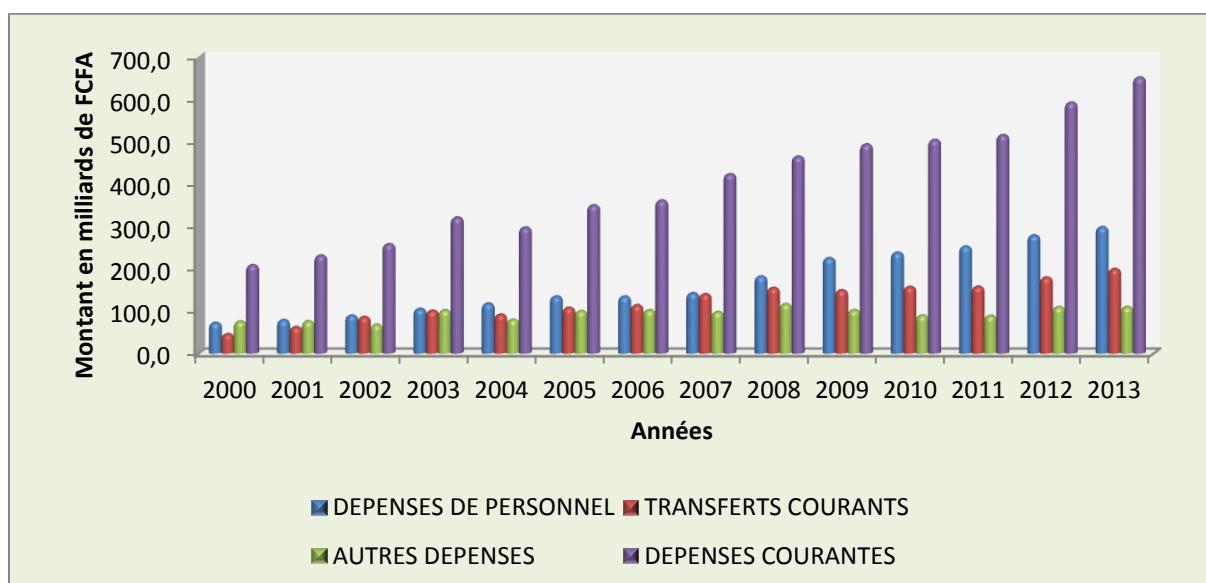
Les dépenses courantes rassemblent les dépenses de personnel, les dépenses de transfert (les pensions et bourses comprises) et les autres dépenses. Elles ont connu une tendance à la hausse sur la période 2000-2013 en passant de 209,4 milliards de FCFA en 2000 à 651,4 milliards de FCFA en 2013. Elles ont donc plus que triplé sur la période sous revue. Cette hausse est en grande partie en relation avec la tendance sans cesse croissante des dépenses de personnel.

S'agissant des dépenses de personnel, elles ont plus que triplé en l'espace de 14 ans. En effet, elles sont passées de 72,7 milliards de FCFA en 2000 à 298,9 milliards de FCFA en 2013. En pourcentage du PIB, elles représentent en moyenne 5,95% sur la période sous revue. Cette hausse des dépenses de personnel est en liaison entre

autres avec : i) la poursuite du recrutement des Agents Permanents de l'Etat (APE) et le reversement des Agents Contractuels dans la fonction publique, ii) l'évolution du point indiciaire des Agents de l'Etat, iii) l'octroi d'une allocation de 25% du point indiciaire au corps enseignant dans le cadre de la revalorisation de la fonction enseignante et l'octroi de primes à d'autres catégories d'agents.

Les dépenses de transfert (pensions et bourses comprises) ont plus que doublé sur la période allant de 2000 à 2003 en passant de 46,1 à 101,3 milliards de FCFA avant d'être redressées de 8,98% pour revenir à 92,2 milliards de FCFA en 2004. A partir de 2005, elles ont connu une progression en passant de 108,3 milliards de FCFA en 2005 à 200 milliards de FCFA en 2013 soit une hausse de 84,67% sur la période.

Graphique 4 : Evolution des dépenses courantes par composantes de 2000 à 2013



Source : DGAE/MEF

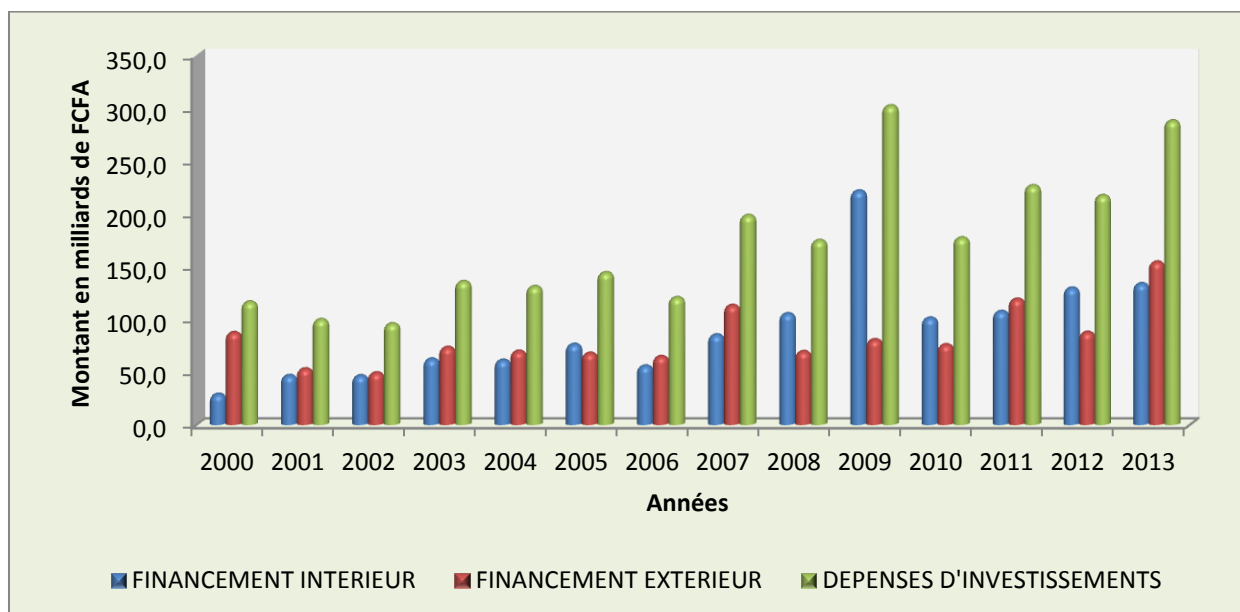
B. Les dépenses d'investissement

Les dépenses d'investissement sont passées de 116,5 milliards de FCFA en 2000 à 95,8 milliards de FCFA en 2002 soit une baisse de 17,77% sur la période avant de s'établir à 135,8 milliards de FCFA en 2003. En 2007, elles sont ressorties à 198,4 milliards de FCFA contre 120,6 milliards de FCFA en 2006 soit une hausse de 64,51% avant d'atteindre 302,3 milliards de FCFA en 2009. Cette hausse est due entre autres à la confiance retrouvée auprès des Partenaires Techniques et Financiers au lendemain des élections présidentielles de 2006. Le niveau atteint en 2009 peut être lié aux grands travaux initiés par l'Etat. Cependant, son évolution est très

atypique sur la période 2006-2009. En effet, les investissements ont baissé de 16% en 2006 et 2008 et alternativement augmenté de 72% en 2007 et 73% en 2009. En 2010, les dépenses d'investissement sont passées à 177,1 milliards de FCFA soit une baisse de 41,41% par rapport à 2009. Cette baisse se justifie globalement non seulement par les effets de la crise économique et financière mais également par l'opération d'assainissement du Programme d'Investissements Publics (PIP) entamée en 2010. Pour ce qui est de la proportion des investissements par rapport au PIB, elle est en moyenne de 6,35% sur la période allant de 2000 à 2013, ce qui dénote le caractère insuffisant des capacités d'investissement au Bénin pour espérer influencer sensiblement la croissance économique.

Il est aussi à remarquer que globalement sur la période sous revue, le financement extérieur est supérieur au financement intérieur à l'exception de quelques années, notamment en 2009 où le financement intérieur fait environ trois fois le financement extérieur. Ceci montre combien nos dépenses d'investissement sont tributaires des apports extérieurs.

Graphique 5 : Evolution des dépenses d'investissements de 2000 à 2013



Source : DGAE/MEF

La décomposition des dépenses budgétaires sur la période allant de 2000 à 2013 montre que les dépenses d'investissement représentent la part la plus importante (6,35% du PIB en moyenne annuelle), suivie des dépenses de personnel (5,95% du PIB).

Toutefois, en dépit de leur importance, le niveau des dépenses d'investissement demeure insuffisant vis-à-vis des besoins en infrastructures du pays. Cette situation est imputable entre autres au ralentissement dans la mobilisation des recettes fiscales, à la mauvaise allocation et au saupoudrage des crédits alloués aux projets et programmes au niveau des ministères sectoriels et au retard dans la mise à disposition des ressources et le décaissement des crédits.

Les dépenses de personnel, par contre connaissent d'année en année une augmentation substantielle et pourraient à moyen et long terme compromettre la viabilité des finances publiques et de la dette publique, en générant des déficits budgétaires excessifs ou en évinçant l'investissement public.

PARAGRAPHE 2 : EVOLUTION DES DEPENSES PUBLIQUES

Comme le montre le graphique n°6 qui représente la courbe d'évolution des dépenses publiques en pourcentage du PIB, le niveau du ratio des dépenses publiques au produit intérieur brut dans l'économie béninoise a eu tendance à garder une stabilité relative durant la période 1989-1993 malgré la légère baisse observée en 1993. Il a amorcé une hausse à partir de 1993 où il est passé de 18,07% à 34,89% en 1995 avant de connaître une légère baisse sur la période 1996-1998. La période 2000-2010 a été marquée par de nombreuses fluctuations caractérisées par des hausses et des baisses du niveau du ratio avec une moyenne de 50,86%. Depuis 2011, il se remarque une tendance à la hausse dans l'évolution de ce ratio où il est passé de 61,72% à 69,04% en 2013.

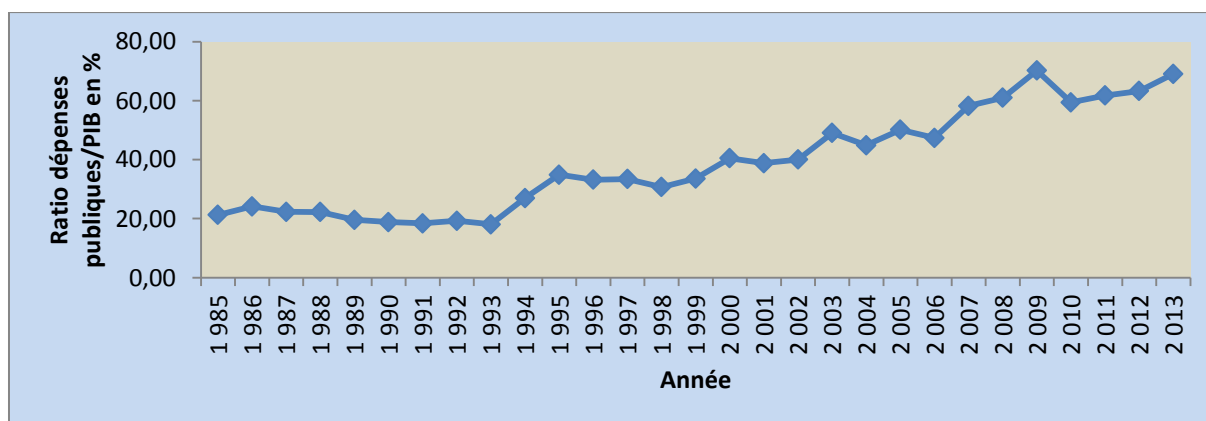
En considérant globalement la période 1985-2013, on peut observer une évolution en deux étapes. La première étape qui s'étend de 1985 à la fin des années 1993 se singularise par une légère tendance à la baisse des dépenses publiques. Et la seconde étape de 1994 à nos jours montre une nette tendance à la hausse.

La première étape se justifie surtout à cause des périodes d'instabilité liées à la mise en œuvre des divers programmes d'ajustement structurels (PAS) et à la conjoncture économique qui a durement frappé le Bénin. La grande sécheresse des années 80 a également contribué à réduire les dépenses gouvernementales car les recettes publiques issues des impôts et taxes s'amenuisaient, sans oublier l'aide publique au développement qui se raréfiait. Vingt années de gestion des entreprises publiques n'ont pas réussi à assurer une stabilité économique forte et

un développement économique durable. Aussi, les créanciers et les bailleurs de fonds ont-ils souhaité un assainissement des dépenses publiques. De manière concrète, il était demandé aux Etats membres de l’UEMOA dont fait partie le Bénin de baisser le volume de leurs dépenses et de réduire leur train de vie. Toutes ces mesures étaient plus connues sous le terme de Programmes d’Ajustement Structurels (PAS). Elles devaient être acceptées par les gouvernants pour prétendre continuer de bénéficier des faveurs et de l’indispensable assistance des investisseurs étrangers. Malheureusement, les PAS n’ont pas atteint les objectifs escomptés et les difficultés économiques et financières se sont accentuées au-delà des années 90. Le service public était inadapté et non opérationnel la plupart du temps, le chômage atteignait des chiffres record et l’inflation aggravait le malaise social avec une économie de moins en moins compétitive. Cette situation a conduit à la dévaluation du franc CFA en 1994 au Bénin.

La seconde étape se distingue par une légère hausse des dépenses publiques. Cela pourrait se justifier par le fait que de nombreux pays tels que le Bénin ont commencé à ressentir les effets positifs de la dévaluation du franc CFA en termes d’exportation des biens et services et de compétitivité de leurs économies. La mise en œuvre des programmes régionaux initiés par les organes exécutifs de la Communauté Economique Des Etats de l’Afrique de l’Ouest (CEDEAO) et de l’UEMOA a favorisé les investissements publics dans la réalisation des grands projets d’infrastructures économiques et sociales (entreprises, routes, santé, éducation, etc.). Ce qui a eu pour corollaire une augmentation des dépenses publiques.

Graphique 6 : Evolution du ratio dépenses publiques/PIB



source : DGAE

DEUXIEME PARTIE : Etude économétrique de la causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique

CHAPITRE I : PRESENTATION DU MODELE

SECTION1 : FORMULATION DU MODELE ET PROPRIETES DES SERIES

PARAGRAPHE1 : FORME FONCTIONNELLE DU MODELE ET DEFINITION DE LA CAUSALITE AU SENS DE GRANGER

A. Forme fonctionnelle du modèle

Etant donné que l'analyse se fait ici en termes de causalité, la connaissance de la variable causale serait une condition nécessaire à l'amélioration de la prédictibilité de la variable causée. Il peut être alors établi un modèle de prévision de long terme des dépenses publiques ou de la croissance économique car les deux variables peuvent être à la fois endogènes et ou exogènes.

La forme fonctionnelle du modèle est alors exponentielle et ceci pour des raisons telles que :

- Les variables utilisées sont des variables macroéconomiques dont les dispersions sont trop élevées. L'utilisation de la forme logarithmique de ces deux variables permettra de réduire considérablement ces dispersions.
- La forme exponentielle permet de passer à la forme log-log ; cette dernière répond à notre objectif qui est de faire une analyse en termes d'élasticité des dépenses publiques par rapport à la croissance économique.

Le modèle originel se présente comme suit :

$$DEP_t = \alpha(PIB_t)^\beta \varepsilon_t$$

Avec

DEP_t : Dépenses publiques totales

PIB_t : Produit Intérieur Brut (proxy de la croissance économique)

ε_t : le terme d'erreur

α : Constante réelle

β : Elasticité des dépenses publiques totales par rapport à la croissance économique

En passant à la forme logarithmique on a :

$$\mathbf{Log(DEP_t) = c + \beta Log(PIB_t) + \varepsilon_t}$$

En réalité le test de causalité s'effectue sur le modèle vectoriel à correction d'erreur qui rend compte simultanément du modèle de long terme précédent et du court terme que voici :

$$\mathbf{Log(DEP_t) = \alpha_1 Log(PIB_{t-1}) + \alpha_2 Log(DEP_{t-1}) + \alpha_3 e_{t-1} + \varepsilon_t}$$

Avec :

$\mathbf{Log(DEP_t)}$ désigne la série logarithmique de dépenses publiques totales ;

$\mathbf{Log(PIB_{t-1})}$ désigne la série logarithmique du PIB retardée d'une période ;

$\mathbf{Log(DEP_{t-1})}$ désigne la série logarithmique des dépenses publiques totales retardée d'une période ;

$\mathbf{e_{t-1}}$ désigne le résidu de la relation de long terme retardé d'une période.

$\mathbf{e_t}$ désigne le terme d'erreur

B. Causalité au sens de Granger

En économétrie, la causalité entre deux chroniques est généralement étudiée en termes d'amélioration de la prévision selon la caractérisation de Granger ou en termes d'analyse impulsionnelle, selon les principes de Sims. Au sens de Granger, une série « cause » une autre série si la connaissance du passé de la première améliore la prévision de la seconde. Selon Sims, une série peut être reconnue causale pour une autre série, si les innovations de la première contribuent à la variance d'erreur de la prévision de l'autre. Entre ces deux principaux modes de caractérisation statistique de la causalité, l'approche de Granger est certainement celle qui a eu le plus d'échos chez les économètres ; elle sera donc retenue dans le cadre de cette étude.

Le fondement de la définition de Granger est la relation dynamique entre les variables. Comme indiquée, elle est énoncée en termes d'amélioration de la prédictibilité d'une variable. Chez Granger, la succession temporelle est centrale et on ne peut discuter de la causalité sans prendre en considération le temps (Sekkat, 1989).

On peut formaliser la causalité au sens de Granger comme suit : si l'on note par x_t , et y_t deux séries stationnaires ; en effectuant la régression linéaire de y_t sur les valeurs passées y_s , $s < t$, et sur les valeurs passées x_s , $s < t$; si l'on obtient des coefficients significatifs, alors la connaissance de leurs valeurs peut améliorer la prévision de y_t : on dit que x_t cause y_t , uni directionnellement. Il y a causalité instantanée, lorsque la valeur courante x_t apparaît comme une variable explicative supplémentaire dans la régression précédente.

Ce qui précède s'écrit (Gourieroux et Monfort, 1990 ; Lardie et Mignon 2002) :

- x_t cause uni directionnellement y_t à la date t si

$$E [y_t / y_{t-1}, x_{t-1}] \neq E [y_t / y_{t-1}]$$

- x_t cause instantanément y_t à la date t si :

$$E [y_t / y_{t-1}, x_t] \neq E [y_t / y_{t-1}, x_{t-1}]$$

- x_t ne cause pas y_t à la date t si:

$$V(\varepsilon) [y_t / y_{t-1}, x_{t-1}] = V(\varepsilon) [y_t / y_{t-1}]$$

Où $V(\varepsilon)$ désigne la matrice de variance covariance de l'erreur de prévision.

A partir de la définition ci-dessus, on définit les mesures de causalité suivantes :

- Mesure de causalité de x_t vers y_t

$$C_{x \rightarrow y} = \text{Log} \frac{\det V(\varepsilon) [y_t / y_{t-1}]}{\det V(\varepsilon) [y_t / y_{t-1}, x_{t-1}]}$$

- Mesure de causalité instantanée de x_t vers y_t

$$C_{x \rightarrow y} = \text{Log} \frac{\det V(\varepsilon)[y_t / y_{t-1}]}{\det V(\varepsilon)[y_t / y_{t-1}, x_t]}$$

Pour que la définition de la causalité proposée ci-dessus soit opérationnelle, il faudrait (Pizarro Rios, 1993) que :

- x_t et y_t soient des variables pertinentes. Dans le cas contraire, on obtient des régressions fallacieuses (spurious regressions) selon la terminologie de Granger et Newbold (1974) ;
- les séries soient stationnaires ou rendues stationnaires par transformation linéaire (variables intégrées) ou non linéaire (transformation de Box-Cox).

L'hypothèse de la stationnarité est très importante. Selon le théorème de Wold, tout processus stationnaire satisfait une représentation MA (Moving Average).

PARAGRAPHE2 : PROPRIETES DES SERIES

Jusqu'à présent, nous nous sommes limités à l'analyse causale dans le cas de variables stationnaires. Or, depuis plus d'une vingtaine d'années, de nombreux articles révèlent que la majorité des séries macroéconomiques ne sont pas stationnaires en niveau, en particulier l'article de Nelson et Plosser (1982). Ceci suppose qu'avant d'appliquer une quelconque méthode d'estimation, une analyse approfondie des propriétés des séries est indispensable. L'objectif principal visé est celui de repérer l'éventuelle non stationnarité des séries. En d'autres termes, c'est la détermination de l'ordre d'intégration de celles-ci.

A. Ordre d'intégration

Dans cette section, il s'agira de déterminer le type de processus suivi par chacune des variables soumises à notre analyse. On distingue deux principaux types de processus temporels :

1. Les processus stationnaires

Une série temporelle est dite stationnaire si :

- la série est générée par un processus aléatoire invariant par rapport au temps ;

- la série est générée par un processus équilibré dans le long terme autour d'une moyenne constante ;
- toute fluctuation autour de la moyenne est la même à n'importe quel point dans le temps.

Cette définition a connu deux formulations analytiques que sont : la stationnarité au sens faible et la stationnarité au sens fort.

- Stationnarité au sens fort

Une série est dite stationnaire au sens fort si :

$$P(y_t, y_{t+1} \dots y_{t+k}) = P(y_{t+m}, y_{t+m+1} \dots y_{t+m+k})$$

$$P(y_{t+1}/y_t) = P(y_{t+1+m}/y_{t+m})$$

$$\forall t, k, m \in \mathbb{R}$$

- Stationnarité au sens faible

Une série est dite stationnaire au sens faible si les trois conditions suivantes sont réunies :

$$\forall t \in \mathbb{Z}, E(x_t) = m, \text{ indépendant de } t$$

$$\forall t \in \mathbb{Z}, V(x_t) = \gamma_0$$

$$\forall t, k \in \mathbb{Z}, \text{COV}(x_t, x_{t+k}) = \gamma_k$$

La première condition $E(x_t) = m$ porte sur les moments d'ordre un et signifie tout simplement que les variables aléatoires x_t doivent avoir la même espérance quelle que soit la date t . Autrement dit, l'espérance du processus x_t doit être indépendante du temps.

La seconde condition $\forall t \in \mathbb{Z}, V(x_t) = \gamma_0$ signifie tout simplement que la variance du processus doit être indépendante du temps.

Enfin, la troisième condition, $\gamma(h)$ indépendant de t , porte sur les moments d'ordre deux résumés par la fonction d'auto covariance. Cette condition implique que ces moments doivent être indépendants de la date considérée et ne doivent dépendre uniquement que de l'ordre des retards. Autrement dit la fonction d'auto

covariance du processus x_t doit être indépendante du temps. Ceci signifie que le processus générateur de la série s'inscrit sur une bande horizontale centrée sur sa moyenne.

Les processus stationnaires sont donc caractérisés par des espérances, variances, auto corrélations et les covariances indépendantes du temps. Un tel processus stationnaire est dit intégré d'ordre zéro (I(0)). L'exemple le plus immédiat d'un processus stationnaire est un bruit blanc caractérisé par une moyenne nulle et une variance constante indépendante du temps.

$$x_t = \varepsilon_t \quad \text{avec } \varepsilon_t \rightarrow BB(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Un second exemple est celui d'un processus autorégressif d'ordre un (AR (1))

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{avec } \varepsilon_t \rightarrow BB(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad \text{et } |\rho| < 1$$

2. les processus non stationnaires

A la suite de Nelson et Plosser, on peut donner deux contre exemples des séries stationnaires. Le premier est celui où la valeur x_t est une fonction explicative de la date t . La série est dite alors TS (Trend Stationary) présentant une non stationnarité de nature déterministe. Le deuxième cas est celui d'une série DS (Difference Stationary) présentant une non stationnarité de nature stochastique. La variable est donc stationnaire en différence et le meilleur exemple dans ce cas est la marche aléatoire :

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{avec } \varepsilon_t \rightarrow BB(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

De façon générale, les processus DS et TS peuvent être décrits sous la forme :

$$x_t - \rho x_{t-1} = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad \text{avec } \varepsilon_t \rightarrow BB(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

On a :

$\rho = 1$ si le processus est DS. Il présente alors les caractéristiques suivantes :

- la variance de x_t tend vers l'infini lorsque x_t tend vers l'infini ;
- un choc a un effet permanent, c'est-à-dire qu'à la suite d'un choc la série ne revient jamais à son niveau pré choc ;

- la densité spectrale est infinie à la fréquence zéro ;
- les autos corrélations ne diminuent pas lorsque le retard augmente.

Un processus DS est un processus que l'on peut rendre stationnaire par l'utilisation d'un filtre aux différences.

$|\rho| < 1$ si le processus est TS

Un processus TS est un processus que l'on peut rendre stationnaire par une régression sur une tendance déterministe.

$|\rho| > 1$ correspond à des processus explosifs.

Une série non stationnaire x_t est dite intégrée d'ordre d et l'on note $x_t \rightarrow I(d)$ si après avoir été différenciée d fois, elle est stationnaire. En d'autres termes, $x_t \rightarrow I(d)$ si et seulement si $(1-L)^d x_t \rightarrow I(0)$ avec L l'opérateur retard. La plupart des séries macroéconomiques sont intégrées d'ordre 1 ; elle possède une racine unitaire. Une différenciation unique suffit pour les rendre stationnaires. La méthode la plus performante pour déterminer l'ordre d'intégration des séries est basée sur les tests de racine unitaire.

A. Test de racine unitaire

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. Les travaux pionniers en la matière sont ceux de Fuller (1976) et de Dickey et Fuller (1979,1981). Les tests de Dickey et Fuller sont des tests paramétriques reposant sur l'estimation d'un modèle auto régressif. Ces tests sont utilisés en raison de leur grande simplicité. 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). Le test de Phillips et Perron (1988)

est construit sur une correction non paramétrique des statistiques de Dickey-Fuller pour prendre en compte les erreurs hétéroscédastiques.

1. Le test de Dickey-Fuller Augmenté

Le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) est une extension du test de Dickey-Fuller simple au cas où l'erreur suit un processus AR(p) puis au cas où l'erreur suit un processus ARMA (p, q).

En effet les tests de Dickey-Fuller simple souffrent de deux limites importantes à savoir :

- l'apparition quasi systématique d'une auto corrélation des résidus
- l'importance d'une formulation adéquate de la composante déterministe faute de quoi les résultats du test pourraient être systématiquement biaisés.

Le test ADF consiste à vérifier l'hypothèse nulle $H_0 : \phi = 0$ contre l'hypothèse alternative $H_1 : |\phi| < 0$ en se référant aux valeurs tabulées par Fuller en 1976 et Dickey et Fuller (1979, 1981). Il est basé sur l'estimation par les moindres carrés des trois modèles suivants :

$$\text{Modèle1 : } \Delta x_t = \phi x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta x_{t-j} + \eta_t \quad \text{sans constante ni tendance}$$

$$\text{Modèle2 : } \Delta x_t = \mu + \phi x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta x_{t-j} + \eta_t \quad \text{avec constante, sans tendance}$$

$$\text{Modèle3 : } \Delta x_t = \lambda + \phi x_{t-1} + \delta t + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta x_{t-j} + \eta_t \quad \text{avec constante et tendance}$$

La stratégie de test ADF consiste en une première étape à déterminer le nombre de retard p nécessaire pour blanchir les résidus. Dans la seconde étape, il suffit d'appliquer la stratégie séquentielle du test de Dickey Fuller Simple aux trois modèles.

Le choix du nombre du retard optimal se fait suivant plusieurs approches :

- On estime plusieurs processus pour différentes valeurs de p et l'on retient le modèle qui minimise les critères d'information (AKAIKE, SCHWARZ)
- On étudie les autos corrélations partielles de la série Δx_t et l'on retient pour p la dernière auto corrélation significativement différente de zéro.

La stratégie séquentielle du test ADF est la suivante :

Etape1 : on estime le modèle 3. On commence par tester la significativité de la tendance. Deux cas peuvent se présenter :

- si la tendance n'est pas significative, on passe à l'étape 2 ;
- si la tendance est significative, on a deux possibilités :
 - si l'on accepte l'hypothèse nulle, x_t est non stationnaire. Dans ce cas, il faut la différencier et recommencer la procédure sur la série en différence première.
 - Si l'on rejette l'hypothèse nulle, x_t est stationnaire. Dans ce cas la procédure s'arrête. Nous avons affaire à un processus TS.

Etape2 : cette étape ne doit être appliquée que si la tendance n'est pas significative. On estime le modèle 2 et on commence par tester la significativité de la constante. Deux cas de figure peuvent se présenter :

- Si la constante n'est pas significative, on passe à l'étape 3 ;
- Si la constante est significative, on passe au test :
 - Si l'on accepte l'hypothèse nulle, x_t est non stationnaire. Dans ce cas on différencie la série et recommence la procédure sur la série en différence première ;
 - Si l'on rejette l'hypothèse nulle, x_t est stationnaire. Dans ce cas la procédure de test s'arrête et l'on peut directement travailler sur la série.

Etape3 : cette étape ne doit être franchie que si la constante et la tendance ne sont pas significatives.

On estime le modèle 1 et on va au test :

- Si l'on accepte l'hypothèse nulle, x_t est non stationnaire. Dans ce cas il faut la différencier et recommencer la procédure de test sur la série en différence première.
- Si l'on rejette l'hypothèse nulle, x_t est stationnaire et la procédure s'arrête. La série x_t peut être alors utilisée.

Dans la mesure où les valeurs critiques sont négatives, la règle de décision est la suivante :

- Si la valeur calculée de la t-statistique associée à ϕ est inférieure à la valeur critique, on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité
- Si la valeur calculée de la t-statistique associée à ϕ est supérieure à la valeur critique, on accepte l'hypothèse nulle de non stationnarité.

2. Le test de Phillip- Perron

Le test de Phillip-Perron est construit sur une correction non paramétrique des statistiques de Dickey-Fuller pour prendre en compte les erreurs hétéroscédastiques. On a les trois modèles suivants :

$$\text{Modèle1 : } \Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{sans tendance et sans constante}$$

$$\text{Modèle2 : } \Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \alpha + \varepsilon_t \quad \text{sans tendance et avec constante}$$

$$\text{Modèle3 : } \Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad \text{avec tendance et avec constante}$$

Il consiste à vérifier l'hypothèse nulle de non stationnarité $H_0 : \rho = 1$ contre l'hypothèse alternative de stationnarité $H_1 : |\rho| < 1$. Il se déroule en quatre étapes :

- estimation par les moindres carrés ordinaires des trois modèles de base des tests de Dickey-Fuller et calcul des statistiques associées ;

- estimation de la variance dite de court terme ;

- estimation de la variance de long terme. A ce propos, il est nécessaire de déterminer un nombre de retards l appelé dans ce cas la troncature de Newey-West ;

- calcul de la statistique de Phillip-Perron. Cette statistique est à comparer aux valeurs critiques de la table Mackinnon.

SECTION2 : COINTEGRATION ET MODELE A CORRECTION D'ERREUR

PARAGRAPHE1 : COINTEGRATION

C'est l'étape qui suit les tests préalables de vérification de stationnarité des séries faisant l'objet de l'étude.

Très en vogue ces dernières années, la méthode de cointégration permet de déterminer des relations de long terme entre les variables. L'idée est très simple : la plupart des variables économiques ne sont pas stationnaires, c'est-à-dire que leur premier et/ou deuxième moment dépendent du temps. Ceci implique que les méthodes d'estimation classiques telles que les moindres carrés donnent lieu à des résultats sans fondements statistiques (les fameuses "spurious regressions" de Granger et Newbold (1974)). La cointégration permet d'estimer des relations stationnaires entre variables qui ne le sont pas.

A. Notion de cointégration

En règle générale, si deux séries sont intégrées d'ordre différent, la combinaison linéaire de ces deux séries est intégrée d'ordre plus élevé. Ainsi si deux séries x_t et y_t sont intégrées d'ordre 1 ($I(1)$), on s'attend à ce que la combinaison linéaire $y_t - b x_t$ soit $I(1)$ indépendant de b et non $I(0)$. Aussi si x_t et y_t sont intégrées d'ordre 1 ($I(1)$) alors il peut exister un "b" tel que la combinaison linéaire $z_t = y_t - b x_t$ soit intégrée d'ordre 0 ($I(0)$). Deux séries qui satisfont ces conditions sont dites cointégrées et le vecteur $(1, -b)$ est appelé vecteur de cointégration. Dans ce cas il est possible de distinguer une relation de long terme entre x_t et y_t (la façon dont les deux séries augmentent ensemble) et une dynamique de court terme. z_t étant intégrée d'ordre 0 donc stationnaire, x_t et y_t vont tendre à varier dans le temps et peuvent subir des déviations momentanées mais ne peuvent diverger sans limites. La relation $z_t = y_t - b x_t$ est par conséquent une relation de long terme ou d'équilibre et z_t mesure la déviation par rapport à la valeur d'équilibre. Après avoir soupçonné une éventuelle cointégration des séries,

il faudra confirmer sa présence par les tests appropriés notamment celui de Granger et Engel et celui de Johannsen.

B. Test de cointégration

1. Test de cointégration de Granger Engle

Cette étape ne doit être franchie que lorsqu'il y a risque de cointégration c'est-à-dire lorsque les deux conditions suivantes sont vérifiées :

- les deux séries étudiées sont affectées d'une tendance stochastique de même ordre d'intégration d ;
- une combinaison linéaire de ces séries permet de se ramener à une série d'ordre d'intégration inférieur.

Selon Engel et Granger, tester la cointégration revient à opérer un test de racine unitaire sur les résidus de l'équation de cointégration. Il se déroule en deux étapes et il s'agit dans un premier temps d'estimer par la méthode des moindres carrés ordinaires la relation de long terme entre x_t et y_t et récupérer le résidu. Dans un deuxième temps il s'agit d'appliquer les tests de racine unitaire à ce résidu.

Les étapes sont :

- On estime par les Moindres Carrés Ordinaires la relation de long terme entre les variables : $y_t = a_1x_t + a_0 + \varepsilon_t$

Pour que la relation de cointégration soit acceptée, il faut que le résidu e_t issu de cette régression soit stationnaire : $e_t = y_t - \hat{a}_1 x_t - \hat{a}_0$

- On fait à cet effet les tests de racine unitaire sur le résidu e_t issu de la régression précédente.

Si le résidu e_t est stationnaire alors la relation est bonne et nous pouvons alors estimer le modèle à correction d'erreur.

Si le résidu e_t n'est pas stationnaire, on fait la régression $\Delta y_t = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 \Delta x_t$ et on montre que $R^2 \approx 0$ et $DW=2$. En ce moment on dit que la relation est une relation trompeuse.

Rappelons que pour les tests ADF sur le résidu, nous ne pouvons utiliser les tables de Dickey et Fuller. En effet, le test porte sur les résidus estimés à partir de la relation statique et non sur les « vrais » résidus de la relation de cointégration. Mackinnon (1991) a donc simulé des tables qui dépendent du nombre d'observations et du nombre de variables explicatives figurant dans la relation statique.

2. Test de cointégration de Johansen

L'approche en deux étapes d'Engel et Granger est très restrictive. En effet, cette approche n'est applicable que dans le cas d'une seule et unique relation de cointégration (donc un seul vecteur cointégrant). En outre, elle pose un problème de normalisation ; elle peut conduire à des résultats différents selon que l'on considère la combinaison $z_t = y_t - bx_t$ ou $z_t = x_t - by_t$.

Comme alternative à l'approche d'Engel et de Granger, on utilise plutôt le test de cointégration de Johansen. Ce test permet de déterminer le nombre de relations d'équilibre de long terme, c'est-à-dire le nombre de relations de cointégration entre des variables intégrées de même ordre quelle que soit la normalisation utilisée.

Le test de cointégration de Johansen utilise deux statistiques pour déterminer le nombre de relations de cointégration r :

- Test de la trace pour l'hypothèse de l'existence d'au moins r vecteurs de cointégration. A partir des valeurs propres de la matrice Π , on construit la statistique :

$$\lambda_{\text{Trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i)$$

Où T est le nombre d'observations, r le rang de la matrice, λ_i la i ème valeur propre et p le nombre de variables du VAR. Cette statistique suit une loi de probabilité tabulée par Johansen et Juselius (1990). Ce test fonctionne par exclusion d'hypothèses alternatives:

- Test $H_0 : r = 0$ contre $H_1 : r > 0$. Test de l'hypothèse aucune relation de cointégration contre au moins une relation. Si $\lambda_{\text{trace}}(0)$ est supérieur à la valeur lue

dans la table au seuil $\alpha\%$, on rejette H_0 , il existe au moins une relation, on passe alors à l'étape suivante, sinon on arrête et $r = 0$.

- Test $H_0 : r = 1$ contre $H_1 : r > 1$. Test de l'hypothèse une relation de cointégration contre au moins deux relations. Si $\lambda_{\text{trace}}(1)$ est supérieur à la valeur lue dans la table au seuil $\alpha\%$, on rejette H_0 , il existe au moins une relation, on passe alors à l'étape suivante, sinon on arrête et $r = 1$. Et on procède ainsi de suite jusqu'à la dernière étape (si elle est nécessaire) :

- Test $H_0 : r = p - 1$ contre $H_1 : r > p - 1$. Test de l'hypothèse $p - 1$ relations de cointégration contre au moins $p - 1$ relations. Si $\lambda_{\text{trace}}(p - 1)$ est supérieur à la valeur lue dans la table au seuil $\alpha\%$, on rejette H_0 , il existe N relations (en fait dans ce cas les p variables sont $I(0)$) sinon $r = p - 1$.

➤ Test de la valeur propre maximale pour l'hypothèse d'existence d'exactly r vecteurs de cointégration :

$$\lambda_{\text{max}} = T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

Les distributions asymptotiques de ces deux statistiques sont non standard. Les valeurs critiques asymptotiques ont été tabulées par Johansen et Jusélius.

PARAGRAPHE2 : MODELE A CORRECTION D'ERREUR

A. Notion de modèle à correction d'erreur

Les tests de cointégration permettent de détecter la présence d'une relation de long terme entre les variables. Or, il est fort intéressant de connaître l'évolution à court et moyen terme de cette relation. L'outil nécessaire à une telle fin est le modèle à correction d'erreur (ECM) utilisé en premier par Sargan (1984) et rendu populaire par Engel et Granger (1987). Ce type de modèle permet de mettre en évidence comment la dynamique de court terme des variables du système est influencée par la déviation de l'équilibre de long terme. Ainsi, lorsque des séries sont non stationnaires et cointégrées, il convient d'estimer leurs relations au travers d'un modèle à correction d'erreur. L'estimation du modèle à correction d'erreur se fait en deux étapes :

- Etape1 : estimation par les MCO de la relation de long terme :

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (\text{ECM})$$

- Etape2 : estimation par les MCO de la relation du modèle dynamique (court terme) :

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 e_{t-1} + \mu_t \quad \text{avec } \alpha_2 < 0$$

Le coefficient α_2 appelé force de rappel vers l'équilibre doit être significativement négatif ; dans le cas contraire il convient de rejeter une spécification de type ECM.

Par ailleurs, nous pouvons imaginer une relation croisée entre les variations de y_t et celles de x_t . En effet, même si la spécification de long terme reste valide ($y_t = \alpha + \beta x_t + e_t$), il peut exister une dynamique de court terme :

$$\Delta y_t = c + \lambda e_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{avec } \lambda < 0$$

$$\Delta x_t = c' + \lambda' e_{t-1} + \varepsilon'_t$$

Cette dynamique peut être généralisée en introduisant un modèle à polynôme retard sur les variables en différences. Ainsi, d'après le théorème de la représentation de Granger, si deux variables x_t et y_t sont intégrées d'ordre 1 et cointégrées, alors la représentation VECM suivante existe :

$$\Delta y_t = c + \lambda e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = c' + \lambda' e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha'_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta'_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon'_t$$

et e_t est le résidu issu de la relation de long terme.

Le coefficient λ représente la vitesse d'ajustement, si ce coefficient n'est pas significativement différent de zéro et négatif, nous ne pouvons retenir l'hypothèse d'une cointégration et la représentation du modèle à correction d'erreur n'est pas valide.

B. Causalité dans le cas de variables cointégrées

Engle et Granger (1991) ont montré que si les variables sont intégrées, le test classique de Granger basé sur le VAR n'est plus approprié. Ils recommandent pour ce faire d'utiliser le modèle à correction d'erreur. En outre le test de causalité basé sur le modèle vectoriel à correction d'erreur présente l'avantage de fournir une relation causale même si aucun coefficient estimé des variables d'intérêt décalées n'est significatif. Ainsi, en utilisant le modèle vectoriel à correction d'erreur :

$$\Delta y_t = c + \lambda e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = c' + \lambda' e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha'_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta'_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon'_t$$

nous dirons que x_t ne cause pas y_t au sens de Granger si $\beta_i = \lambda = 0$ et aussi que y_t ne cause pas x_t au sens de Granger si $\alpha'_i = \lambda' = 0$.

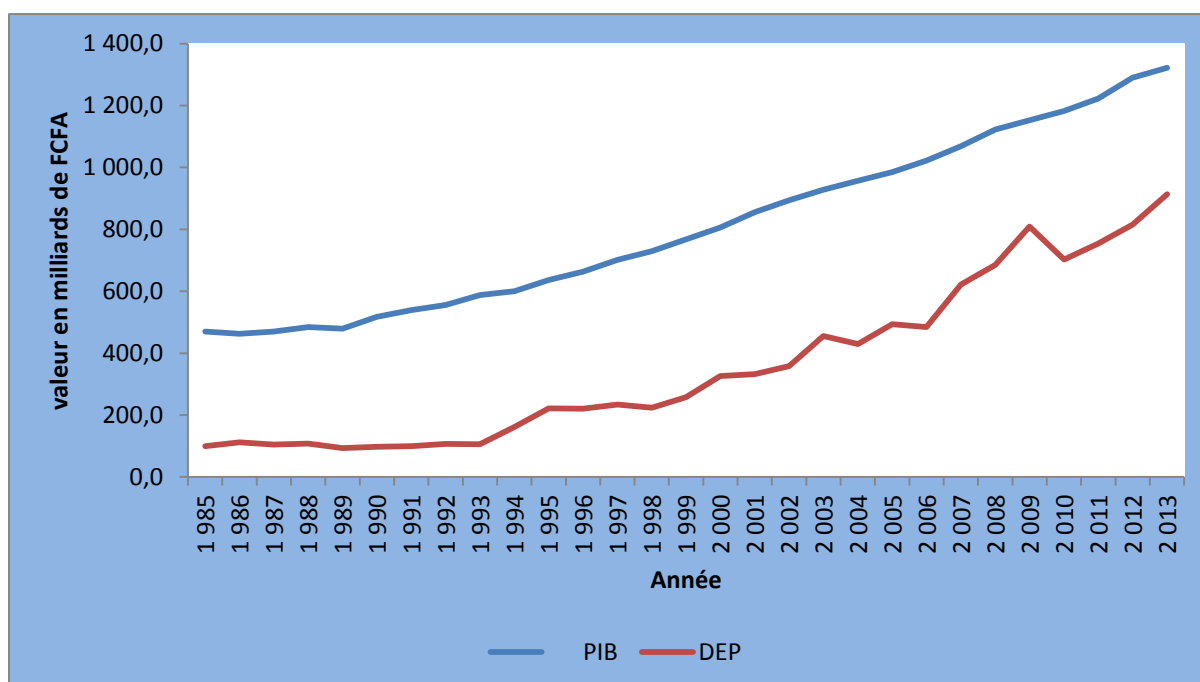
CHAPITRE II: RESULTATS EMPIRIQUES

SECTION1 : RESULTATS DES TESTS DE STATIONNARITE ET DE COINTEGRATION

PARAGRAPHE1 : RESULTATS DES TESTS DE STATIONNARITE

A. Examen graphique des deux séries

Graphique 7 : Evolution du PIB et des dépenses publiques



Source : DGAE INSAE

La figure ci-dessus décrit l'évolution du Produit Intérieur Brut et des dépenses publiques du Bénin de 1985 à 2013. Nous pouvons observer que ces deux variables présentent des évolutions de long terme semblable et sont caractérisées par une tendance générale à la hausse. Cela semble bien traduire une relation d'équilibre ou de cointégration entre ces deux séries. La corrélation entre ces deux variables est de 0,98. Cette valeur proche de 1 montre que les deux séries sont fortement corrélées.

Cependant, il faut noter que les dépenses publiques ont connu une tendance à la hausse plus irrégulière que celle enregistrée par le Produit Intérieur Brut.

B. Résultats des tests de racine unitaire

L'application des tests de racine unitaire aux différentes séries retenues dans le cadre de notre étude a fourni les résultats présentés en annexe 2 et 3 et dont l'essentiel est récapitulé dans le tableau ci-après :

Tableau 1 : Résultats des tests ADF au seuil de 5% sur les séries LPIB et LDEP

Séries	Niveau de la différence	Type de modèle	Retards (p)	Valeurs critiques ADF	T-statistique ADF	Probabilité	Observations
LPIB	0	3	0	-3,58	-3,15	0,11	Non stationnaire
LPIB	1	2	0	-2,97	-5,71	0,00	Stationnaire
LDEP	0	3	0	-3,58	-2,66	0,26	Non stationnaire
LDEP	1	2	0	-2,98	-5,16	0,00	Stationnaire

Source : calculs propres sur la base des données DGAE-DSEE/INSAE

La significativité de la tendance dans le modèle 3 (modèle avec constante et tendance déterministe) pour la variable LPIB prise en niveau conduit à opérer le test de racine unitaire sur ce modèle. Ce test révèle que la série étudiée (LPIB) n'est pas stationnaire. En effet, la valeur estimée de la statistique ADF (-3,15) est supérieure pour $p=0$ (avec p le niveau de retards) à la valeur critique au seuil de 5% (-3,58). On accepte donc l'hypothèse nulle de racine unitaire et le processus stochastique étudié contient au moins une racine unitaire. Par ailleurs la visualisation du corrélogramme de la série laissait déjà présager que la série LPIB n'est pas la réalisation d'un processus stationnaire. Dans ce cas il faut alors différencier la série.

Dans la série LPIB prise en différence première, la non significativité de la tendance dans le modèle 3 et la significativité de la constante dans le modèle 2 (modèle avec constante et sans tendance déterministe) conduit à opérer le test de racine unitaire sur le modèle 2. Ce test révèle que la série LPIB est stationnaire en différence première. En effet la valeur estimée de la statistique ADF (-5,71) est inférieure pour $p=0$ à la valeur critique (-2,98) au seuil de 5% : l'hypothèse nulle de racine unitaire est donc rejetée. Aussi la visualisation du corrélogramme

permettait déjà d'envisager ce résultat. La série LPIB est donc intégrée d'ordre 1. LPIB → I (1).

En ce qui concerne la variable LDEP les résultats montrent que prise en niveau, elle n'est pas stationnaire. En effet, la tendance étant significative dans le modèle 3, il convient de faire le test de racine unitaire sur ce modèle, test qui a révélé que la valeur estimée de la statistique ADF (-2.66) est supérieure à la valeur critique (-3.58) au seuil de 5%. On ne peut donc pas rejeter l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire : la série étudiée n'est donc pas stationnaire. Il faut donc la différencier.

Dans ce cas la procédure du test a été appliquée à la série LDEP en différence première. A ce stade, les résultats montrent que la variable LDEP une fois différenciée est stationnaire. En effet la valeur calculée de la statistique ADF (-5,16) est inférieure pour $p=0$ à la valeur critique (-2,98). On en déduit donc que la série LDEP est intégrée d'ordre 1.

En outre le test de racine unitaire de Phillips et Perron a été appliqué avec la même stratégie séquentielle du test ADF sur les séries dont le récapitulatif des résultats est consigné dans le tableau ci-dessous :

Tableau 2 : Résultat du test de Phillips et Perron sur les séries LPIB et LDEP

Séries	Niveau de la différence	Type de modèle	Retards (p)	Valeurs critiques PP	t-statistiques PP	probabilité	observations
LPIB	0	3	3	-3,58	-3,17	0,11	Non stationnaire
LPIB	1	2	1	-2,98	-5,76	0,00	Stationnaire
LDEP	0	3	6	-3,58	-2,49	0,33	Non stationnaire
LDEP	1	2	0	-2,98	-5,16	0,00	Stationnaire

Source : calculs propres sur la base des données DGAE-INSAE

Les résultats du test de Phillips et Perron viennent confirmer les caractéristiques précédemment fournies par le test ADF à savoir que les deux séries sont stationnaires en différence première.

En conclusion, nous remarquons que toutes les séries logarithmiques des variables retenues pour l'étude sont intégrées du même ordre (ordre 1). Il y a donc un risque de cointégration. Afin de l'élucider nous utiliserons l'approche d'Engle et Granger (stationnarité du résidu issu de la relation de long terme). Ensuite la cointégration sera confirmée par le test de Johansen qui permettra également de déterminer le nombre de relations de cointégration.

PARAGRAPHE2 : PRESENTATION DES RESULTATS DES TESTS DE COINTEGRATION

A. Résultats du test de cointégration de Granger et Engle

L'observation du graphique et du corrélogramme des résidus présentés en annexe 5 permet de faire la présomption que le résidu est stationnaire. En effet on note l'absence de tendance au niveau de la courbe du résidu, et d'autre part, au niveau du corrélogramme on remarque que les valeurs des corrélogrammes simple et partiel sont contenues dans la bande (intervalle de confiance).

Toutefois nous ne saurions conclure définitivement à ce stade car l'analyse faite précédemment n'est qu'une simple présomption qu'il convient de confirmer par un test classique. Pour ce faire le test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté a été utilisé.

Tableau 3 : test ADF sur le résidu

variable	Niveau de différence	Type de modèle	Niveau de confiance	Valeur critique	T-statistique ADF	Probabilité
Résidu	0	Modèle 1	5%	-1,95	-5,71	0,00

Source : nos calculs

Compte tenu de la non significativité de la tendance dans le modèle 3 (modèle avec constante et tendance déterministe) et de la non significativité de la constante dans le modèle 2 (modèle avec constante et sans tendance déterministe), le test de racine unitaire a été effectué sur le modèle 1 (modèle sans constante et sans tendance déterministe). Le test a révélé l'absence de racine

unitaire dans la série des résidus. En effet la probabilité associée à la statistique ADF (0,00) est inférieure à 5%. Le résidu issu de la relation de long terme est donc stationnaire. Nous pouvons donc conclure qu'il y a bel et bien cointégration entre les variables. Pour confirmer ce résultat et déterminer le nombre de relations de cointégration, le test de Johansen a été effectué.

B. Résultats du test de cointégration de Johansen

La première étape cruciale de la procédure du test de cointégration multi varié de Johansen est la recherche du nombre de retards optimal. Le choix du nombre de retards peut affecter sensiblement les résultats des tests de ratio de vraisemblance pour la cointégration. Si le nombre de retards est insuffisant, le modèle peut retenir de l'auto corrélation au sein de son terme résiduel ce qui n'est pas bien. Si, à l'inverse, l'ordre du modèle est trop grand, les tests tendent à surestimer le nombre de relations de cointégration. Le nombre de retards est estimé à partir des critères d'information usuels tels que les critères de Akaike, Schwarz et Hannan-Quin. Le nombre de retards optimal est la valeur qui les optimise.

Les résultats du choix du nombre de retards sont consignés dans le tableau suivant :

Tableau 4 : Critères d'information

LAG	AIC	SC
1	-6,09	-5,71
2	-5,89	-5,31
3	-5,61	-4,83

Source : nos calculs avec le logiciel Eviews

Le test de Johansen sera mené à partir du sous modèle 1 avec un retard $k=1$. Les résultats du test sont présentés dans le tableau ci-après :

Tableau 5 : Résultats du test de la trace sur les variables

Hypothèse nulle	Hypothèse alternative	Trace	Valeurs critiques au seuil de 5%
$r=0$	$r>0$	20,61	12,32
$r=1$	$r>1$	0,11	4,13

Source : nos calculs avec le logiciel Eviews

Tableau 6 : Résultat du test de la valeur propre maximale

Hypothèse nulle	Hypothèse alternative	Valeur propre maximale	Valeurs critiques au seuil de 5%
$r=0$	$r=1$	20,50	11,22
$r=1$	$r=2$	0,11	4,13

Source : nos calculs avec le logiciel Eviews

L'analyse des résultats du test de la trace et de la valeur propre maximale sur les variables logarithmiques révèle que l'hypothèse nulle (d'au plus) $r=0$ (pour le test de la trace) ou exactement $r=0$ (pour le test de la valeur propre maximale) est rejetée au seuil de 5%. Cela découle du fait que les valeurs calculées à partir de ces deux statistiques (20,61 pour la statistique de la trace et 20,50 pour la statistique de la valeur propre maximale) sont supérieures aux valeurs critiques qui leur sont associées (respectivement 12,32 et 11,22). Par contre l'hypothèse nulle $r\leq 1$ (pour le test de la trace) ou $r=1$ (pour le test de la valeur propre maximale) ne peut être rejetée au seuil de 5% car les deux statistiques du test de Johansen (0,11 pour la statistique de la trace et 0,11 pour celle de la valeur propre maximale) sont inférieures aux valeurs critiques qui leur sont associées (respectivement 4,13 et 4,13). Les variables LPIB et LDEP sont donc cointégrées et il existe un seul vecteur cointégrant.

Les deux tests de cointégration de Johansen confirment l'existence d'une seule relation de cointégration. Nous pouvons donc estimer le modèle à correction d'erreur.

SECTION 2 : RESULTATS DES ESTIMATIONS ET DE LA CAUSALITE

PARAGRAPHE 1 : RESULTATS DES ESTIMATIONS

A. Résultats de l'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur

Accepter la cointégration, c'est accepter le fait qu'il existe une relation d'état stationnaire entre les deux séries qui ont une tendance commune à évoluer dans le même sens. Tout écart momentané par rapport à l'équilibre est considéré comme aléatoire. D'après le théorème de représentation de Granger, tout système cointégré, implique l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur qui empêche les séries de trop s'écarter de leur équilibre à long terme.

L'estimation du modèle en une seule étape nous a fourni les résultats suivants :

Estimation de la relation de long terme

On obtient la spécification :

Tableau 7 : Résultats de l'estimation de la relation de long terme

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1987 2013
 Included observations: 27 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$B(1,1)=1, A(2,1)=0$

Convergence achieved after 11 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 10.77762

Probability 0.001027

Cointegrating Eq:	CointEq1
LDEP(-1)	1.000000
LPIB(-1)	-2.329237 (0.09991) [-23.3129]
C	37.33768 (2.71884) [13.7329]

R-squared	0.376581	-1.020042
Adj. R-squared	0.324629	-1.188379
Sum sq. resids	0.284980	0.015876
S.E. equation	0.108969	0.025719
F-statistic	7.248684	-6.059529
Log likelihood	23.12948	62.11252
Akaike AIC	-1.491073	-4.378705
Schwarz SC	-1.347091	-4.234723
Mean dependent	0.077769	0.038869
S.D. dependent	0.132596	0.017386

Determinant resid covariance (dof adj.)	7.56E-06
Determinant resid covariance	5.97E-06
Log likelihood	85.56446
Akaike information criterion	-5.671441
Schwarz criterion	-5.239496

Source : Nos calculs

La relation de long terme qui se déduit des résultats de l'estimation est :

$$LDEP = 2,33 LPIB - 37,34$$

$$[-23,3129] \quad [13,7329]$$

Les valeurs entre crochet sont les t- statistiques.

Estimation de la relation de court terme

Tableau 8 : Résultat de l'estimation de la relation de court terme

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1987 2013
 Included observations: 27 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=1, A(2,1)=0$$

Convergence achieved after 11 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 10.77762

Probability 0.001027

Error Correction:	D(LDEP)	D(LPIB)
CointEq1	-0.648560 (0.18341)	0.000000 (0.00000)

	[-3.53617]	[NA]
D(LDEP(-1))	0.227496 (0.18365) [1.23873]	0.038078 (0.04335) [0.87844]
D(LPIB(-1))	0.130006 (0.80030) [3.66036]	0.691407 (0.18889) [0.16245]
R-squared	0.376581	-1.020042
Adj. R-squared	0.324629	-1.188379
Sum sq. resids	0.284980	0.015876
S.E. equation	0.108969	0.025719
F-statistic	7.248684	-6.059529
Log likelihood	23.12948	62.11252
Akaike AIC	-1.491073	-4.378705
Schwarz SC	-1.347091	-4.234723
Mean dependent	0.077769	0.038869
S.D. dependent	0.132596	0.017386
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.56E-06
Determinant resid covariance		5.97E-06
Log likelihood		85.56446
Akaike information criterion		-5.671441
Schwarz criterion		-5.239496

Source : Nos calculs

La relation de court terme s'écrit :

$$\Delta LDEP = 0,227 \Delta LDEP(-1) + 0,13 \Delta LPIB(-1) - 0,648 e_{t-1}$$

$$[1,23873] \quad [3,66036] \quad [-3,53617]$$

Le coefficient du résidu retardé, qui représente la force de rappel vers l'équilibre, est compris entre -1 et 0 (sa valeur est -0,648). En outre il est significativement négatif confirmant ainsi l'existence d'une relation de long terme entre les deux variables. La représentation par le modèle à correction d'erreur peut donc à priori être validée.

B. Validation du modèle

Dans le but de valider le modèle, certains tests ont été réalisés. Il s'agit du test de normalité des résidus, d'autocorrélation des erreurs et d'homoscédasticité. Les résultats de ces différents tests sont présentés en annexe.

Test de normalité de Jarque Bera

Le test de normalité effectué est celui de Jarque Bera. L'hypothèse nulle est l'hypothèse de normalité des résidus. Elle est acceptée lorsque la valeur estimée de la statistique de Jarque Bera est inférieure à celle lue dans la table de KHI-DEUX au seuil de 5% à deux degrés de liberté (5,99). Des résultats du test de normalité de Jarque Bera en annexe 6-5, nous sommes à même de dire que les résidus sont normaux. En effet, la statistique de Jarque Bera (1,06) est inférieure à 5,99. On accepte alors l'hypothèse de normalité des résidus. Les résidus sont donc normaux.

Test de Ljung-Box

On vérifie que les résidus issus de l'équation sont des bruits blancs en utilisant la Q-statistique de Ljung-Box.

Le test de Ljung-Box repose sur l'analyse de la statistique Q qui est définie par :

$$(1) \mathbb{Q} = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}$$

La statistique Q suit aussi asymptotiquement la loi du khi-deux à h degrés de libertés. Cette statistique est souvent préférée à celle de Box-Pierce à cause de ses propriétés asymptotiques supérieures.

La statistique Q de Ljung-Box (annexe 6-2) pour le retard h=12 confirme l'absence d'autocorrélation. En effet, la probabilité du test pour h=12 est 0,958 supérieure à 0,05, donc l'hypothèse nulle de bruit blanc est acceptée. On accepte alors l'hypothèse selon la quelle il y a absence d'autocorrélation des erreurs. Ainsi les erreurs pour une période t ne sont pas liées à celles des périodes t-1 et t-2.

Test d'homoscédasticité de White

Pour tester une éventuelle hétéroscédasticité des erreurs, nous avons recours au test de White. L'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs est retenue si la probabilité est supérieure à 5% ou si la statistique de White W est inférieure au khi deux lu.

Ainsi, le modèle est homoscédastique (annexe 6-3). En effet la probabilité étant de 0,1140 supérieure à 5%, on accepte l'hypothèse d'homoscédasticité. Donc le risque de l'amplitude de l'erreur est le même quelle que soit la période.

Les différents tests effectués nous permettent de valider le modèle vectoriel à correction d'erreur estimé.

Une fois l'étape de l'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur passée avec succès, il faut effectuer le test de causalité de Granger.

PARAGRAPHE2 : RESULTATS DU TEST DE CAUSALITE ET INTERPRETATION DES RESULTATS

A. Résultat du test de causalité

Notre étude a pour objet de répondre à la question de savoir si c'est la croissance économique qui est la cause des dépenses publiques ou si plutôt c'est les dépenses publiques qui sont la cause de la croissance économique.

Il arrive parfois lors de la recherche du lien causal entre le PIB et les dépenses publiques d'aboutir à l'existence d'une causalité bidirectionnelle ou même à une absence totale de causalité entre ces deux agrégats.

La détermination du sens de causalité est importante et a des implications en matière de politique économique.

Notons par ailleurs que l'existence d'une relation de cointégration entre ces deux variables entraîne l'existence d'une relation causale entre celles-ci dans au moins une direction. Cette relation de causalité est examinée ici à l'aide du test de causalité de Granger basé sur le modèle vectoriel à correction d'erreur. Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau suivant.

Tableau 9 : Test de causalité de Granger

Hypothèse nulle	F-Statistic	Probabilité
LPIB ne cause pas LDEP	11,41***	0,00***
LDEP ne cause pas LPIB	0,85	0,36

Source : Nos calculs

*** dénote le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%

Le test de causalité de Granger révèle l'existence d'une causalité unidirectionnelle de la croissance du PIB vers les dépenses publiques.

En effet sous l'hypothèse nulle « LPIB ne cause pas LDEP », la probabilité associée est 0,00 qui est inférieure à 5%. On rejette alors l'hypothèse nulle. Ainsi LPIB cause au sens de Granger LDEP. Par contre en prenant l'hypothèse nulle « LDEP ne cause pas LPIB », la probabilité est 0,36 qui est supérieur à 5%. On accepte donc l'hypothèse nulle. Ainsi LDEP ne cause pas au sens de Granger LPIB.

Dans le but d'interpréter l'impact des chocs sur la dynamique des variables étudiées, il nous a paru intéressant d'analyser les fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision.

La simulation des chocs structurels est une méthode puissante pour l'analyse de la dynamique entre un groupe de variables. L'analyse impulsionnelle permet d'expliquer les influences des chocs structurels d'une des variables sur les autres variables du système. Ainsi, il sera utile d'examiner les effets réels des chocs identifiés pour déceler d'éventuelles contradictions entre les effets des chocs structurels. Les réponses aux impulsions demeurent l'un des instruments le mieux indiqué pour expliquer les sources d'impulsion. Elles reflètent la réaction dans le temps des variables aux chocs contemporains identifiés. Leur examen fournit des informations sur les conséquences dans le temps des chocs.

L'analyse précédente, basée sur les fonctions de réponses impulsionnelles, peut être complétée par une analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. L'objectif est de calculer la contribution de chacune des innovations à la variance de l'erreur en pourcentage. Quand une innovation explique une part importante de la variance de l'erreur de prévision, nous en déduisons que

l'économie étudiée est très sensible aux chocs affectant cette série. L'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision a pour objectif de déterminer dans quelle direction un choc a le plus d'impact.

B. Analyse économique des résultats

Les résultats des estimations révèlent que la croissance du PIB réel a un impact positif et significatif à long terme sur les dépenses publiques. En effet, à long terme, nous remarquons qu'une augmentation de 1% du PIB réel entraîne une augmentation de 2,33% des dépenses publiques. Toute chose étant égale par ailleurs, la relation dynamique révèle que l'impact du PIB réel sur les dépenses publiques est moindre à court terme. En effet, une augmentation de 1% du PIB réel entraîne une augmentation de 0,13% des dépenses publiques. C'est donc à long terme que l'effet du PIB réel se ressent plus sur les dépenses publiques. Ceci pourrait se justifier par l'environnement économique qui serait favorable à un développement économique, stimulant pour les dépenses publiques. Aussi, la significativité du terme à correction d'erreur e_{t-1} (-0,648) dans l'équation de LDEP indique-t-elle qu'en cas de déséquilibre de court terme, les dépenses publiques semblent revenir à leur sentier d'équilibre. La vitesse de convergence est estimée à près de 64,8%.

Nous remarquons également qu'à court terme, les dépenses publiques dépendent de la valeur décalée du PIB d'une période au seuil de 5%.

Le test de causalité de Granger a révélé l'existence d'une causalité allant de la croissance du PIB vers les dépenses publiques. Ce résultat voudrait traduire qu'il serait préférable de prédire le niveau des dépenses publiques en connaissant la croissance économique que sans la connaître. En effet, d'après la définition de la causalité au sens de Granger, une variable x est la cause d'une variable y si la prédictibilité de y est améliorée lorsque l'information relative à x est incorporée à l'analyse. Ainsi donc, cette relation causale établie voudrait signifier que si l'on incorpore la croissance du PIB à notre analyse, nous sommes à même d'améliorer la prédictibilité des dépenses publiques.

À la lumière des résultats, les dépenses publiques sont en grande partie déterminées par le Produit Intérieur Brut. Par conséquent, les dépenses publiques sont des variables endogènes ou sont le résultat du produit intérieur brut mais non la cause de ce dernier. La proposition Keynésienne de l'efficacité des dépenses gouvernementales en affectant positivement le produit intérieur brut n'est pas soutenue. Toutefois, ce résultat ne signifie pas que les dépenses publiques notamment les investissements publics n'ont pas un impact sur la croissance économique. L'absence de causalité entre les variables ne signifie pas l'absence d'une relation entre ces dernières. Nous n'en voulons pour preuve que plusieurs études menées au Bénin ont montré l'impact des investissements publics notamment dans les domaines de la santé de l'éducation et des infrastructures de transport sur l'économie. Aussi une étude récente a révélé l'existence de la causalité allant des dépenses d'investissements publics vers la croissance. Dans le cas de notre étude, les dépenses publiques ont été prises dans leur totalité à savoir les dépenses d'investissements et les dépenses courantes. La causalité allant de la croissance économique vers les dépenses publiques révélée par notre étude ne signifie pas l'absence de causalité dans l'autre sens. Nous ne pouvons donc exclure à cette étape une causalité allant des dépenses publiques vers la croissance économique. Ainsi donc la conclusion à laquelle nous avons abouti à l'issue de notre étude ne doit pas être prise de manière absolue. Il faut la relativiser en tenant compte de l'environnement économique, des données utilisées et même du modèle utilisé.

La loi de Wagner est donc vérifiée. 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 (biens dont l'élasticité-revenu est supérieure à 1) comme les loisirs, la culture, l'éducation, la santé, etc....

S'agissant des fonctions de réponses impulsionnelles, les résultats sont consignés en annexe 7-2. Ces résultats correspondent aux réponses à des chocs sur les résidus des variables étudiées. L'amplitude du choc est égale à l'écart type des erreurs de la variable et l'on s'intéresse aux effets du choc sur dix périodes. L'horizon temporel des réponses est fixé sur ces dix périodes et il représente le délai nécessaire pour que les variables retrouvent leurs niveaux de long terme.

- Choc sur le Produit Intérieur Brut

Ce choc peut être imputable soit à une dynamique des impulsions provenant de l'intérieur ou soit à celle émanant de l'extérieur. En analysant les répercussions de ce choc sur les dépenses publiques totales, il est à remarquer qu'un choc positif sur le produit intérieur brut se traduit par des effets similaires sur les dépenses publiques totales c'est-à-dire une tendance à la hausse de celles-ci sur toute la période. Le choc affectant le produit intérieur brut reproduit les mêmes effets sur les dépenses publiques à court, moyen et long terme. Ces deux variables ont des comportements similaires qui illustrent la pro-cyclicité des dépenses totales. Ce résultat confirme celui obtenu par Dufrénot et al. (2007) qui soutiennent une pro-cyclicité des dépenses liée à leur ajustement face aux fluctuations de l'activité économique. A cet égard, ces auteurs déduisent que « durant les phases de croissance économique, les dépenses augmentent fortement et qu'elles diminuent pendant les phases de ralentissement économique. Ce résultat n'est pas surprenant, en raison de l'absence de stabilisateurs automatiques dans les économies en développement, contrairement à ce que l'on observe dans les pays industrialisés ».

- Choc sur les dépenses publiques

Ce choc peut être imputable soit à une dynamique des impulsions provenant de l'intérieur ou soit à celle émanant de l'extérieur. L'analyse des répercussions de ce choc sur le Produit Intérieur Brut montre qu'un choc positif sur les dépenses publiques totales se traduit par des effets positifs sur le produit intérieur brut durant toute la période. Ces effets se manifestent par des phases alternées de hausse légère de la première à la troisième période ([1, 3]), de baisse légère de la quatrième à la sixième période ([4, 6]) et de stabilité de la septième à la dixième période ([7, 10]). Les deux variables ont des effets similaires sur le court et le long

terme, ce qui illustre les liens qui les unissent. Ce résultat montre qu'une bonne allocation des dépenses (dépenses d'investissement) est susceptible de générer des répercussions positives sur la croissance économique.

En ce qui concerne les résultats relatifs à l'étude de la décomposition de la variance (annexe 7-1), ils indiquent que :

- La variance de l'erreur de prévision du produit intérieur brut, est due à plus de 90% à ses propres innovations, moins de 10% aux innovations des dépenses publiques. Elle met en évidence le caractère exogène à moyen et long terme du Produit Intérieur Brut et montre également que les dépenses publiques réagissent le plus à moyen et à long terme. A long terme, la variance de l'erreur de prévision du Produit Intérieur Brut due à ses propres innovations augmente du fait de son caractère endogène. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus sur les fonctions de réponses suite à un choc sur le produit intérieur brut.

- La variance de l'erreur de prévision des dépenses publiques est due à moins de 10% à ses propres innovations et à près de 90% à celles du produit intérieur brut à long terme. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus sur les fonctions de réponses suite à un choc sur les dépenses publiques. Les dépenses publiques sont très sensibles aux chocs affectant le Produit Intérieur Brut à moyen et à long terme. La variance de l'erreur de prévision des dépenses publiques due à ses propres innovations diminue à moyen et long terme, du fait de son caractère endogène.

DIFFICULTES ET LIMITES

Le présent travail a été essentiellement basé sur l'approche des auteurs d'autres pays autre que le nôtre et sur notre propre compréhension du sujet.

Les résultats du présent travail sont interprétés à l'aune des difficultés inhérentes à la qualité de l'information statistique au Bénin. Tout d'abord, l'étude a été réalisée avec des données provenant de sources différentes. Ces données omettent les comportements microéconomiques des différents agents. Ensuite, les séries chronologiques sont relativement courtes : bien que la période couverte par l'étude s'étende de 1985 à 2013, le nombre total d'observations pour chacune des séries ne dépasse pas 30. Recourir à des données semestrielles ou même trimestrielles peut améliorer la pertinence des résultats économétriques à travers la multiplication du nombre d'observations. Aussi, une catégorisation des dépenses publiques (dépenses courantes et dépenses d'investissements publics) dans le cadre d'études de causalité entre dépenses publiques et croissance économique aboutirait à des résultats plus solides.

Toutefois, la qualité des données utilisées n'entache pas de façon significative les fondements des résultats obtenus.

CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS

L'objectif de cette étude est de déterminer le sens de la liaison dynamique entre la croissance économique et les dépenses publiques.

En effet il est à remarquer qu'aussi bien à court qu'à long terme, la croissance économique influence positivement et significativement les dépenses publiques. Ainsi, la croissance économique entraîne respectivement une variation de plus de 2% et de moins de 1% des dépenses publiques à long et à court terme lorsqu'elle connaît une variation de 1%. Ceci confirme la théorie selon laquelle avec le développement de l'activité économique, il arrivera un moment où la croissance économique pourrait stimuler les dépenses publiques surtout avec l'apparition de nouveaux besoins notamment, les investissements publics en infrastructures et la satisfaction des besoins en biens supérieurs. D'après certains auteurs, le faible niveau des dépenses publiques des pays africains comme le Bénin est imputable au niveau de développement de ces derniers.

Le test de causalité de Granger basé sur le modèle vectoriel à correction d'erreur a révélé que la causalité entre les dépenses publiques et la croissance économique va de la croissance économique vers les dépenses publiques. Ainsi donc, la connaissance de l'évolution du PIB serait un atout pour améliorer la prédictibilité des dépenses publiques au Bénin. Ce résultat semble être normal en ce sens que la croissance du PIB qui n'est rien d'autre que la croissance des richesses créées dans une économie servirait à accroître les dépenses de l'Etat pour faire face aux nouveaux besoins des populations et des pouvoirs publics créés par cette croissance. Une forte croissance du PIB peut donc s'accompagner d'un renouvellement des équipements favorables à l'amélioration de la productivité du secteur productif de l'économie mais également d'un investissement des pouvoirs publics notamment dans les domaines de la santé, de l'éducation et des infrastructures routières.

La causalité allant du PIB vers les dépenses publiques pourrait économiquement signifier que les mesures permettant de rationaliser les dépenses publiques peuvent être prises sans pour autant compromettre le développement économique.

Cependant, les récents développements de l'économie mondiale ont montré à quel point il était important pour les Etats, notamment ceux des pays en voie de développement comme le nôtre d'accroître leurs investissements. Notre pays à ce stade de développement, ne peut pas se permettre de réduire ses investissements surtout dans les secteurs prioritaires tels que la santé, l'éducation, les infrastructures de transport.

L'étude ayant révélé que la causalité va de la croissance économique vers les dépenses publiques et non l'inverse, il y a lieu d'attirer l'attention des pouvoirs publics sur la rationalité et l'efficacité des interventions publiques.

Une autre conséquence du sens de causalité est que l'incapacité des gouvernements d'augmenter les impôts au-delà d'un certain niveau empêchera également les dépenses gouvernementales de suivre le revenu national vu que les ressources de l'Etat sont essentiellement fiscales. En effet, l'augmentation des dépenses publiques est déterminée par les possibilités de l'Etat à rehausser le niveau de ses revenus.

Aussi, avons-nous procédé à des simulations de chocs sur les différentes variables. Pour ce faire nous avons eu recours à l'analyse de la décomposition de la variance des erreurs de prévision et à l'analyse des réponses impulsionnelles suite à des chocs.

Les résultats de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision ainsi que l'analyse des réponses impulsionnelles ont indiqué qu'un choc sur la croissance économique a plus d'impact sur les dépenses publiques qu'un choc sur les dépenses publiques n'en a sur la croissance économique. Ce résultat vient confirmer le sens de causalité révélé par l'étude. En effet, l'augmentation des dépenses publiques restent fortement tributaires des richesses créées qui doivent servir à les financer. Il serait donc difficile de prendre en compte de nouvelles dépenses par l'Etat en l'absence d'une augmentation des richesses créées. Par contre, dans le cas d'un choc sur les dépenses publiques, l'effet ne se ressent pas intensément sur la croissance économique. Cette situation pourrait trouver son explication dans l'improductivité des dépenses publiques ou la mauvaise orientation de ces dernières qui ne contribuent pas tellement à la croissance économique. En effet, la question relative à la destination effective des dépenses engagées par les

représentants des pouvoirs publics mérite d'être posée. Soit les investissements publics ont servi à financer des projets peu productifs en terme de contribution à la croissance économique, soit ils ont été détournés de leur destination initiale, ce qui pose dans l'un ou l'autre cas, la question de la bonne gouvernance des économies, notamment celle béninoise.

Les différentes conclusions auxquelles nous avons abouti au terme de notre étude nous amènent à faire quelques recommandations.

- Il faudra tenir compte de la croissance économique dans la prévision des dépenses publiques au Bénin car nous avons vu que l'incorporation des données de la croissance économique améliore la prédictibilité des dépenses publiques ;
- Il faut faire de la bonne gouvernance, une priorité dans l'exécution des dépenses publiques ;
- Il faut veiller à un meilleur ciblage des dépenses publiques, notamment les dépenses d'investissements publics ;
- Il faut s'orienter vers la maîtrise et le contrôle rigoureux des dépenses publiques en mettant l'accent sur la qualité de la dépense car la mauvaise qualité des dépenses publiques pourrait expliquer l'absence de causalité allant des dépenses publiques vers la croissance économique. Toutefois, pour être crédible, la rationalisation de la dépense publique doit s'inscrire dans un cadre de règles solennelles, acceptées par tous, sanctuarisées en dehors du tempo électoral. Il faut un large consensus. La maîtrise de la dépense publique restaure la confiance, libère l'initiative et l'investissement. L'État cible désormais son action et chacun devient responsable, le pouvoir comme les particuliers.

BIBLIOGRAPHIE

- Abizadeh, Sohrab and Yousefi, Mahmood (1998) An Empirical Analysis of South Korea's Economic Development and Public Expenditures Growth, *Journal of Socio-Economics* 27, 687-700.
- Ansari, M.I., Gordon, D.V.; Akuamoah, C. (1997): Keynes versus Wagner: Public Expenditure and National Income for Three African Countries, *Applied Economics*, 29, 543-550.
- Aregbeyen, O. (2008), «Cointegration, Causality and Wagner's Law: A Test for Nigeria », Central Bank of Nigeria *Economic and Financial Review*, Volume 44/2 June, pp.1-17.
- Ashipala, J. et Haimbodi, N., 2003, « *The impact of public investment on economic growth in Namibia* », Working Paper N° 88, NEPRU, Namibia.
- Barro R.J (1991) : *Economic Growth in a Cross Section of Countries*. *Quarterly Journal of Economics* Volume 2, N° 106, May. PP 407-444.
- Barro, R. 1990, «Government spending in a simple model of endogeneous growth», *the Journal of Political Economy*, Vol.98, N° 5 pp. S103-S125
- Baumol, WJ. [1967] -.Macroeconomics of unbalanced growth, *American economic review*, Vol. 57, No. 3, june, pp. 415-426.
- Ben, S. et Hassad, M., (2006), « *Efficienc e 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 », 37p.
- Cheng, S. et Wei, T.(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
- Chimobi, O.P. (2009), « Government Expenditure and National income: A Causality Test for Nigeria », *European Journal of Economic and Political Studies*, vol.2, No.2, pp. 1-11.
- Comité des Affaires Monétaires (2009), Rapport du MAC "les réalisations, les défis et perspectives (1998-2008), Arusha.

- Devarajan, S., Swaroop, V. et Zou, H. (1996), "The Composition of Public Expenditure and Economic Growth", *Journal of Monetary Economics*, n° 37, avril 1996, pp. 318-344.
- Dickey, D.A., and Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Dogan, E. et Tang, T.C. (2006), Government Expenditure And National Income: Causality Tests For Five South East Asian Countries, *International Business & Economics Research Journal*, Volume 5, Number 10, pp.49-58
- Dritsaki, C. et Dritsaki, M. (2010), Government Expenditure and National Income: Causality Tests for Twelve New Members of E.E., *The Romanian Economic Journal*, Year XIII, No. 38, pp.67-89.
- EASTERLY, W. et S. REBELO (1993), "Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation", *Journal of Monetary Economics*, n° 32, décembre, p. 417-458.
- Engle, R.F., and Granger C.W.J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- 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.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Methods and Cross- Spectral Methods, *Econometrica*, 37, 424-438.
- Holmes, J. M. et Hutton, P. A. (1990) "On the Causal Relationship Between Government Expenditures and National Income", *Review of Economics and Statistics*, No 72, pp. 87-95.
- Hounkpodote, H. et Bationo, R. (2010), « Hétérogénéité de la causalité entre dépenses publiques et croissance économique dans les pays de l'UEMOA : quelles implications pour la coordination des politiques budgétaires ?, Munich Personal RePEc Archive, pp.1-20.
- Islam, A., M. (2001). Wagner's Law Revisited: Cointegration and Exogeneity Tests for the USA, *Applied Economics Letters*, 8, 509-515.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, pp. 231-254.

- Johansen, S. (1995): *Likelihood Based Inferences in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- Kacou (2004), Dépenses publiques et croissance économique en Côte d'Ivoire : une analyse de causalité, Cellule d'Analyse de Politiques Economiques du CIRES (CAPEC), LPE N° 56, pp.1-4.
- Masih, A.M.M. and Masih, R. (1998) Does money cause prices, or the other way around? Multi-country econometric evidence including error-correction modeling from South-east Asia. *Journal of Economic Studies*, 25(3), pp. 138-160.
- Morley, B. et Perdakis, N. (2000), "Trade Liberalisation, Government Expenditure and Economic Growth in Egypt", *Journal of Development Studies*, n° 36, vol. 4, p. 38-43.
- Narayan, P.K. (2005), « The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration Tests », *Applied Economics*, 37, pp.1979-1990.
- Narayan, P. K. and Narayan, S. (2006) "Savings behaviour in Fiji: an empirical assessment using the ARDL approach to cointegration," *International Journal of Social Economics*, 33, No. 7, pp.468-480.
- Ndiaye, M.B.O. (2007), « Respect des critères de convergence vs harmonisation des critères de convergence : étude comparative des performances des indicateurs de convergence économique dans la zone Franc en Afrique (UEMOA et CEMAC) », *Revue africaine de l'Intégration Volume 1, No. 2*, pp.1-42.
- Nubukpo, K. K., (2003), « Dépenses publiques et croissance des économies de l'UEMOA » CIRAD, pp.1-29.
- 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
- 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.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988) Testing for a Unit Root in Time Series Regression *Biometrika*.75, pp. 335-346.

- RAJHI, T. (1996), *Dynamique des politiques de croissance*, Paris, Economica, 274 p.
- RAJKUMAR, A. et V. SWAROOP (2002), "Public Spending and Outcomes: Does Governance Matter?" *World Bank Development Research Group, Working Paper n°2840*, mai, 30 p.
- Safa, D., (1999) « *Cointegration analysis-causality testing and wagner's law: the case of turkey, 1950-1990* »; Department of Economics, University of Leicester, 23p.
- Tang, Chor Foon (2010). An Examination of the Government Spending and Economic Growth Nexus for Malaysia Using the Leveraged Bootstrap Simulation Approach, *Global Economic Review*, 38(2), 215-227.
- Tang, C.F. (2010), Revisiting the Health-Income nexus in malaysia: ARDL Cointegration and Rao's F-Test for Causality, Munich Personal RePEc Archive, Paper No. 27287, pp.1-9.
- Tang, Tuck Cheong (2001): Testing the relationship between Government Expenditure and National Income in Malaysia. *Analysis*, 8 (1 & 2). pp. 37-51.
- Tanzi, V. et Zee, H. (1997), "Fiscal Policy and Long-Run Growth", *IMF Staff Papers*, vol.44, juin, p. 179-209.
- Toda, H. Y. et Yamamoto, T., (1995), « Statistical inference in vector auto regressions with possibly integrated process », *Journal of econometrics* 66, pp. 225-250
- Wagner, A. (1883); *Three Extracts on Public Finance*; in Musgrave, R. et A. Peacock (eds) (1958); *Classics in the Theory of Public Finance*; London; Macmillan.

ANNEXES

ANNEXE 1 : PRESENTATION DES SERIES

_Les données sont présentées en milliards de FCFA

_ANNEE	PIB	DEP
1 985	470,0	99,9
1 986	463,0	111,8
1 987	470,0	104,8
1 988	484,0	107,5
1 989	479,0	93,9
1 990	517,6	97,5
1 991	539,4	99,3
1 992	555,4	107,0
1 993	587,8	106,2
1 994	599,7	161,7
1 995	635,9	221,9
1 996	663,4	220,3
1 997	701,5	234,4
1 998	729,3	223,9
1 999	768,2	257,9
2 000	805,6	326,1
2 001	855,9	331,9
2 002	893,8	357,9
2 003	928,5	455,5
2 004	957,4	429,5
2 005	984,9	494,0
2 006	1 021,8	483,9
2 007	1 069,1	622,4
2 008	1 122,7	684,6
2 009	1 152,6	809,0
2 010	1 182,0	702,2
2 011	1 222,9	754,7
2 012	1 289,4	815,8
2 013	1 322,4	913,0

ANNEXE 2

Tests ADF sur LDEP

Null Hypothesis: LDEP has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.658658	0.2596
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LDEP)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1986 2013

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEP(-1)	-0.370665	0.139418	-2.658658	0.0135
C	9.302636	3.479097	2.673865	0.0130
@TREND(1985)	0.035695	0.013069	2.731355	0.0114
R-squared	0.229883	Mean dependent var		0.079024
Adjusted R-squared	0.168273	S.D. dependent var		0.130287
S.E. of regression	0.118820	Akaike info criterion		-1.321452
Sum squared resid	0.352957	Schwarz criterion		-1.178715
Log likelihood	21.50032	F-statistic		3.731296

Durbin-Watson stat 1.864527 Prob(F-statistic) 0.038191

Corrélogramme de LDEP

Date: 08/10/14 Time: 20:42

Sample: 1985 2013

Included observations: 29

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.835	0.835	22.406	0.000
. *****	. .	2	0.698	0.002	38.644	0.000
. ****	. * .	3	0.549	-0.115	49.067	0.000
. ***	. .	4	0.435	0.018	55.884	0.000
. **	. * .	5	0.321	-0.068	59.737	0.000
. **	. .	6	0.219	-0.050	61.618	0.000
. *	. .	7	0.135	-0.015	62.359	0.000
. *	. .	8	0.078	0.018	62.617	0.000
. .	. * .	9	0.015	-0.071	62.627	0.000
. .	. .	10	-0.023	0.012	62.652	0.000
. .	. * .	11	-0.007	0.149	62.655	0.000
. .	. .	12	-0.002	-0.039	62.655	0.000

Tests ADF sur DLDEP

Null Hypothesis: D(LDEP) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.164785	0.0003
Test critical values:		
1% level	-3.699871	
5% level	-2.976263	

10% level

-2.627420

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LDEP,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1987 2013

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LDEP(-1))	-1.032392	0.199891	-5.164785	0.0000
C	0.080288	0.030302	2.649567	0.0138
R-squared	0.516207	Mean dependent var		-1.09E-05
Adjusted R-squared	0.496855	S.D. dependent var		0.190534
S.E. of regression	0.135151	Akaike info criterion		-1.093660
Sum squared resid	0.456645	Schwarz criterion		-0.997672
Log likelihood	16.76441	F-statistic		26.67501
Durbin-Watson stat	1.929700	Prob(F-statistic)		0.000024

Corrélogramme de DLDEP

Sample: 1985 2013

Included observations: 28

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	-0.032	-0.032	0.0321	0.858
. .	. .	2	0.031	0.030	0.0631	0.969
.** .	.** .	3	-0.210	-0.209	1.5497	0.671
. .	. * .	4	-0.052	-0.068	1.6444	0.801

. .	. .	5	-0.025	-0.018	1.6669	0.893
. .	. * .	6	-0.057	-0.105	1.7908	0.938
. ** .	. ** .	7	-0.216	-0.262	3.6530	0.819
. * .	. .	8	0.087	0.058	3.9680	0.860
. * .	. * .	9	0.129	0.121	4.7079	0.859
. .	. ** .	10	-0.052	-0.189	4.8348	0.902
. .	. * .	11	-0.036	-0.075	4.8991	0.936
. .	. .	12	-0.018	0.061	4.9166	0.961

ANNEXE 3

Test ADF sur LPIB

Null Hypothesis: LPIB has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.150306	0.1148
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1986 2013

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB(-1)	-0.371585	0.117952	-3.150306	0.0042
C	9.970388	3.154512	3.160676	0.0041
@TREND(1985)	0.015650	0.004872	3.211818	0.0036
R-squared	0.301580	Mean dependent var		0.037713
Adjusted R-squared	0.245706	S.D. dependent var		0.018124
S.E. of regression	0.015741	Akaike info criterion		-5.364123
Sum squared resid	0.006195	Schwarz criterion		-5.221387
Log likelihood	78.09772	F-statistic		5.397535
Durbin-Watson stat	1.970000	Prob(F-statistic)		0.011258

Corrélogramme de LPIB

Sample: 1985 2013

Included observations: 29

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.830	0.830	22.106	0.000
. *****	. .	2	0.676	-0.041	37.311	0.000
. ****	. .	3	0.535	-0.046	47.223	0.000
. ***	. .	4	0.415	-0.025	53.405	0.000
. **	. .	5	0.304	-0.048	56.864	0.000
. **	. .	6	0.212	-0.021	58.614	0.000
. *	. .	7	0.139	-0.009	59.400	0.000
. *	. .	8	0.083	-0.006	59.695	0.000
. .	. .	9	0.044	0.004	59.784	0.000
. .	. .	10	0.017	-0.003	59.797	0.000
. .	. .	11	0.002	0.009	59.797	0.000
. .	. .	12	-0.005	0.006	59.799	0.000

Test ADF sur DLPIB

Null Hypothesis: D(LPIB) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

		t-Statistic	Prob.*
<hr/>			
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.711824	0.0001
<hr/>			
Test critical values:	1% level	-3.699871	
	5% level	-2.976263	
	10% level	-2.627420	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPIB,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1987 2013

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPIB(-1))	-1.081231	0.189297	-5.711824	0.0000
C	0.041970	0.007986	5.255453	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.566160	Mean dependent var		0.000695
Adjusted R-squared	0.548806	S.D. dependent var		0.026299
S.E. of regression	0.017665	Akaike info criterion		-5.163236
Sum squared resid	0.007802	Schwarz criterion		-5.067248
Log likelihood	71.70369	F-statistic		32.62493
Durbin-Watson stat	2.076962	Prob(F-statistic)		0.000006

Corrélogramme de DLPIB

Sample: 1985 2013

Included observations: 28

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	-0.057	-0.057	0.1003	0.751
. **.	. **.	2	0.201	0.199	1.4078	0.495
. * .	. * .	3	0.133	0.160	2.0007	0.572
. ** .	. ** .	4	-0.225	-0.265	3.7741	0.437
. * .	. * .	5	0.167	0.094	4.7927	0.442
. .	. * .	6	-0.017	0.096	4.8041	0.569
. .	. .	7	-0.027	-0.030	4.8337	0.680
. * .	. ** .	8	-0.076	-0.218	5.0766	0.749
. * .	. .	9	-0.068	-0.001	5.2817	0.809
. * .	. .	10	-0.093	-0.014	5.6814	0.841
. .	. .	11	-0.028	-0.016	5.7199	0.891
. * .	. ** .	12	-0.174	-0.247	7.3097	0.836

ANNEXE 3

Test de Phillip Perron sur LDEP

Null Hypothesis: LDEP has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.492054	0.3291
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	

10% level -3.225334

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.012606
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.008021

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LDEP)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1986 2013

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDEP(-1)	-0.370665	0.139418	-2.658658	0.0135
C	9.302636	3.479097	2.673865	0.0130
@TREND(1985)	0.035695	0.013069	2.731355	0.0114

R-squared	0.229883	Mean dependent var	0.079024
Adjusted R-squared	0.168273	S.D. dependent var	0.130287
S.E. of regression	0.118820	Akaike info criterion	-1.321452
Sum squared resid	0.352957	Schwarz criterion	-1.178715
Log likelihood	21.50032	F-statistic	3.731296
Durbin-Watson stat	1.864527	Prob(F-statistic)	0.038191

Test de Phillips Perron sur DLDEP

Null Hypothesis: D(LDEP) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.164785	0.0003
Test critical values:		
1% level	-3.699871	
5% level	-2.976263	
10% level	-2.627420	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.016913
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.016913

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LDEP,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1987 2013

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LDEP(-1))	-1.032392	0.199891	-5.164785	0.0000
C	0.080288	0.030302	2.649567	0.0138
R-squared	0.516207	Mean dependent var		-1.09E-05
Adjusted R-squared	0.496855	S.D. dependent var		0.190534
S.E. of regression	0.135151	Akaike info criterion		-1.093660
Sum squared resid	0.456645	Schwarz criterion		-0.997672
Log likelihood	16.76441	F-statistic		26.67501

Durbin-Watson stat 1.929700 Prob(F-statistic) 0.000024

ANNEXE 4

Test de Phillips Perron sur LPIB

Null Hypothesis: LPIB has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.172463	0.1102
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000221
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000286

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LPIB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1986 2013

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB(-1)	-0.371585	0.117952	-3.150306	0.0042
C	9.970388	3.154512	3.160676	0.0041
@TREND(1985)	0.015650	0.004872	3.211818	0.0036

R-squared	0.301580	Mean dependent var	0.037713
Adjusted R-squared	0.245706	S.D. dependent var	0.018124
S.E. of regression	0.015741	Akaike info criterion	-5.364123
Sum squared resid	0.006195	Schwarz criterion	-5.221387
Log likelihood	78.09772	F-statistic	5.397535
Durbin-Watson stat	1.970000	Prob(F-statistic)	0.011258

Test de Phillips Perron sur DLPIB

Null Hypothesis: D(LPIB) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.757462	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.699871	
5% level	-2.976263	
10% level	-2.627420	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000289
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000262

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LPIB,2)

Method: Least Squares

Date: 08/10/14 Time: 22:09

Sample (adjusted): 1987 2013

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPIB(-1))	-1.081231	0.189297	-5.711824	0.0000
C	0.041970	0.007986	5.255453	0.0000
R-squared	0.566160	Mean dependent var		0.000695
Adjusted R-squared	0.548806	S.D. dependent var		0.026299
S.E. of regression	0.017665	Akaike info criterion		-5.163236
Sum squared resid	0.007802	Schwarz criterion		-5.067248
Log likelihood	71.70369	F-statistic		32.62493
Durbin-Watson stat	2.076962	Prob(F-statistic)		0.000006

ANNEXE 5

Test ADF sur le résidu issu de la relation de long terme

Sample: 1985 2013

Included observations: 27

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	-0.071	-0.071	0.1532 0.696
. * .	. * .	2	0.183	0.179	1.2058 0.547
. * .	. .	3	-0.065	-0.043	1.3444 0.719
. * .	. * .	4	-0.102	-0.146	1.6988 0.791
. * .	. * .	5	0.176	0.194	2.8019 0.730
. * .	. .	6	-0.059	0.001	2.9314 0.817
. .	. * .	7	0.021	-0.079	2.9495 0.890
. * .	. * .	8	-0.171	-0.162	4.1603 0.842
. .	. .	9	-0.018	0.024	4.1740 0.900
. * .	. * .	10	-0.094	-0.079	4.5792 0.917
. .	. .	11	0.018	-0.012	4.5952 0.949

.**| . | .**| . | 12 -0.203 -0.227 6.7485 0.874

Test ADF sur le résidu

Null Hypothesis: RESIDU has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.709035	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.656915	
5% level	-1.954414	
10% level	-1.609329	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESIDU)

Method: Least Squares

Date: 08/10/14 Time: 22:28

Sample (adjusted): 1988 2013

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDU(-1)	-1.095007	0.191802	-5.709035	0.0000
R-squared	0.565717	Mean dependent var		0.000540
Adjusted R-squared	0.565717	S.D. dependent var		0.025453
S.E. of regression	0.016773	Akaike info criterion		-5.300341
Sum squared resid	0.007034	Schwarz criterion		-5.251953
Log likelihood	69.90444	Durbin-Watson stat		2.025790

ANNEXE 6-1

Test de Cointégration de Johansen

Sample (adjusted): 1987 2013

Included observations: 27 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend

Series: LDEP LPIB

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace		0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	
None *	0.532057	20.61482	12.32090	0.0017	
At most 1	0.004096	0.110811	4.129906	0.7841	

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max-Eigen		0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	
None *	0.532057	20.50401	11.22480	0.0009	
At most 1	0.004096	0.110811	4.129906	0.7841	

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by $b'S_{11}^{-1}b=I$):

LDEP	LPIB
0.098509	-0.180911
2.307308	-2.207411

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LDEP)	-0.010213	-0.008098
D(LPIB)	-0.017692	-0.000187

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 90.22392

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LDEP	LPIB
1.000000	-1.836498
	(0.16827)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LDEP)	-0.001006
	(0.00255)
D(LPIB)	-0.001743
	(0.00034)

ANNEXE 6-2

Test d'autocorrélation des erreurs (test de Ljung-BOX)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. * .	. * .	1	-0.160	-0.160	0.7683	0.381
. * .	. .	2	0.077	0.052	0.9516	0.621
. ** .	. ** .	3	-0.296	-0.284	3.8065	0.283
. * .	. ** .	4	-0.100	-0.209	4.1472	0.386
. .	. * .	5	-0.038	-0.074	4.1976	0.521
. .	. * .	6	-0.048	-0.169	4.2828	0.638
. * .	. ** .	7	-0.067	-0.243	4.4572	0.726
. .	. * .	8	0.039	-0.112	4.5202	0.807
. .	. * .	9	0.034	-0.101	4.5710	0.870
. * .	. ** .	10	-0.064	-0.291	4.7581	0.907
. .	. ** .	11	-0.029	-0.298	4.7997	0.940
. .	. * .	12	0.064	-0.176	5.0112	0.958

ANNEXE 6-3

Test d'homoscédasticité

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 1985 2013

Included observations: 27

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
38.68512	18	0.0031

Individual components:

Dependent	R-squared	F(6,20)	Prob.	Chi-sq(6)	Prob.
res1*res1	0.380073	2.043646	0.1068	10.26198	0.1140
res2*res2	0.689023	7.385557	0.0003	18.60361	0.0049
res2*res1	0.454598	2.778372	0.0394	12.27416	0.0561

ANNEXE 6-4

Test de causalité de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 08/12/14 Time: 18:51

Sample: 1985 2013

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LPIB does not Granger Cause LDEP	28	11.4114	0.00239
LDEP does not Granger Cause LPIB		0.84827	0.36584

Test de normalité de Jarque Bera

	RESID06
Mean	0.007856
Median	0.015791
Maximum	0.204306
Minimum	-0.194113
Std. Dev.	0.104443
Skewness	-0.046252
Kurtosis	2.033606
Jarque-Bera	1.060284
Probability	0.588521

Sum 0.212112

Sum Sq. Dev. 0.283615

ANNEXE 7-1

Analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision

Variance Decomposition of LDEP:			
Period	S.E.	LDEP	LPIB
1	0.108969	100.0000	0.000000
2	0.136651	90.82789	9.172115
3	0.168031	64.81061	35.18939
4	0.214547	41.75367	58.24633
5	0.269011	28.37941	71.62059
6	0.326087	20.98304	79.01696
7	0.383340	16.57319	83.42681
8	0.439712	13.72452	86.27548
9	0.494680	11.77717	88.22283
10	0.547955	10.39057	89.60943

Variance Decomposition of LPIB:			
Period	S.E.	LDEP	LPIB
1	0.025719	3.807876	96.19212
2	0.051396	7.000064	92.99994
3	0.077991	7.501028	92.49897
4	0.104737	7.047862	92.95214
5	0.131252	6.470709	93.52929
6	0.157235	5.996798	94.00320

7	0.182471	5.640189	94.35981
8	0.206842	5.370448	94.62955
9	0.230301	5.160600	94.83940
10	0.252844	4.993204	95.00680

Cholesky Ordering:
LDEP LPIB

ANNEXE 7-2: Reponses impulsionnelles

Response to Nonfactorized One S.D. Innovations

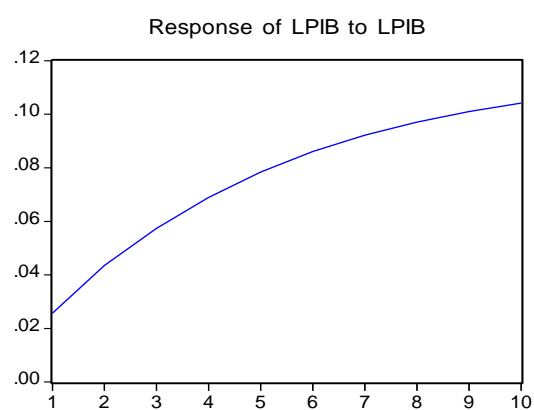
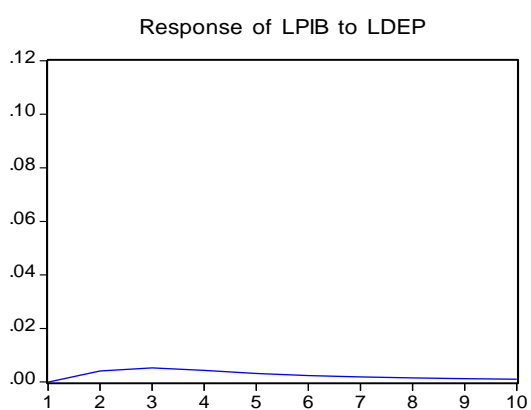
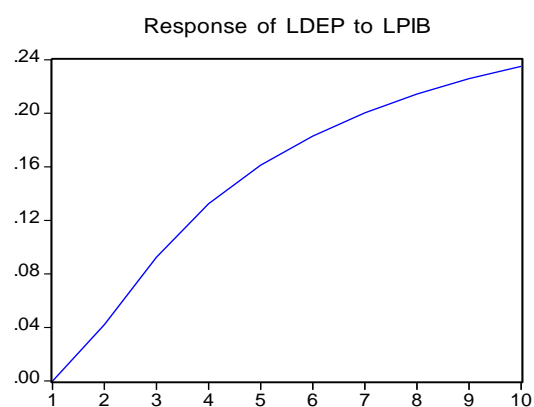
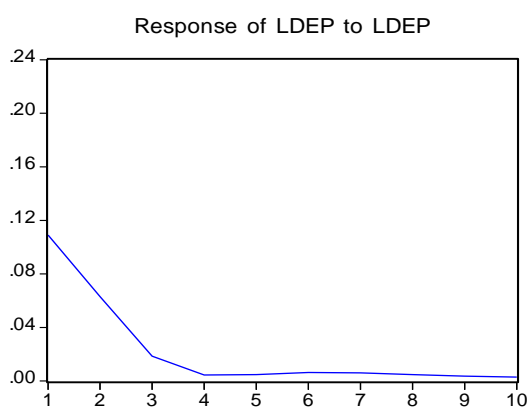


TABLE DES MATIERES

AVERTISSEMENT	i
DEDICACES	ii
REMERCIEMENTS	iii
SIGLES ET ABBREVIATIONS	iv
LISTE DES TABLEAUX	v
LISTE DES GRAPHIQUES	vi
RESUME	vii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I : CADRE THEORIQUE DE L'ETUDE	6
SECTION1 : PROBLEMATIQUE, OBJECTIFS ET HYPOTHESES DE L'ETUDE.....	6
PARAGRAPHE 1 : PROBLEMATIQUE.....	6
PARAGRAPHE 2 : OBJECTIFS ET HYPOTHESES DE L'ETUDE.....	9
A. Objectifs de l'étude.....	9
B. Hypothèses de l'étude	9
SECTION 2: PRESENTATION DES DONNEES, METHODOLOGIE ET REVUE DE LITTERATURE..	10
PARAGRAPHE1 : PRESENTATION DES DONNEES ET METHODOLOGIE	10
A. Présentation des données.....	10
1. <i>La croissance économique</i>	10
2. <i>Les dépenses publiques</i>	10
B. Méthodologie	11
1. <i>Sources documentaires</i>	11
2. <i>Traitement et analyse des données</i>	11
PARAGRAPHE 2 : REVUE DE LITTERATURE.....	12
CHAPITRE II : ANALYSE DESCRIPTIVE DES VARIABLES	18
SECTION1 : STRUCTURE ET EVOLUTION DU PRODUIT INTERIEUR BRUT	18
PARAGRAPHE1 : STRUCTURE DU PIB.....	18
A. Les composantes du PIB.....	18
B. Contribution sectorielle à la croissance	19
PARAGRAPHE 2 : EVOLUTION DU PRODUIT INTERIEUR BRUT	21
SECTION 2 : STRUCTURE ET EVOLUTION DES DEPENSES PUBLIQUES	22
PARAGRAPHE1 : STRUCTURE DES DEPENSES PUBLIQUES	22
A. Les dépenses courantes.....	22
B. Les dépenses d'investissement	23

PARAGRAPHE 2 : EVOLUTION DES DEPENSES PUBLIQUES.....	25
CHAPITRE I : PRESENTATION DU MODELE.....	28
SECTION1 : FORMULATION DU MODELE ET PROPRIETES DES SERIES.....	28
PARAGRAPHE1 : FORME FONCTIONNELLE DU MODELE ET DEFINITION DE LA CAUSALITE AU SENS DE GRANGER	28
A. Forme fonctionnelle du modèle.....	28
B. Causalité au sens de Granger	29
PARAGRAPHE2 : PROPRIETES DES SERIES.....	31
A. Ordre d'intégration	31
1. <i>Les processus stationnaires</i>	31
2. <i>les processus non stationnaires</i>	33
A. Test de racine unitaire	34
1. <i>Le test de Dickey-Fuller Augmenté</i>	35
2. <i>Le test de Phillip- Perron</i>	37
SECTION2 : COINTEGRATION ET MODELE A CORRECTION D'ERREUR.....	38
PARAGRAPHE1 : COINTEGRATION	38
A. Notion de cointégration.....	38
B. Test de cointégration.....	39
1. <i>Test de cointégration de Granger Engle</i>	39
2. <i>Test de cointégration de Johansen</i>	40
PARAGRAPHE2 : MODELE A CORRECTION D'ERREUR.....	41
A. Notion de modèle à correction d'erreur	41
B. Causalité dans le cas de variables cointégrées	43
CHAPITRE II: RESULTATS EMPIRIQUES	44
SECTION1 : RESULTATS DES TESTS DE STATIONNARITE ET DE COINTEGRATION.....	44
PARAGRAPHE1 : RESULTATS DES TESTS DE STATIONNARITE	44
A. Examen graphique des deux séries	44
B. Résultats des tests de racine unitaire.....	45
PARAGRAPHE2 : PRESENTATION DES RESULTATS DES TESTS DE COINTEGRATION	47
A. Résultats du test de cointégration de Granger et Engle.....	47
B. Résultats du test de cointégration de Johansen	48
SECTION2 : RESULTATS DES ESTIMATIONS ET DE LA CAUSALITE	50
PARAGRAPHE1 : RESULTATS DES ESTIMATIONS	50
A. Résultats de l'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur	50

B. Validation du modèle	53
PARAGRAPHE2 : RESULTATS DU TEST DE CAUSALITE ET INTERPRETATION DES RESULTATS.....	54
A. Résultat du test de causalité.....	54
B. Analyse économique des résultats.....	56
DIFFICULTES ET LIMITES	60
CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS	61
BIBLIOGRAPHIE.....	64
ANNEXES	68
TABLE DES MATIERES	u