



REPUBLIQUE DU BENIN

MINISTRE DE L'ENSEIGNEMENT SUPERIEUR ET
DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE

UNIVERSITE D'ABOMEY CALAVI

FACULTE DES SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION (FASEG)



MEMOIRE DE LICENCE PROFESSIONNELLE

Option : **ANALYSE DES PROJETS (AP)**

Thème :

**Effet de la dette publique sur
le chômage au Bénin**

Présenté par :

AKINOCHO Rouchidath et DANDEDJROHOUN Fidèle Igor

Sous la Supervision de:

Dr QUENUM C. Venant

Maître-assistant, Enseignant – Chercheur à la FASEG/UAC

Année académique : 2015 - 2016

AVERTISSEMENT

« La faculté n’entend donner ni approbation ni improbation aux opinions émises dans ce mémoire. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs. »

DEDICACE 1 :

A

- ✓ Mon père Inoussa AKINOCHO
- ✓ Ma mère Chakirath FAGBEMI
- ✓ Mon époux Nassirou BORO CHABI

AKINOCHO Rouchidath

DEDICACE 2 :

A

- ✓ Mon père Corneille DANDEDJROHOUN
- ✓ Ma mère Jeanne SOSSOU
- ✓ Mes Sœurs Judith, Lidia, Virginie et Florentine

DANDEDJROHOUN Fidèle Igor

REMERCIEMENTS

Effet de la dette publique sur le chômage au Bénin

Nous ne saurions occulter les efforts consentis par tous ceux ou celles qui se sont investis dans notre formation, en l'occurrence l'ensemble du corps professoral de la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG).

Nos sincères et profonds remerciements vont particulièrement :

- A notre Directeur de mémoire, Docteur QUENUM Venant, qui malgré les multiples sollicitations, a bien voulu nous encadrer et nous aider dans la réalisation de ce travail.
- A Monsieur SOSSOU Shéïtan, pour ses précieux conseils et orientations dans la réalisation de ce travail.
- Au Professeur IGUE Charlemagne, qui en sa qualité de Doyen de la FASEG a su nous diriger tout au long de notre formation.
- Aux membres du jury pour leurs précieuses remarques et suggestions.
- Tous ceux qui d'une manière ou d'une autre ont contribué à la réalisation de ce travail.

SIGLES ET ABREVIATIONS

ADF	: Augmented Dickey-Fuller
AIC	: Akaike Information Criterion
ANPE	: Agence Nationale Pour l'Emploi
BiPEN	: Bilan et Perspectives à Court et à Moyen termes de l'Economie Nationale
BIT	: Bureau International du Travail
CCF	: Centre Culturel Français
DEA	: Diplôme d'Etudes Approfondies
DS	: Differency Stationary
DSEE	: Direction des Statistiques et Etudes Economiques
FASEG	: Faculté des Sciences Economiques et de Gestion
FCFA	: Franc des Colonies Françaises d'Afrique
FNPEEJ	: Fonds National Pour la Promotion de l'Entreprise et de l'Emploi des Jeunes
FTPL	: Fiscal Theory of Price Level
INSAE	: Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique
MCE	: Modèle à Correction d'Erreur
MCO	: Moindres Carrés Ordinaires
MEF	: Ministère de l'Economie et des Finances
OCDE	: Organisation de Coopération et de Développement Economiques
OEF	: Organisme Pour l'Emploi et la Formation
PIB	: Produit Intérieur Brut
PIP	: Programme d'Investissements Publics
SC	: Schwartz Criterion

Effet de la dette publique sur le chômage au Bénin

TBS : Tableau de Bord Social

TS : Trend Stationary

UAC : Université d'Abomey-Calavi

UEMOA : Union Economique et Monétaire Ouest-Africaine

LISTE DES TABLEAUX ET GRAPHIQUES

TABLEAUX

	Pages
Tableau 1 : Séries annuelles utilisées dans le modèle I.....	42
Tableau 2 : Test de racine unitaire sur la série dped en niveau	63
Tableau 3 : Test de racine unitaire sur la série dped en différence seconde.....	63
Tableau 4 : Test de racine unitaire sur la série dpprod.....	64
Tableau 5 : Test de racine unitaire sur la série inflat.....	64
Tableau 6 : Test de racine unitaire sur la série servdet.....	64
Tableau 7 : Test de racine unitaire sur la série tcrois (modèle I).....	64
Tableau 8 : Résultats des tests de stationnarité	46
Tableau 9 : Estimation du modèle I dans Eviews.....	65
Tableau 10 : Séries annuelles utilisées dans le modèle II	47
Tableau 11 : Test de racine unitaire sur la série tcrois (modèle II).....	66
Tableau 12 : Test de racine unitaire sur la série tchom.....	66
Tableau 13 : Résultats des tests de stationnarité (II).....	48
Tableau 14 : Test de cointégration des séries du modèle II	67
Tableau 15 : Estimation du modèle de long terme.....	49
Tableau 16 : Estimation du modèle à correction d'erreur.....	67
Tableau 17 : Test de Wald dans Eviews	52
Tableau 18 : Séries annuelles utilisées dans le modèle II	54
Tableau 19 : Test de stationnarité en niveau de la série lencdet dans Eviews	68

Tableau 20 : Test stationnarité en différence première de la série lencdet	69
Tableau 21 : Test de stationnarité en différence première de la série tchom.....	69
Tableau 22 : Choix du nombre de retards	55
Tableau 23 : Test de causalité de Granger	57

GRAPHIQUES

	Pages
Graphique 1 : Test de normalité de Jarque et Béra dans Eviews	67
Graphique 2 : Evolution du chômage au Bénin entre 1990 et 2008.....	54
Graphique 3 : Encours (en logarithmes) de la dette publique au Bénin entre 1990 et 2008	54

SOMMAIRE

	Pages
Introduction générale.....	13
Chapitre 1 : Cadre théorique et méthodologique de la recherche	16
Section 1 : Cadre théorique de la recherche	17
Section 2 : Revue de littérature	20
Section 3 : Méthodologie de la recherche	32
Chapitre 2 : Présentation et analyse des résultats.....	39
Section 1 : Estimation du modèle.....	40
Section 2 : Analyse des résultats et vérification des hypothèses.....	49
Section 3 : Causalité entre dette publique et chômage	53
Conclusion générale	58
Références bibliographiques	60

RESUME

La présente étude porte sur l'analyse de l'effet que pourrait avoir sur l'emploi l'utilisation de la dette publique comme moyen de lutte contre le chômage au Bénin. Elle couvre la période allant de 1985 à 2014. L'objectif général de cette recherche est d'étudier l'effet de la dette publique sur le chômage au Bénin.

Les différentes hypothèses, formulées dans le cadre de cette étude, ont été testées à partir des données recueillies à la Direction des Statistiques et Etudes Economiques de l'INSAE, au Ministère de l'Economie et des Finances (Bipen 2000, Finanstat 2000, PIP), à l'Agence Nationale Pour l'Emploi (ANPE), et au Fonds National pour la Promotion de l'Entreprise et de l'Emploi des Jeunes (FNPEEJ)

Comme variables, nous avons retenu le taux de croissance, les dépenses publiques d'éducation, les dépenses publiques d'investissement, le taux d'inflation, le service de la dette publique, et le taux de chômage. Le test de racine unitaire effectué sur les variables montre qu'elles sont stationnaires et les différentes estimations nous permettent de dire que les dépenses publiques d'éducation, les dépenses publiques d'investissement influencent significativement et positivement la croissance économique au Bénin tandis que l'inflation et les services de la dette publique l'influencent significativement et négativement. Quant au chômage, il est influencé significativement et négativement par le taux de croissance.

Les résultats issus de ce travail montrent qu'aucune relation dans un sens comme dans l'autre ne lie la dette publique et le chômage au Bénin, suivant le test de Granger

Mots Clés : Emploi, Dette publique, Chômage

INTRODUCTION GENERALE

Etudier les relations possibles entre la dette publique et le chômage est une autre façon de réexaminer les gains ou les pertes découlant de la politique économique et en particulier de la politique budgétaire. Cette dernière a pour objectifs, entre autres, de combattre les déséquilibres liés au sous-emploi et de promouvoir la croissance. Il n'y a sûrement aucun doute que la croissance économique influence l'emploi.

Au début de l'année 2010, le Bureau International du travail a annoncé que le chômage mondial a atteint l'année précédente un niveau record. Plus de 200 millions de personnes, soit 7% de la population active mondiale, cherchaient du travail en 2009 (Oner, 2010). Ce n'est guère une coïncidence, si le monde traverse en ces moments la pire crise économique-financière depuis les années 30. Ceci démontre qu'il pourrait y avoir un lien strict entre la croissance économique et le chômage

Le Bénin n'est pas resté en marge, quant à la crise, et diverses politiques ont été semées pour lutter contre le chômage et le sous-emploi. La réussite de ces politiques exige néanmoins que les autorités conçoivent une bonne qualification de la population active, le marché du travail au Bénin ayant une forte composante informelle.

Les mesures contre le chômage devant s'inspirer de la structure du marché du travail béninois, les politiques mises en place depuis le début de la crise mondiale se sont concentrées d'une part sur les investissements publics productifs (Keynes, 1936 ; Barro, 1990) visibles à travers les dépenses publiques dans l'agriculture, les infrastructures et les organismes de lutte contre le chômage (ANPE, OEF, FNPEEJ), et d'autre part sur les dépenses publiques d'éducation reflétées dans les théories de la croissance endogène (Romer, 1986 ; Lucas, 1988) et visibles à la gratuité de l'inscription dans l'enseignement primaire et autres renforcements de capacité.

Le capital humain (Becker, 1975; Heckman, 1998) qui représente l'ensemble des connaissances, compétences et qualifications acquises par un individu a été théoriquement utilisé comme le meilleur rempart contre le chômage mais aussi comme un intrant non négligeable pour la croissance économique. Dans la réalité, le niveau d'éducation fait la différence entre individus, classes sociales et nations. En observant de plus près, les nations développées cherchent désormais à s'imposer comme des réservoirs de main-d'œuvre hautement qualifiée, exploitant ainsi leurs avantages concurrentiels face à la main-d'œuvre abondante, bon marché et généralement peu instruite des pays en voie de développement.

Pour relever ces défis de lutte pour l'emploi et donc de croissance, l'Etat béninois recourt à deux sources de financement : les recettes fiscales et l'emprunt. Lorsqu'il passe par la voie de l'emprunt, l'Etat augmente le déficit budgétaire qui forme, au cours du temps, la dette publique. Cette dernière est constituée des engagements financiers contractés par le pays vis-à-vis des résidents (dette intérieure) et vis-à-vis des autres pays du reste du monde (dette extérieure).

La dette publique, utilisée à des fins productives, peut favoriser la croissance (Corée du Sud, Taiwan, Malaisie). Elle peut aussi déboucher sur une crise d'endettement dans le cas contraire (crise du Mexique en 1982). Afin de ne pas connaître l'état peu reluisant qu'ont connu dans le passé certaines économies, les pays de l'UEMOA se sont engagés à respecter un critère de convergence en matière de finances publiques. Les déficits, par exemple, ne doivent excéder une certaine proportion des recettes fiscales.

Notre étude ne s'intéresse pas à la préférence à accorder au financement de la lutte contre le chômage par l'emprunt ou plutôt par l'impôt. Cette étude essaie d'analyser l'impact que pourrait avoir sur l'emploi l'utilisation de la dette publique comme moyen de lutte contre le chômage au Bénin. Pour cela, nous adoptons un plan composé de deux chapitres : un chapitre consacré à l'étude théorique et méthodologique et un chapitre consacré à la présentation et l'analyse des résultats.

CHAPITRE 1

**CADRE THEORIQUE ET METHODOLOGIQUE
DE LA RECHERCHE**

CHAPITRE 1 : CADRE THEORIQUE ET METHODOLOGIQUE DE LA RECHERCHE

Ce chapitre est consacré d'une part à la présentation de la problématique, des différents objectifs et hypothèses de l'étude et d'autre part à la revue de littérature et à la méthodologie d'étude.

SECTION 1 : Cadre théorique de la recherche

1.1 La problématique

Depuis les années 80, l'endettement des pays en voie de développement est devenu pour l'Afrique et le reste du monde une préoccupation économique majeure, parce qu'au lieu d'être une solution, la dette publique est progressivement devenue un problème. L'endettement est une transaction économique naturelle qui permet aux agents économiques nationaux et étrangers de procéder à des arbitrages intertemporels mutuellement avantageux. Par exemple, l'encours de la Dette Bilatérale et Multilatérale du Bénin vis-à-vis de l'extérieur passe en 1987 de 265,73 milliards de FCFA à 847,56 milliards de FCFA en 1999 (Finanstat, 2000), soit un taux de croissance annuel moyen de 10,15% sur cette période. Cet endettement a permis, à ces pays, de bénéficier d'un afflux important de capitaux facilement accordés et par suite mal gérés. La crise d'endettement qui a commencé par l'insolvabilité de ces pays, comme le Mexique, a été essentiellement une crise de dette extérieure publique. Les chocs pétroliers de 1973 et de 1979, en portant le prix du baril de pétrole de moins de trois dollars à près de quarante dollars, ont fortement pénalisé les pays en développement, car ils sont, dans leur grande majorité, importateurs nets de pétrole. De plus, alors que le coût de leurs importations augmentait, les matières premières qui constituent l'essentiel de leurs exportations, voyaient leurs cours stagner ou même baisser pour certains.

Pour maintenir leur niveau de vie et continuer d'assurer leurs importations dont la réduction pénaliserait les exportations des pays développés, les pays africains, dont le Bénin, ont choisi la voie de l'endettement extérieur, fortement encouragés par les pouvoirs publics des pays développés et les banques. Mais progressivement, ces pays ont accumulé des dettes extérieures importantes telles que des sommes prêtées chaque année permettaient de rembourser le capital et les intérêts précédents. Lorsque ces pays ne trouvent plus d'emprunts suffisants pour honorer leur dette et que leurs exportations et leur épargne ne permettent pas

d'assurer le service de la dette, ils se retrouvent la plupart, à la fin des années 70, totalement insolubles.

C'est dans une situation économique pareille que se trouve le Bénin au début des années 80, situation qui s'est progressivement dégradée jusqu'à la fin de la décennie. En ce moment, son PIB a atteint le niveau le plus bas, les finances publiques accusent un déficit sans précédent, l'emploi baisse, le chômage monte et l'Etat cesse de payer les fonctionnaires. Mais le Bénin aurait connu une autre économie, si la dette avait été utilisée judicieusement pour accroître la capacité de production, et donc le PIB et l'Emploi. C'est le cas de la Corée du Sud, de la Thaïlande et de la Malaisie, très endettées au départ et qui ont connu leur émergence grâce à la dette extérieure. Ces pays ont réussi à payer les intérêts de leur dette extérieure grâce à un développement très rapide de leurs exportations de biens et services. Le Bénin n'a pas manqué pourtant d'investir en usines : des sociétés telles que la cimenterie d'Onigbolo, l'usine d'engrais de Dekoungbé, les maïserie et brasserie de Bohicon, la Sucrierie de Complant du Bénin (ex Société sucrière de Savè) etc., auraient dû permettre au Bénin de réduire sa dette publique et le chômage.

Une question relativement pertinente est de savoir s'il existe une relation significative entre la dette publique et le chômage au Bénin. Est-il possible de déterminer une telle relation, et comment ? Des travaux empiriques font état d'impacts possibles de la dette sur la croissance. Par exemple, la dette peut avoir des effets bénéfiques. Elle peut contribuer à diminuer une suraccumulation éventuelle du capital (Diamond, 1965), à remédier aux contraintes de liquidité que subissent certains agents (Woodford, 1990), à diminuer les pertes engendrées par une fiscalité non forfaitaire (Barro, 1979) et finalement à développer les capacités d'intermédiation financière d'une économie (Saint-Paul, 1993).

A contrario, la dette publique peut créer des déséquilibres, analysés à l'aide de modèles de croissance endogène avec des générations imbriquées à la Blanchard (1985), affectant la croissance et l'emploi. Par exemple, le risque d'hyperinflation consécutif à la monétisation de la dette publique devenue insoutenable (Sargent et Wallace, 1981), le ralentissement de la croissance consécutif à la baisse des investissements privés évincés par la dette publique (Feldstein, 1985 ; Llau, 1980), et en particulier la pénurie d'emplois résultant de l'endettement (Gavrel, 1992).

Pour trouver un lien entre la dette publique et le chômage, il est possible d'observer les faits économiques au Bénin marquant le marché du travail. Ce dernier, qui est dualiste, reflétant le dualisme économique des pays en développement (coexistence du secteur

moderne et du secteur traditionnel), est caractérisé par une rigidité due à l'existence de salaires minima dans les secteurs formels urbain et rural. Décaluwé, Dissou et Robichaud (1999), dans un modèle d'équilibre général calculable, s'intéressent à l'impact d'un choc exogène au sein de l'UEMOA dans le cadre d'un marché du travail à deux segments, un segment formel où existe un salaire minimum et un segment informel où les salaires sont flexibles. Dans la simulation avec le salaire minimum, les exportations totales par exemple s'accroissent moins, pour des taux de dépréciation réelle plus élevés dans la version à salaires rigides, du fait d'une réduction relative de la compétitivité (par rapport à la version avec salaires flexibles). Les auteurs en concluent, à la suite de plusieurs autres simulations, que l'UEMOA sans rigidités salariales est préférable à l'UEMOA avec salaires minima. Mais un choc simulé avec la réduction des transferts extérieurs, pour illustrer un choc macroéconomique dû au Programme d'Ajustement Structurel, provoque une diminution du salaire des fonctionnaires (pour maintenir les déficits publics) et une dévaluation du taux de change réel pour assurer l'équilibre de la balance des paiements. Les principaux résultats sont une baisse du PIB total, une diminution des emplois formels, un accroissement de l'emploi informel.

Dans cette recherche, il est alors question de déterminer, à partir des faits économiques, d'une part l'effet de l'endettement public sur la croissance et d'autre part l'effet de la croissance sur le chômage au Bénin.

1.2 Les objectifs et hypothèses

1.2.1 Objectif général

L'objectif général de cette recherche est d'étudier l'effet de la dette publique sur le chômage au Bénin.

1.2.2 Objectifs spécifiques

- 1 Déterminer l'effet de l'endettement public sur la croissance.
- 2 Déterminer l'effet de la croissance sur le chômage.

1.2.3 Hypothèses

- 1 La dette publique a un effet négatif sur la croissance économique au Bénin.

2 La croissance économique a un effet négatif sur le chômage au Bénin.

SECTION 2 : Revue de littérature

2.1 Clarification des concepts

Dette publique

La dette publique est, dans le domaine des finances publiques, l'ensemble des engagements financiers pris sous formes d'emprunts par l'État, les collectivités publiques et les organismes qui en dépendent directement.

Au sein de la dette publique, on distingue la dette publique intérieure, détenue par les agents économiques résidents de l'État émetteur et la dette publique extérieure, détenue par des prêteurs étrangers. On distingue également la dette de court terme (un an ou moins), à moyen terme (jusqu'à dix ans) et à long terme (au-delà de dix ans).

La dette bilatérale :

C'est une créance détenue par un Etat sur un autre Etat. De façon spécifique, elle peut être comme la dette due à un gouvernement ou à une institution spécialisée d'un gouvernement ou encore celle due à une banque publique ou privée d'un pays. (AHODEGNON et THON, 2009)

La dette multilatérale :

C'est une créance détenue par un groupe d'Etats ou une institution financière internationale sur un Etat (AHODEGNON et THON, 2009)

Dette odieuse

Selon Alexander Sack, théoricien de cette doctrine, « Si un pouvoir despotique contracte une dette non pas selon les besoins et les intérêts de l'Etat, mais pour fortifier son régime despotique, pour réprimer la population qui le combat, cette dette est odieuse pour la population de l'Etat entier. Cette dette n'est pas obligatoire pour la nation : c'est une dette de régime, dette personnelle du pouvoir qui l'a contractée; par conséquent, elle tombe avec la chute de ce pouvoir » (Sack, 1927)

Ainsi, les dettes contractées à l'encontre des intérêts de la population du pays endetté sont «odieuses» et, en cas de changement de régime, les nouvelles autorités ne sont pas tenues de les rembourser.

Solvabilité

La solvabilité caractérise la situation financière d'un pays capable de faire face à ses engagements, c'est-à-dire la contrainte budgétaire intertemporelle est respectée. En d'autres termes, la solvabilité d'un État est sa capacité à payer totalement sa dette (annuler sa dette à long terme en respectant les échéances).

Surendettement

Selon J. Sachs (1989), le surendettement est analogue à la situation d'une entreprise insolvable non protégée par les lois de la faillite. Dans ce cas, les créanciers prennent des actions antagoniques pour se servir les premiers sur la valeur restante des actifs, préjudiciables à la survie de l'entreprise.

Le chômage

Le chômage peut être défini comme l'inactivité d'une personne souhaitant travailler.

Selon le BIT, est chômeur toute personne, de plus de 15 ans, qui remplit les critères suivants:

– « être sans travail », c'est-à-dire ne pas avoir d'activité, même minimale, pendant la semaine de référence ;

– « être disponible pour travailler », c'est-à-dire être en mesure d'accepter toute opportunité d'emploi qui se présente dans les quinze jours, sans qu'une tierce obligation soit une entrave au retour à l'activité ;

– « rechercher activement un emploi, ou en avoir trouvé un qui commence ultérieurement ».

Pour être chômeur selon le système statistique européen Eurostat, il faut avoir été sans travail durant la semaine de référence (soit moins d'une heure hebdomadaire d'activité) et

avoir fait des démarches spécifiques en vue de retrouver un emploi, sans forcément s'être déclaré comme chômeur auprès de l'administration.

Aux États-Unis, le *Bureau of Labor Statistics* compte comme chômeurs les personnes n'ayant pas d'emploi, en ayant cherché un activement durant les 4 semaines passées, et disponibles pour travailler.

Le chômage frictionnel

Appelé encore chômage de mobilité, il désigne l'état d'activité de travailleurs qui quittent leur emploi pour changer d'entreprise, de région, de salaire, de poste, de conditions de travail. À la mobilité entre les différents emplois s'ajoutent les périodes de mobilité entre activité et inactivité.

Le chômage conjoncturel

Le chômage conjoncturel est lié à l'évolution négative de l'économie, au ralentissement de l'activité. Le produit intérieur brut détermine le nombre d'emplois.

Le chômage structurel

Le chômage structurel découle de l'inadéquation qualitative entre l'offre et la demande de travail. Durant les périodes de mutation industrielle certains secteurs déclinent rapidement au profit de nouveaux secteurs en développement. La consommation et la production entraînent inévitablement des entrées au chômage, les entreprises réduisent sensiblement leur volume de production. Or, les secteurs sinistrés pour résister aux secteurs en expansion substituent du capital au travail, ce qui peut aussi constituer une cause de chômage structurel.

Le chômage saisonnier

Le chômage saisonnier est lié aux variations d'activité au cours de l'année dans certains secteurs économiques (exemple : le tourisme).

Le chômage technique

Le chômage technique est subi par des travailleurs dont les moyens de production sont devenus inutilisables.

2.2 Eléments théoriques liés au chômage et la dette publique

2.2.1 Analyse théorique de la dette publique

La dette publique est analysée dans le cadre de la gestion temporelle des finances publiques, des transferts intergénérationnels, de la gestion des chocs (guerre, destruction d'infrastructures,...), de la démographie, du taux de croissance de l'économie, du niveau des taux d'intérêt et de l'inflation,...

Les principaux courants de la théorie économique contemporains, la synthèse néo-classique et le néo-keynésianisme, prônent la pratique d'une politique budgétaire contra-cyclique pour partiellement lisser les variations de la production liées à la cyclicité économique. Les pays de l'OCDE pratiquent avec plus ou moins de rigueur cette politique. Toutefois, les pratiques électoralistes des élus politiques peuvent conduire à la pratique de mauvaises politiques budgétaires : les gouvernements en place augmentent les dépenses publiques à l'approche des élections.

Le courant de pensée keynésianisme prônait la mise en place de politiques de relance qui auraient permis d'augmenter durablement la production. Mais les échecs répétés des politiques de relance des années 1980 dans les pays développés ont amené ces derniers à cesser ces pratiques, qui avaient amené leurs endettements à des niveaux très élevés. À ces échecs pratiques constatés, Barro (1974) a donné une explication théorique dans un célèbre article : la hausse des dépenses publiques favorise l'épargne des agents économiques (en prévision de futurs impôts) et que cet effet rend inefficaces les politiques de relance (principe d'équivalence ricardienne). Néanmoins, cette conclusion théorique ne fait pas l'unanimité des économistes, notamment parce que Barro fait référence à la théorie des anticipations rationnelles, alors que les agents économiques ne connaissent bien ni les lois de l'économie, ni certaines données fondamentales, ce qui les rend (apparemment) non rationnels. En conséquence certains suggèrent que l'équivalence ricardienne doit être manipulée avec précaution, et ne peut être invoquée systématiquement comme raison de ne pas recourir à l'endettement public.

Comme il a été effleuré ci-dessus, les approches alternatives à la théorie keynésienne de l'endettement explorent le champ des stratégies électorales, les gouvernements de coalition et les gouvernements unitaires...

Pour Alesina et Tabellini (1989), s'il existe dans un pays où on a deux partis qui sont potentiellement en position d'accéder fréquemment au pouvoir alors ces partis ont des préférences différentes quant à la nature des dépenses publiques. Le parti au pouvoir peut décider d'augmenter aujourd'hui les dépenses publiques en s'endettant, satisfaisant son électorat, au mieux de se maintenir au pouvoir et au pire de ne pas faciliter la vie à son adversaire. Ainsi, il crée des conditions pour gêner ultérieurement son adversaire politique du point de vue de la gestion du budget, si ce dernier venait à conquérir le pouvoir. Il engage aujourd'hui des recettes fiscales futures et donc diminue les possibilités futures de dépenses de son adversaire surtout si la dette venait à être importante. En effet, la deuxième partie, une fois au pouvoir sera tenue de rembourser à un moment le service de la dette de l'emprunt. Ainsi, il sera obligé de réviser ses promesses électorales en diminuant les dépenses sociales et au risque de mécontenter son électorat. D'où l'idée de stratégie électorale à travers la dette. D'autres auteurs ont également élaboré les modèles sur les stratégies électorales et les cycles politiques et l'endettement public (Persson, Svenson [1989] ; Aghion et Bolton [1990] ; Milesi-Ferret [1995]).

Alesina et Drazen (1991) expliquent l'endettement public par le report des réformes fiscales nécessaires à l'ajustement budgétaire dans un contexte de deux ou plusieurs partis d'un gouvernement au pouvoir où gouvernement de coalition et qui ne s'entendent pas sur la répartition de la charge de l'impôt pouvant compenser les déficits. A cet effet, chaque partie essaie de préserver son électorat et de faire payer les autres franges de la population réservées par rapport à son idéologie.

Par ailleurs les partisans du courant de la FTPL "Fiscal Theorie of Price Level (Théorie de la détermination du niveau général des prix face à l'endettement public)", Leeper(1991) et Woodford (1995) pensent que le déficit budgétaire et l'endettement non anticipé qui lui est associé entraîneraient une hausse du niveau général des prix. Ils affirment qu'au sein d'un régime budgétaire non-ricardien, et suite à une progression non anticipée de la dette (du fait d'un déficit budgétaire), le niveau général des prix est la seule variable qui

puisse ajuster la valeur réelle de la dette et la somme actualisée des soldes budgétaires futurs anticipés. Il ne s'agit ni plus ni moins que d'une théorie quantitative de la dette.

2.2.2 Analyse théorique du chômage

Dans la perspective libérale, le chômage est un phénomène essentiellement volontaire et exogène. Avant la crise de 1929, la théorie libérale n'envisage pas l'existence d'un chômage massif et durable comme une situation possible de l'économie de marché. Elle s'interroge seulement sur les effets du progrès technique sur l'emploi. À cette occasion, Ricardo développe la thèse de la compensation. Si le progrès technique peut détruire certains emplois, il contribue à en créer d'autres et cela pour trois raisons :

- il faut des travailleurs pour produire les nouvelles machines ;
- les gains de productivité permettent de baisser les prix des produits considérés, ce qui accroît la demande globale finale. Il se peut alors que le progrès soit "neutre" (Sauvy, 1980);
- les gains de productivité se traduisent par une hausse du pouvoir d'achat ce qui favorise l'émergence de nouveaux besoins (loi des trois secteurs de Clark).

La théorie de l'équilibre général de Walras définit le marché du travail comme un marché soumis à la flexibilité des prix. Au niveau global, le chômage involontaire ne peut exister, dès lors que la condition de la flexibilité des salaires est vérifiée.

Face à l'évidence de la crise de 1929 et son cortège de chômeurs, les néoclassiques anglais et français vont avancer une explication du chômage de masse qui n'altère en rien la logique libérale standard.

Pigou (1931, 1934) et Rueff (1931) affirment que le chômage résulte d'institutions, telles que les syndicats et la législation sur le salaire minimum qui entraînent la flexibilité des salaires à la baisse.

Aujourd'hui, le discours néoclassique n'a guère changé comme en témoigne le rapport de l'OCDE sur l'emploi en 1994, qui condamne le manque de flexibilité des salaires.

Phénomène accidentel, dû à l'existence d'institutions qui font obstacle au libre jeu du marché, le chômage peut-être également assimilé à une activité de prospection : c'est la thèse du Job Search, développé dans les années 1960 par George Stigler. Le cadre du raisonnement est une situation de concurrence pure et parfaite, mais l'information est imparfaite sur le marché du travail. Ne connaissant pas la totalité des postes disponibles, le demandeur d'emploi reste volontairement au chômage un certain temps afin de développer une activité de prospection. L'indemnisation du chômage tend à allonger la durée de ce chômage volontaire. Le chômage est alors essentiellement frictionnel.

Plus généralement, les néoclassiques considèrent qu'il existe un taux de chômage d'équilibre, qualifié parfois de taux de chômage naturel. Celui-ci est réputé stable et unique.

La thèse du chômage involontaire, développée initialement par Keynes (1936), est aujourd'hui remise à l'honneur. À la différence des néoclassiques, Keynes considère que l'offre de travail ne dépend pas du salaire réel mais du salaire nominal, fixé de manière institutionnelle et non en fonction du niveau de l'emploi. La demande de travail est une fonction décroissante du salaire réel. La sortie de la crise ne passe pas par la réduction des salaires nominaux, ces derniers étant aussi une demande. Deux théories prolongent la pensée de Keynes :

- La nouvelle microéconomie du travail tente d'expliquer la rigidité des salaires. La théorie du salaire d'efficience repose sur l'idée selon laquelle la productivité est une fonction croissante du salaire réel (Solow, 1957))

- La théorie des contrats implicites : l'entrepreneur garantit au salarié un salaire fixe et se réserve le droit d'ajuster le niveau de l'emploi en fonction de la conjoncture.

De son côté, la théorie du déséquilibre tente d'opérer une conciliation entre les analyses néoclassiques et keynésiennes (Malinvaud, 1980; Benassy, 1984). La théorie du déséquilibre raisonne à prix fixes, ainsi l'ajustement se fait par les quantités. Il y a une interdépendance du marché des biens et du marché de l'emploi et l'on constate un effet de report. Par exemple un chômeur reportera sa contrainte sur le marché des biens en réduisant sa consommation. Ainsi le chômage classique peut côtoyer le chômage keynésien.

Selon les nouveaux keynésiens, le taux de chômage naturel n'est pas unique, contrairement à la thèse de Friedman.

La tradition hétérodoxe met l'accent sur la nature endogène du chômage et sur les inégalités qui structurent le marché du travail. Dans la perspective de Marx (1972), le chômage présente une nature ambivalente. Pour compenser la baisse tendancielle des taux de profit, les patrons exercent une pression à la baisse sur les salaires.

Le marché du travail fournit aux institutionnalistes un thème de prédilection pour renouveler leur attaque contre la citadelle néoclassique. En 1971, Doeringer et Piore montrent que le marché du travail est divisé en deux marchés :

- le marché secondaire qui accueille pour l'essentiel des travailleurs peu diplômés.
- le marché primaire sur lequel le salariat ne constitue pas la principale modalité d'ajustement de la main d'œuvre.

Les ajustements structurels se font sur le marché secondaire.

Les effets du progrès technique et du commerce international sur le marché du travail font aujourd'hui l'objet de vifs débats. On note deux traits marquants aujourd'hui sur le marché du travail : 1) une accentuation des disparités salariales; 2) une augmentation du taux de chômage des non-qualifiés.

L'ouverture du commerce international avec les pays à bas salaires serait à l'origine de l'accroissement des inégalités sur le marché du travail. La baisse de l'emploi touche principalement les emplois non-qualifiés (Woods, 1994). Ainsi l'étude de Bonnaz, Courtot et Nivat sur les échanges de la France avec les PVD a abouti à un déficit de 330 000 emplois (globalement -9 millions d'emplois pour le Nord et + 22 millions pour le Sud).

Une seconde thèse attribue l'essentiel de la baisse relative de la demande de travail au progrès technique.

2.3 Eléments empiriques liés au chômage et la dette publique

Plusieurs auteurs ont réfléchi sur les relations possibles entre l'endettement et le chômage. Par exemple, Ojo (1989) et Oshikoya (1998) font ressortir les différents canaux par lesquels la dette extérieure influence la croissance économique. Alors que les nouvelles théories de la croissance ont engendré une forte reprise des analyses empiriques, et notamment économétriques sur le lien entre dette et croissance, peu d'analyses portent spécifiquement sur la croissance des pays les plus pauvres. La plupart des analyses mettent en

général l'accent sur une « particularité » africaine qui se matérialise par le fait que la variable muette attachée aux pays africains est significative. Ojo (1989) et Oshikoya (1998) trouvèrent que la croissance africaine s'explique positivement par le taux d'investissement, négativement par le taux de croissance de la population, positivement par les exportations, positivement par le taux de change réel. Cette spécificité a été analysée en détail par Collier et Gunning (1997). Ils conclurent que quatre facteurs jouent un rôle important dans la faible performance africaine en termes de croissance : faible ouverture du marché des biens (du fait de nombreuses distorsions), manque de capital social (fractionnement socio ethnique, respect des contrats), risques élevés (notamment au niveau de l'inflation) et faible performance des services publics. La faiblesse du secteur financier joue également un rôle mais moins important.

Cette analyse d'Ojo et Oshikoya a été reprise par des étudiants dans leur mémoire de fin de second cycle ou de DEA. Un cas exemplaire est l'étude de l'impact de la dette extérieure sur la croissance au Bénin (Dedehouanou, 2005). Le modèle final utilisé par Dedehouanou est le suivant :

$$tcrois_t = \beta_0 + \beta_1 vte_t + \beta_2 lapd_t + \beta_3 tinvp_t + \beta_4 ouvct + \beta_5 tdb + \beta_6 servdett_t + \beta_7 encdett_t + \beta_8 encdett_t^2 + \varepsilon_t$$

où :

tcrois = le taux de croissance réelle par habitant du PIB ;

vte = les variations des termes de l'échange ;

tdb = taux du déficit du solde budgétaire de l'administration centrale ;

lapd = l'indicateur de l'aide publique au développement de tous les bailleurs de fonds (en logarithme) ;

tinvp = taux d'investissement public ;

ouvct = un indicateur de l'ouverture commerciale (les exportations et les importations en pourcentage du PIB) ;

Servdett = le total du service de la dette publique en pourcentage des exportations ;

encdett = les variables indicatives de l'encours de la dette en valeur nominale soit en pourcentage des exportations soit en pourcentage du PIB ;

$encdett^2$ = ces mêmes variables de l'encours de la dette mais cette fois-ci élevée au carré ;

ε_t = perturbations aléatoire suivant une loi normale de moyenne nulle et de variance constante.

Les résultats d'estimation du modèle nous montrent que le taux d'investissement public a eu un impact négatif mais significatif à 10% sur la croissance du PIB. On note que le signe obtenu ne correspond pas au signe attendu ; de plus une augmentation de un point du taux d'investissement public entraîne une baisse du taux de croissance de 0,1193. Ce qui est contraire à la théorie selon laquelle l'investissement public par les effets qu'il induit favorise la croissance et donc le développement. En effet il est possible de voir ce signe lorsque les investissements réalisés ne sont pas utiles aux populations ou tout simplement une mauvaise utilisation de ces infrastructures peut induire des flux de recettes négatifs donc des financements pour l'entretien assez coûteux et donc ralentirait la croissance.

Les variations des termes de l'échange ont un impact négatif sur la croissance au Bénin et son coefficient reste non significatif mais faible, car ils sont très vulnérables aux chocs extérieurs avec une balance commerciale structurelle déficitaire. Ce signe montre que la dégradation des termes de l'échange réduit le taux de croissance du PIB et donc en cherchant à maintenir ce taux à un niveau acceptable, le pays va s'endetter et ceci davantage. Mais cette idée sera rejetée par Yapo (2002), Cashin et Potillo (2000) qui trouvent que cette dégradation des termes de l'échange n'explique pas forcément l'endettement. La controverse de ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que la détérioration des termes de l'échange n'a sûrement pas encore atteint le point où les recettes en devises fléchissent en dégradant la situation financière et économique du pays.

L'ouverture commerciale n'est pas aussi pertinente, son coefficient (-1,7285) est non significatif traduisant ainsi que l'ouverture commerciale n'a peut être pas d'impact sur la productivité à travers les transferts de connaissances et des bénéfices efficaces et de façon consécutive sur la croissance du Bénin. Le résultat controversé de Marc Raffinot et Baptiste Venet (2001) qui ont conclu une inexistence de relation entre l'endettement et l'ouverture commerciale, semble être vérifié pour le Bénin. La faiblesse du lien entre l'endettement extérieur et l'ouverture commerciale est à priori surprenante, puisqu'une économie qui s'endette à l'extérieur devrait avoir le souci de préserver sa solidarité. Néanmoins, ceci peut

sans doute s'expliquer par le fait que le Bénin n'emprunte qu'auprès d'organismes publics qui ne sanctionnent que faiblement les défauts de paiement.

Dans l'équation de la croissance, on a introduit l'indicateur de dette extérieure sur le PIB au carré dans le but d'estimer une courbe de Laffer entre la dette et la croissance et pour connaître le niveau de la dette pour lequel l'effet sur la croissance est optimal et le degré à partir duquel il devient négatif. En effet, ces résultats montrent qu'il y a une relation non linéaire entre la dette et la croissance, car à partir de leurs travaux, le coefficient de la dette extérieure sur le PIB (0,1489) est positif, tandis que celui de la dette extérieure sur le PIB au carré (-0,0154) est négatif et sont tous significatifs au seuil de 1%. Ainsi, le Bénin montre un comportement analogue à une courbe de Laffer. En maximisant l'équation de croissance en ce qui concerne la dette extérieure, on a trouvé que le niveau optimal pour la croissance correspond à une proportion de 0,14% de dette sur le PIB.

Une autre étude porte sur les relations entre la dette publique et la croissance endogène. Elle est menée par Crettez et alii (1997). Cette analyse est destinée à montrer comment avec une politique d'équilibre budgétaire, le taux de croissance d'équilibre est toujours plus élevé que celui obtenu avec une politique d'endettement. Ils donnent ensuite les conditions sous lesquels un mode de financement donné est socialement préférable à l'autre (c'est-à-dire maximise un critère de bien-être social intertemporel). Il montre qu'il peut être socialement préférable de financer des dépenses publiques par emprunt plutôt que par impôts.

Pour observer l'impact de la dette sur le chômage, il est possible de se référer aux analyses empiriques, comme celles menées par Okun (1962).

La loi d'Okun décrit une relation linéaire empirique entre le taux de croissance du PIB et la variation du taux de chômage. En dessous d'un certain seuil de croissance, le chômage augmente ; au-dessus de ce seuil, il diminue, à élasticité constante.

La loi d'Okun constitue « un lien de toute première importance entre les marchés des produits et celui du travail » qui permet aux économistes de prévoir les effets d'un taux de croissance donné sur le chômage. Aux États-Unis, par exemple, la loi prend la forme : $\Delta U = -0,5 \times (\Delta Y/Y - 3)$, c'est-à-dire que pour chaque point de croissance au-dessus de 3%, le taux de chômage diminue de 0,5 point (« coefficient d'Okun »).

Cette relation met en évidence un premier phénomène : la croissance ne fait diminuer le taux de chômage que si elle dépasse un seuil critique, de 3% dans le cas de l'estimation d'Okun. En dessous de ce seuil, le chômage, au contraire, augmente. Cela renvoie à deux facteurs :

1. Premièrement, la population active n'est pas stable. Si elle croît, par exemple, à un taux de 1% par an, il est nécessaire que le nombre d'emplois progresse à un rythme identique pour que le taux de chômage reste constant : le taux de croissance de la production doit lui aussi être de 1% au moins.
2. D'autre part, la productivité du travail s'accroît chaque année. La production économique doit donc avoir un taux de croissance identique à celui de la productivité, pour que le taux de chômage reste constant. En dessous de ce taux de croissance, les gains de productivité détruisent des emplois. Au-dessus, l'économie crée des emplois.

Si on suppose que les gains de productivité sont de 1,3% par an, et que la population augmente de 1,7%, comme aux Etats-Unis, la production doit donc croître de $1,3\% + 1,7\% = 3\%$ pour maintenir stable le taux de chômage. Au-dessus de ce seuil, la croissance de la production est supérieure à l'augmentation de la production potentielle - agrégation de la population active et celle des gains de productivité : par conséquent, le taux de chômage diminue.

La loi d'Okun (ou l'intuition d'Okun), s'est révélée être une des relations les plus durables de la macroéconomie moderne, et elle est maintenant souvent présentée comme étant une des croyances fondamentales ancrées dans la tête des économistes. C'est devenu un acquis de la macroéconomie. Elle séduit également par sa durabilité et sa simplicité, deux qualités rares dans cette discipline qu'est la science économique.

Il n'en reste pas moins que cette loi soulève quelques critiques : la variabilité du coefficient d'Okun en fonction du temps en est des exemples.

En outre, on peut constater que cette variation peut être forte en fonction du pays concerné. En 1993, cette relation a été mise en évidence par Martin Prachowny (1993). L'auteur, mettant en rapport la croissance du PIB sur les variations du taux de chômage, montre qu'une baisse de 3% de la production augmente de 1% le taux de chômage. L'ampleur de la baisse semble être en déclin au fil du temps aux États-Unis. Plus récemment, Andrew

Abel et Ben Bernanke (2005), se fondant sur des estimations et des données récentes, montrent une baisse de 2% de la production pour chaque point de pourcentage d'augmentation du taux de chômage.

Dans un article retentissant de Jim Lee (2000), l'auteur évalue la solidité de la loi d'Okun, en se fondant sur des données d'après-guerre pour 16 pays de l'OCDE. Ses résultats sont sans appel : la loi d'Okun est statistiquement valable pour la plupart des pays. Cependant, si quantitativement les résultats sont presque uniformes, ils le sont moins qualitativement. Ainsi, l'auteur atteste qu'il y aurait une variation dans le coefficient d'Okun, dû au changement structurel dans les années 70, et ce, dans la plupart des pays. Jim Lee pense que les estimations sont fonction de plusieurs éléments, dont : le choix de modèles, les spécifications, la pertinence des données.

SECTION 3 : Méthodologie de la recherche

3.1 Le modèle théorique

Le modèle théorique que nous choisissons doit nous permettre de valider ou rejeter nos hypothèses.

D'une part nous cherchons à apprécier la relation dette publique-taux de croissance et en particulier les facteurs de la dette publique qui influencent la croissance économique au Bénin. Et d'autre part, les conséquences de la croissance sur le chômage.

La théorie keynésienne et néoclassique, a mis en exergue l'importance de l'investissement public dans la croissance en tant qu'il provient de l'endettement public, si les maladroites de la politique économique sont minimisées.

Pour que la dette publique serve efficacement, on suppose qu'elle évite de financer les dépenses de fonctionnement comme les salaires et les transferts. A l'intérieur de l'investissement public, nous pouvons séparer deux variables : les dépenses publiques d'éducation (**dped**) et les dépenses dans les secteurs productifs (**dpprod**). Ceci a été ainsi pour tenir compte des Nouvelles Théories de la Croissance auxquelles l'investissement en capital humain, en particulier dans l'éducation, est un facteur non négligeable pour la croissance endogène.

L'inflation (**inflat**) qui est l'une des variables de l'arbitrage de Philips (1958) en politique économique a été analysée par Barro (1996) comme pouvant influencer la croissance économique.

Les taux d'intérêts internationaux ou nationaux peuvent avoir une incidence sur la croissance en tant qu'ils déterminent l'encours ou le service de la dette publique (**servdet**).

Si **tcrois** est la variable expliquée, on peut formuler le modèle suivant

$$\mathbf{tcrois}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mathbf{dped}_t + \alpha_2 \mathbf{dpprod}_t + \alpha_3 \mathbf{inflat}_t + \alpha_4 \mathbf{servdet}_t + \mu_t \quad (\text{I})$$

où **tcrois** = taux de croissance

α_i = paramètre α associé à la variable i avec α_0 = terme constant

dped = dépenses publiques d'éducation (en logarithme)

dpprod = dépenses publiques d'investissement (en logarithme)

inflat = inflation

servdet = service de la dette publique (en logarithme).

μ = les perturbations liées aux limites du modèle

t = indice en temps discret

Les variables explicatives **dped** et **dpprod** sont retenues pour apprécier l'impact de l'endettement public sur la croissance, si ce dernier a été uniquement affecté à ces deux dépenses. La variable **servdet** a été introduite pour analyser l'impact des remboursements annuels assurés au titre de la dette.

Le modèle n'est pas en général exhaustif, c'est-à-dire qu'il existe probablement d'autres variables pouvant expliquer le taux de croissance et qui n'y sont pas incorporées. Mais l'étude porte sur l'impact de la dette publique sur la croissance. Les paramètres α_0 , α_1 , α_2 , α_3 et α_4 sont supposés constants au cours du temps pour le Bénin.

La variable expliquée **tcrois** est calculée comme le taux de variation du produit intérieur brut (PIB). La variable explicative **dped**, logarithme des dépenses publiques d'éducation, incorpore l'effet de la part de la dette publique consacrée à la formation du

capital humain. Le signe attendu pour cette variable est le signe positif, parce qu'on suppose positif sur la croissance l'effet de l'élévation du niveau moyen d'éducation et de compétences des populations.

La variable **dpprod**, logarithme des dépenses publiques d'investissements divers, mesure l'incidence sur la croissance de la part de la dette publique supposée affectée aux dépenses publiques des secteurs productifs. Le signe attendu doit être positif. **inflat** est la variable explicative mesurant l'effet sur le taux de croissance des variations de prix dans l'économie béninoise. Elle est supposée avoir un effet dépressif sur la croissance et donc le signe attendu est négatif.

La variable **servdet**, calculée comme le logarithme du service de la dette assurée, est destinée à saisir l'impact de la fluctuation des taux d'intérêt nationaux ou internationaux sur la croissance. Le service de la dette assurée est supposé s'effectuer à partir des recettes fiscales. Le signe de cette variable sera un signe négatif.

La première hypothèse de notre recherche sera vérifiée par le modèle ci-dessous.

Pour apprécier l'impact de la dette sur le chômage, nous pouvons analyser la relation croissance-chômage, après avoir déterminé celle entre la dette publique et la croissance. Dans la théorie économique, plusieurs analyses ont expliqué la relation entre la croissance économique et le chômage. Elles convergent dans le même sens et postulent que lorsque la production globale augmente le chômage baisse.

Nous utilisons la loi d'Okun (1962) pour appréhender l'impact possible de la croissance économique sur le chômage au Bénin. Le modèle sous-jacent pouvant nous permettre de vérifier notre seconde hypothèse. La loi d'Okun postule qu'à un seuil du taux de croissance, une variation supérieure à ce seuil entraîne une baisse du chômage, et le contraire si la variation s'effectue dans une proportion inférieure.

La loi prend la forme mathématique suivante :

$$\frac{(\bar{Y} - Y)}{\bar{Y}} = c(u - \bar{u})$$

Où

\bar{Y} = production potentielle

Y = production réelle

u = taux de chômage effectif ou réel

\bar{u} = taux de chômage naturel

c = coefficient d'Okun, saisissant l'élasticité du taux de chômage à la variation de la production.

Après transformation de la loi, on obtient le modèle :

$$(\Delta U)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\Delta Y}{Y} \right)_t + \mu_t$$

Où

ΔU = variation du taux de chômage

α_i = paramètre α associé à la variable i avec α_0 = terme constant

$\frac{\Delta Y}{Y}$ = taux de croissance

μ = les perturbations liées aux limites du modèle

t = indice en temps discret

On peut ramener la formulation à celle-ci :

$$\mathbf{tchom}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mathbf{tcrois}_t + \mu_t \quad (\text{II})$$

Où

\mathbf{tchom} = taux de chômage

\mathbf{tcrois} = taux de croissance

Le modèle initial $\frac{(\bar{Y} - Y)}{\bar{Y}} = c(u - \bar{u})$ a été réaménagé pour pouvoir calculer facilement certaines variables comme ΔU et $\frac{\Delta Y}{Y}$ puisque les concepts tels que potentiel et naturel (\bar{Y} = production potentielle, \bar{u} = taux de chômage naturel) restaient théoriques. Le modèle est donc spécifié en croissance et non en logarithme. On suppose aussi que, dans le modèle, les paramètres α_0 , α_1 demeurent stables dans le temps au Bénin.

tchom, qui est la variable expliquée, désigne le taux de croissance du chômage et reflète les effets du taux de croissance du PIB (**tc**rois). Le signe attendu de la variable explicative **tc**rois est négatif, compte tenu du fait qu'une accélération de la production ralentit ou réduit le chômage en général.

3.2 Collecte des données

Cette recherche s'appuiera sur des données recueillies au Ministère de l'Economie et des Finances, à l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE) et dans les bibliothèques de l'UAC et de l'Institut Français (ex CCF) de Cotonou. L'Agence Nationale Pour l'Emploi (ANPE), le Fonds National pour la Promotion de l'Entreprise et de l'Emploi des Jeunes (FNPEEJ) sont consultés pour fournir des données relatives à l'emploi au Bénin. Ainsi le document Bilan et Perspectives de l'économie nationale édition 2000 (BiPEN), le document sur le Programme des Investissements Publics (PIP), le document Finanstat 2000, les mémoires de fin de formation relatives au chômage et à l'endettement public et autres documents nous ont fourni les données en séries annuelles allant de 1990 à 2008. Il s'agit des données sur le taux de croissance du Bénin, les dépenses publiques d'éducation, les dépenses publiques dans les secteurs productifs, l'inflation, les services assurés au titre de la dette publique, l'encours de la dette publique et le taux de chômage. L'outil Internet a apporté un secours non négligeable en informations, méthodologie et revues de littérature dont s'est inspirée cette recherche.

3.3 Le traitement des données

Nous serons amenés, dans le cadre de cette étude, à estimer deux modèles économétriques et à tester la causalité de deux séries : l'encours de la dette publique et le taux de chômage. Toutes les estimations ont été effectuées à l'aide du logiciel Eviews.

Avant d'estimer chacun des modèles pour en juger le sens des paramètres, il est convenu de tester les racines unitaires à l'intérieur de chaque série composant ces modèles.

Les tests de Dickey-Fuller simple et Augmenté permettent de chercher une éventuelle présence de racine unitaire. Les grandeurs macroéconomiques étant généralement sujettes aux fluctuations, elles ne sont pas stationnaires et ont donc une racine unitaire. Pour estimer le modèle, il est nécessaire de stationnariser les séries en passant par ces tests.

Lorsque les séries sont stationnaires de même ordre, il y a risque de cointégration. On sera amené à tester ce risque à l'aide du test de Johansen. Lorsque l'hypothèse de cointégration est acceptée, il est possible d'estimer alors un modèle de long terme et un modèle de court terme appelé modèle à correction d'erreur (MCE). Ces estimations s'effectueront généralement avec les moindres carrés ordinaires (MCO).

Pour appréhender, à la fin, une éventuelle causalité directe entre deux séries, notamment la dette publique saisie dans son encours et le taux de chômage, nous procédons au test de Granger. Ce test nous permet alors de connaître le sens de la causalité. En effet, la dette publique peut causer le chômage comme le chômage peut aussi causer la dette publique. Lorsqu'aucune des deux relations n'est retenue, les deux hypothèses étant rejetées, la procédure d'estimation s'arrête et il n'y a aucune causalité entre les deux séries. Dans le cas contraire, on récupère les résidus du modèle de long terme estimé à partir de la relation de causalité retenue pour tester leur stationnarité. Si la série des résidus est stationnaire, on estimera le modèle de court terme ou modèle à correction d'erreur. Dans le cas contraire, on estimera un modèle VAR suivant un nombre de retards optimal choisi à partir des critères d'Akaike et Schwartz.

Après l'estimation des modèles, il conviendra de voir si la qualité de l'estimation est bonne suivant la valeur affichée du R^2 ou si le modèle est globalement significatif au seuil de 5% suivant la statistique de Fisher. Le test de Student nous permettra de juger de la significativité des paramètres estimés, afin de voir quelles variables explicatives ont une influence quelconque sur la variable expliquée.

La statistique de Durbin et Watson nous permettra de tester l'éventuelle autocorrelation des résidus. Le test de White, une éventuelle hétéroscédasticité des résidus, et le test de Klein une éventuelle colinéarité entre les variables. Le test de Jarque-Bera nous

permet de tester l'éventuelle normalité des termes d'erreurs. Enfin le test de Wald sera effectué pour tester les valeurs possibles de certains coefficients dans le cadre de l'acceptation ou du rejet de nos hypothèses de recherche.

CHAPITRE 2

**PRESENTATION ET ANALYSE DES
RESULTATS**

CHAPITRE 2 : PRESENTATION ET ANALYSE DES RESULTATS

SECTION 1 : Estimation du modèle

Avant d'estimer les paramètres des modèles, il faudra s'assurer que les séries sont stationnaires. On se limite généralement à vérifier la stationnarité faible ou de second ordre. Un processus est stationnaire au second ordre si l'ensemble de ses moments d'ordre un et d'ordre deux sont indépendants du temps. Par opposition, un processus non stationnaire est un processus qui ne satisfait pas l'une ou l'autre de ces deux conditions. Ainsi, l'origine de la non stationnarité peut provenir d'une dépendance du moment d'ordre un (l'espérance) par rapport au temps et/ou d'une dépendance de la variance ou des autocovariances par rapport au temps.

Il faut noter que ce pré requis à une estimation de modèles est d'autant plus important qu'il permet d'éviter une régression fallacieuse (spurious regression).

Le fait qu'un processus soit stationnaire ou non conditionne le choix de la modélisation que l'on doit adopter. En règle générale, si la série étudiée est issue d'un processus stationnaire, on cherche alors le meilleur modèle parmi la classe des processus stationnaires pour la représenter, puis on estime ce modèle. En revanche si la série est issue d'un processus non stationnaire, on doit avant toutes choses, chercher à la "stationnariser", c'est à dire trouver une transformation stationnaire de ce processus. Puis, on modélise et l'on estime les paramètres associés à la composante stationnaire.

La difficulté réside dans le fait qu'il existe différentes sources de non stationnarité et qu'à chaque origine de la non stationnarité est associée une méthode propre de stationnarisation. Il existe deux classes de processus non stationnaires, selon la terminologie de Nelson et Plosser (1982) : les processus TS (Time Stationary ou Trend Stationary) correspondant à une accumulation de chocs déterministes et les processus DS (Differency Stationary) correspondant à une accumulation de chocs stochastiques. Au-delà des enjeux de modélisation économétriques, l'origine de la non stationnarité a de très fortes implications sur l'analyse économique des séries que l'on étudie. En particulier pour les processus DS il existe une propriété de persistance des chocs qui n'existe pas dans les processus TS: une telle hypothèse implique par exemple que si les séries macroéconomiques satisfont une représentation de type DS, l'impact des chocs conjoncturels peut avoir un effet permanent sur le niveau de la série étudiée.

Les conséquences économiques de l'introduction des processus DS furent toutes aussi importantes que les conséquences statistiques. La mise évidence de la non-stationnarité d'origine stochastique a tout d'abord conduit à une mise en cause générale des schémas de décomposition tendance-cycle. Ce type de décomposition est utilisé dans de nombreux champs de l'économie appliquée (par exemple en finance dans le cadre de l'analyse chartiste etc.), mais plus particulièrement en macroéconomie. En effet, en macroéconomie appliquée, la décomposition des principales séries, comme le PIB, le taux de chômage, en une composante tendancielle et un écart conjoncturel est très souvent employée. Sur le plan théorique, elle se justifie par la relative indépendance des théories traditionnelles de la croissance par rapport aux théories des fluctuations conjoncturelles, souvent inspirés des thèses keynésiennes ou monétaristes. Jusqu'à la fin des années 80, les macroéconomistes effectuaient cette décomposition à l'aide de l'extraction d'une tendance déterministe des principales séries macroéconomiques.

1.1 Estimation du modèle I

Les étapes dans l'estimation du modèle sont les tests de stationnarité, de cointégration des séries et l'estimation des paramètres.

En guise de rappel, la spécification du modèle I est la suivante :

$$t_{\text{crois}_t} = \alpha_0 + \alpha_1 d_{\text{ped}_t} + \alpha_2 d_{\text{pprod}_t} + \alpha_3 \text{inflat}_t + \alpha_4 \text{servdet}_t + \mu_t$$

Où t_{crois} = taux de croissance

α_i = paramètre α associé à la variable i avec α_0 = terme constant

d_{ped} = dépenses publiques d'éducation (en logarithme)

d_{pprod} = dépenses publiques d'investissement (en logarithme)

inflat = taux d'inflation

servdet = service de la dette publique (en logarithme).

μ = les perturbations liées aux limites du modèle

t = indice en temps discret

1.1.1 Test de racine unitaire

Etant donné que toutes les variables du modèle sont des variables macroéconomiques, il est nécessaire de procéder à un test de stationnarité sur chacune d'elles.

1.1.1.1 Test de racine unitaire sur *dped*

Nous utilisons le logiciel Eviews pour effectuer les tests de racine unitaire sur chaque série. Les tests effectués sont ceux de Dickey-Fuller Augmentés (ADF).

Plusieurs étapes peuvent être nécessaires pour stationnariser ou non la série ***dped***.

Cette étape de test ADF est effectuée en **niveau** avec constante et trend et zéro retard. Là, on remarque que la statistique de Dickey-Fuller est supérieure à toutes les valeurs critiques (à 1%, 5% et 10%). L'hypothèse de non stationnarité de la variable ***dped*** est acceptée. Et la variable *dped* possède une racine unitaire ou est non stationnaire. Il faut recommencer, en gardant le test en niveau mais en changeant de modèle, par exemple avec constante mais sans trend. A la fin, la variable n'est stationnaire qu'en différence seconde, avec constante sans trend, et en décalage 0.

La statistique de Dickey-Fuller est inférieure aux valeurs critiques à 1%, 5% et 10%. L'hypothèse de non stationnarité de la variable ***dped*** est rejetée. Et la variable ***dped*** ne possède pas de racine unitaire ou est stationnaire. On conclut donc que ***dped*** est intégrée d'ordre 2. (voir annexe)

Nous afficherons pour les autres variables, uniquement le tableau de stationnarité, s'il y a lieu.

1.1.1.2 Test de racine unitaire sur *dpprod*

Après plusieurs itérations, le test en différence première sans constante ni trend en décalage 1, a permis d'obtenir le résultat représenté dans le tableau ci-dessous. La statistique de Dickey-Fuller est inférieure aux valeurs critiques à 1%, 5% et 10%. La variable ***dpprod*** est stationnaire et donc intégrée d'ordre 1.(voir annexe)

1.1.1.3 Test de racine unitaire sur *inflat*

Après plusieurs itérations, le test en différence première sans constante ni trend en décalage 1, a permis d'obtenir le résultat représenté dans le tableau ci-dessous. La statistique

de Dickey-Fuller est inférieure aux valeurs critiques à 1%, 5% et 10 %. La variable **inflat** est stationnaire et donc intégrée d'ordre 1 (voir annexe).

1.1.1.4 Test de racine unitaire sur servdet

L'itération en différence première du test avec constante et trend en décalage 1, a permis d'obtenir le résultat représenté dans le tableau ci-dessous. La statistique de Dickey-Fuller est inférieure aux valeurs critiques à 1%, 5% et 10 %. La variable **servdet** est stationnaire et donc intégrée d'ordre 1 (voir annexe).

1.1.1.5 Test de racine unitaire sur tcrois

L'itération en différence seconde, c'est-à-dire un test avec constante et trend en décalage 1, a permis d'obtenir le résultat représenté dans le tableau ci-dessous. La statistique de Dickey-Fuller est inférieure aux valeurs critiques à 1%, 5% et 10 %. La variable **tcrois** est stationnaire et donc intégrée d'ordre 2 (voir annexe).

1.1.1 Coïntégration

Le traitement de séries chronologiques longues impose de tester une éventuelle coïntégration entre les variables. Un test de coïntégration permet d'identifier clairement la relation véritable entre les deux variables en recherchant l'existence d'un vecteur de coïntégration et en éliminant son effet (Bourbonnais, 2000). Ainsi la détermination de l'existence d'une relation de long terme se fait par l'analyse des résultats du test de coïntégration entre ces variables. Cette analyse n'est envisageable que lorsque les séries en présence sont intégrées de même ordre. Une série initialement non stationnaire est intégrée d'ordre d s'il convient de la différencier d fois pour la stationnariser. Si les séries statistiques ne sont pas intégrées de même ordre, il n'y a pas de relations de coïntégration.

Le tableau suivant présente le récapitulatif des ordres d'intégration des séries du modèle I.

Tableau n° 8 : Résultats des tests de stationnarité (I)

Séries	Statistique ADF	Valeur Critique (1%)	Valeur Critique (5%)	Résultat	Ordre d'intégration
dped	-5,217126	-4,6405	-3,3350	Stationnaire	I(2)
dpprod	-3,797657	-2,9677	-1,9890	Stationnaire	I(1)
inflat	-3,738144	-2,9677	-1,9890	Stationnaire	I(1)
servdet	-7,835860	5,7492	-4,1961	Stationnaire	I(1)
tcrois	-5,922623	-5,7492	-4,1961	Stationnaire	I(2)

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Les ordres d'intégration n'étant pas les mêmes, les séries sont supposées non cointégrées. Il n'est donc pas nécessaire de procéder à un test de cointégration pour estimer notre modèle.

1.1.3 Estimation des paramètres

Pour estimer les paramètres de notre modèle, nous utilisons les MCO à l'aide du logiciel Eviews. (voir annexe)

1.2 Estimation du modèle II

Les étapes dans l'estimation du modèle sont les tests de stationnarité, de cointégration des séries et l'estimation des paramètres.

En guise de rappel, la spécification du modèle II est la suivante :

$$tchom_t = \alpha_0 + \alpha_1 tcrois_t + \mu_t$$

Où

tchom = taux de chômage

tcrois = taux de croissance

α_i = paramètre α associé à la variable i avec α_0 = terme constant

μ = les perturbations liées aux limites du modèle

t = indice en temps discret

Effet de la dette publique sur le chômage au Bénin

Tableau n° 10 : Séries annuelles utilisées dans le modèle II

Années	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Séries																		
Tchom	12,2	12	11,9	11,5	11	13,1	11,5	10,1	8,7	18	4,7	5,3	3,2	10	7,1	6,8	3,1	6,4
Tcrois	7,5	2,1	-1,5	3,4	-2,8	8,9	4,2	3	5,8	2	6	4,3	5,7	4	5,3	4,9	6,2	4,4

Années	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Séries												
Tchom	8,2	11,2	21	15	8	7,5	0,9	1	2,7	3,2	3,4	2,6
Tcrois	3,9	3,1	2,9	3,8	4,6	5	2,7	2,6	3,3	5,3	5,6	5,4

Source : A partir de données Dsee (Insa), Mfe (Bipen 2000, Finanstat 2000, PIP)

1.2.1 Test de racine unitaire

1.2.1.1 Test de racine unitaire sur tcrois

Nous utilisons le logiciel Eviews pour effectuer les tests de racine unitaire sur chaque série. Les tests effectués sont ceux de Dickey-Fuller Augmentés (ADF).

La série **tcrois** reste non stationnaire en niveau et pour la stationnariser, il a fallu passer à une intégration en différence première. Cette série est donc intégrée d'ordre 1, sans constante ni trend (voir annexe).

1.2.1.2 Test de racine unitaire sur tchom

La série tchom est non stationnaire en niveau et stationnaire en différence première, sans constante ni trend.

1.2.2 Coïntégration

Le tableau suivant présente le récapitulatif des ordres d'intégration des séries du modèle II.

Tableau n° 13 : Résultats des tests de stationnarité (II)

Séries	Statistique ADF	Valeur Critique (1%)	Valeur Critique (5%)	Résultat	Ordre d'intégration
Tcrois	-2,993280	-2,7411	-1,9658	Stationnaire	I(1)
Tchom	-3,267756	-2,7275	-1,9642	Stationnaire	I(1)

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Les ordres d'intégration étant les mêmes, les séries sont supposées coïntégrées. Il est donc nécessaire, avant d'estimer notre modèle, de procéder à un test de coïntégration pour suivre la tendance des variables à évoluer ensemble à l'équilibre de long terme. Si les variables à l'issue du test sont coïntégrées, il faudra estimer un modèle de long terme et un modèle à correction d'erreur afin d'éliminer l'effet de l'existence du vecteur de coïntégration. (voir annexe)

Les résultats du test de coïntégration de Johansen montrent qu'il y a une relation de coïntégration entre le taux de chômage et la croissance économique au Bénin.

1.2.3 Estimation des paramètres

Après les résultats du test de cointégration, nous pouvons alors estimer un modèle à correction d'erreur (MCE). Dans ce cas nous estimons tout d'abord le modèle de long terme

$$tchom_t = \alpha_0 + \alpha_1 tcrois_t + \mu_t$$

Avec le logiciel Eviews, nous obtenons :

Tableau n° 15 : Estimation du modèle de long terme

Dependent Variable: TCHOM

Method: Least Squares
Date: 02/08/16 Time: 14:46
Sample(adjusted): 1991 2008
Included observations: 18 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	23.69281	2.769889	8.553703	0.0000
TCROIS	-3.295456	0.610123	-5.401296	0.0001
R-squared	0.645814	Mean dependent var	9.211111	
Adjusted R-squared	0.623677	S.D. dependent var	4.810025	
S.E. of regression	2.950717	Akaike info criterion	5.106412	
Sum squared resid	139.3077	Schwarz criterion	5.205343	
Log likelihood	-43.95771	F-statistic	29.17400	
Durbin-Watson stat	1.848735	Prob(F-statistic)	0.000059	

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Le modèle de long terme peut s'écrire alors :

$$tchom_t = 23,69281 - 3,295456tcrois_t$$

On voit que le taux de chômage est une relation négative du taux de croissance.

Estimons alors le modèle à correction d'erreur (voir annexe)

La première ligne contient les variables expliquées du modèle et la première colonne les variables exogènes, le terme de correction, le coefficient de détermination et la statistique de Fischer.

SECTION 2 : Analyse des résultats et vérification des hypothèses

2.1 Analyse des résultats du modèle I et vérification de l'hypothèse 1

La relation estimée peut sommairement s'écrire :

$$Dtcrois_t = 0,301 + 5,028Ddped_t + 4,381Ddpprod_t - 0,292Dinflat_t - 13,869 Dsevdet_t$$

Suivant le tableau 9, on peut commenter certains résultats. La qualité de la régression est, suivant le R^2 , bonne, toutes choses par ailleurs. En effet, il faut remarquer que la qualité d'une estimation n'est réellement pas bien reflétée dans la valeur affichée du R^2 ni du R^2 ajusté, parce que cette valeur peut différer radicalement selon que les variables du modèle estimé sont spécifiées en logarithmes ou en taux de variation.

Le test de Fisher indique que le modèle est globalement significatif. Prob (F-statistic) étant inférieure à 0,05, on rejette l'hypothèse H_0 : modèle non significatif, au risque de première espèce de 5%.

Pour vérifier la normalité des résidus avant d'effectuer le test de Student sur les paramètres, il convient de faire le test de Jarque-Bera. (voir Annexe)

En effet dans le tableau n° 8 la probabilité calculée à partir des coefficients de Skewness et Kurtosis est supérieure à 0,05. On accepte donc l'hypothèse de normalité des résidus.

En observant dans le tableau n° 9, les paramètres estimés du modèle ainsi que les statistiques de Student associées, on vérifie que, pour la période de 1998 à 2008 :

– Le terme constant qui symbolise les variables exogènes non incorporées dans le modèle n'est pas significatif au seuil de 5%, car $0,1709 > 0,05$. L'hypothèse H_0 de non significativité étant acceptée. Ceci démontre tout simplement que les variables exogènes qui n'ont pas été prises en compte dans le modèle n'ont aucune influence sur le taux de croissance économique au Bénin.

– Les dépenses publiques d'éducation ont un impact significatif sur le taux de croissance au seuil de 5% (Prob = $0,0014 < 0,05$). Le signe de la variable est positif. Pour une augmentation d'un point des dépenses d'éducation, l'effet sur la croissance est multiplié par 5 points environ. Ceci corrobore une thèse des Nouvelles Théories de la Croissance qui désignent, comme un facteur non négligeable dans la croissance, le capital humain. Appréhendée sous la forme d'un ensemble de compétences et de qualifications, la notion de capital humain fait partie des stratégies de lutte contre la pauvreté adoptées dans les objectifs du millénaire pour le développement.

– Les dépenses dans les secteurs productifs comme l'industrie, le secteur rural, le tourisme etc. ont une influence significative sur le taux de croissance au seuil de 5% ($\text{Prob} = 0,0036 < 0,05$). Le signe étant positif, une augmentation d'un point des dépenses dans les secteurs productifs multiplie par quatre (4) environ l'effet sur la croissance économique au Bénin. Le signe de ce paramètre corrobore encore une fois les thèses keynésiennes de l'importance de l'investissement public productif dans la croissance.

– L'inflation influence significativement la croissance économique au Bénin au seuil de 5%, mais dans une proportion négative. Ceci confirme certaines analyses dont celle empirique menée par Barro (1995) sur plus de 100 pays. De même dans le cas du Bénin, l'inflation a un effet de ralentissement sur la croissance économique.

– Les services assurés de la dette publique ont aussi un impact significatif sur la croissance. Le signe du paramètre est négatif et l'effet multiplicatif est très élevé. Une augmentation d'un point de la variable **servdet** multiplie par 13 environ l'effet dépressif sur la croissance économique au Bénin.

Dans le cadre de vérification de l'hypothèse 1, on veut apprécier l'effet de la politique économique (politique budgétaire ou monétaire) au Bénin sur la croissance économique, en procédant à des tests sur quelques coefficients. On estime l'effet de la politique budgétaire mettant en exergue la relation dette publique-dépenses publiques. Les hypothèses suivantes seront testées :

$$\text{Ho1} : \alpha_1 + \alpha_2 = -\alpha_4 \text{ ou } \text{Ho1} : \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_4 = 0$$

Si cette hypothèse n'est pas rejetée, alors l'effet positif cumulé des dépenses publiques d'éducation et des secteurs productifs financées par la dette s'équilibre avec l'effet dépressif des remboursements de la dette, ce qui donne un effet total nul sur la croissance.

$$\text{Ho2} : \alpha_1 + \alpha_2 > \alpha_4$$

Si cette hypothèse n'est pas rejetée, alors l'effet positif des dépenses publiques d'éducation et des secteurs productifs financées par la dette l'emporte sur l'effet dépressif des remboursements de la dette. Par conséquent notre hypothèse de recherche : "La dette publique a un impact négatif sur la croissance économique au Bénin", n'est pas validée.

Tableau n° 17: Test de Wald dans Eviews

Wald Test:
Equation: Untitled

Null Hypothesis:	C(2)+C(3)=-C(5)		
F-statistic	8.203795	Probability	0.064354
Chi-square	8.203795	Probability	0.004180

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Le test de Wald effectué au seuil de 5% dans Eviews mène à l'acceptation de l'hypothèse H_0 au risque de première espèce. A la fin, notre première hypothèse de recherche n'est pas vérifiée, puisque la dette publique sous la forme de dépenses publiques d'éducation, de dépenses publiques dans les secteurs productifs et de remboursements n'a finalement aucune incidence sur la croissance au Bénin.

2.2 Analyse des résultats du modèle II et vérification de l'hypothèse 2

Dans l'estimation du modèle, on est parvenu à calculer un modèle de long terme et un modèle à correction d'erreur, dans les tableaux 15 et 16.

La relation de long terme :

$$tchom_t = 23,69281 - 3,295456tcrois_t$$

Vu le R^2 , la qualité de la régression paraît bonne, même si le modèle est spécifié en taux de croissance. La probabilité de Fischer est inférieure à 0,05. Le modèle est alors globalement significatif au seuil de 5%.

Le taux de croissance a une influence significative sur le taux de chômage ainsi que les variables exprimées dans le terme constant, au seuil de 5%. Le signe de la variable **tcrois** est bien négatif. Le taux de chômage est donc en relation inverse du taux de croissance. Selon la loi d'Okun, on peut écrire :

$$tchom_t = -3,3(tcrois_t - 7,18)$$

Ce qui signifie que le taux de chômage ne commence à baisser au Bénin que quand le taux de croissance atteint le seuil de 7,18%. Au-delà, le taux de chômage baisse de 3,3 points pour 1 point d'augmentation du taux de croissance.

Mais cette régression pourrait être fallacieuse, c'est pourquoi il a été proposé un modèle à correction d'erreur.

Equation 1:

$$dtchom_t = -0,774 + 1,125 dtchom_{t-1} - 0,148 dtchom_{t-2} + 8,683 dtcrois_{t-1} + 0,807 dtcrois_{t-2} - 2,453 e_{t-1}$$

Equation 2:

$$dtcrois_t = 0,018 - 1,0295 dtchom_{t-1} - 0,476 dtchom_{t-2} - 0,113 dtcrois_{t-1} + 0,807 dtcrois_{t-2} + 0,129 e_{t-1}$$

La qualité de l'estimation de ce modèle semble bonne au regard de la statistique de Fisher et du coefficient de détermination.

Le paramètre du terme à correction d'erreur étant la force de rappel à l'équilibre de long terme, doit être significativement négatif, sans quoi il convient de rejeter une spécification de type MCE. En effet, le mécanisme de correction d'erreur (rattrapage qui permet de tendre vers la relation de long) irait alors en sens contraire et s'éloignerait de la cible de long terme.

De plus, le paramètre du terme à correction d'erreur e_{t-1} est négatif et significatif dans l'équation 1 (contrairement au terme à correction d'erreur de l'équation 2 qui est positif), confirmant ainsi l'existence d'une relation de long terme entre le taux de chômage et la croissance. Le modèle à correction d'erreur peut être validé dans ce cas. Cette validation de l'équation 1 permet d'affirmer qu'il est mieux d'expliquer le taux de chômage par le taux de croissance que d'expliquer le taux de croissance par le taux de chômage.

Selon le modèle de long terme estimé, notre hypothèse de recherche : "La croissance économique a un impact négatif sur le chômage au Bénin" est validée.

SECTION 3 : Causalité entre dette publique et chômage

Pour valider une éventuelle relation directe entre dette publique et chômage, il est nécessaire d'étudier la causalité entre les deux variables. Nous utiliserons le logarithme de l'encours de la dette publique **lencdet** et le taux de chômage réel **tchom**. Pour un examen visuel des allures de ces séries sur graphiques, nous avons mis à contribution le tableur Microsoft Excel.

Effet de la dette publique sur le chômage au Bénin

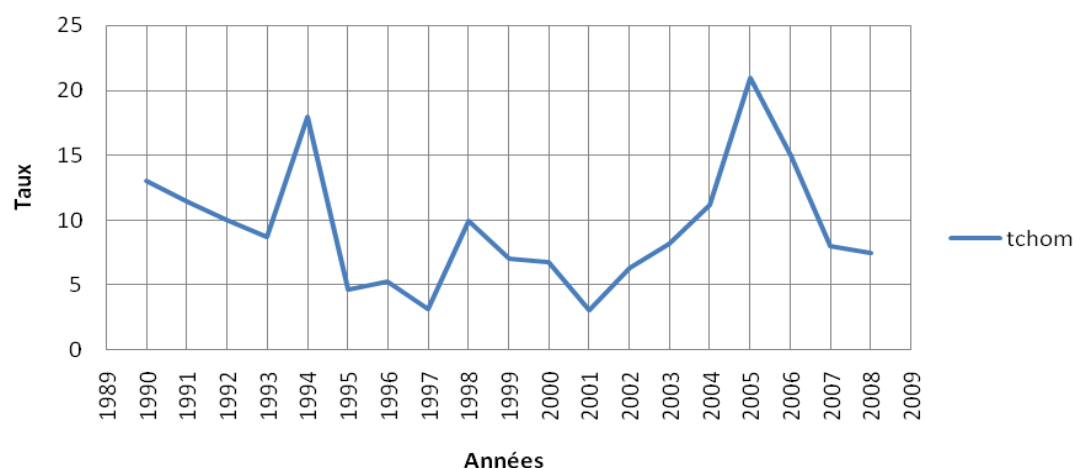
Tableau n° 18 : Séries annuelles utilisées dans le modèle II

Années	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Séries																		
Tchom	12,2	12	11,9	11,5	11	13,1	11,5	10,1	8,7	18	4,7	5,3	3,2	10	7,1	6,8	3,1	6,4
Tcrois	7,5	2,1	-1,5	3,4	-2,8	8,9	4,2	3	5,8	2	6	4,3	5,7	4	5,3	4,9	6,2	4,4

Années	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Séries												
Tchom	8,2	11,2	21	15	8	7,5	0,9	1	2,7	3,2	3,4	2,6
Tcrois	3,9	3,1	2,9	3,8	4,6	5	2,7	2,6	3,3	5,3	5,6	5,4

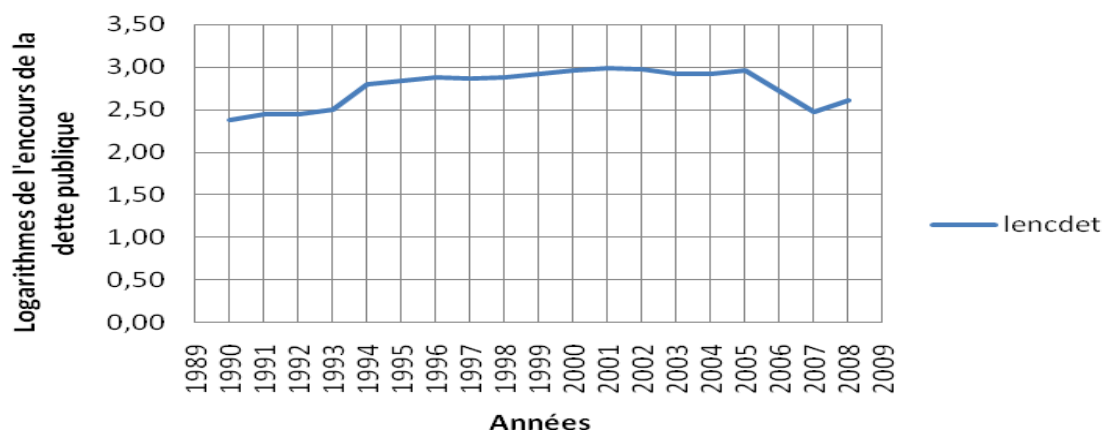
Source : Dsee (Insae), Mfe (2000), mémoires Aigbédé (2002) et Fantodji (2008)

Graphique n° 2: Evolution du chômage au Bénin entre 1990 et 2008



Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Graphique n° 3: Encours (en logarithmes) de la dette publique au Bénin entre 1990 et 2008



Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

3.1 Tests de racine unitaire sur les séries

3.1.1 Test de racine unitaire sur lencdet

Un test en niveau dans Eviews, représenté dans le tableau suivant, montre que la série est non stationnaire en niveau avec constante et trend. Même sans constante ni trend ou avec constante sans trend, la série reste non stationnaire. La statistique de Dickey et Fuller ADF (-1,067262) est supérieure aux valeurs critiques à 1%, 5% et 10%. Il a fallu intégrer en

différence première la série pour la rendre stationnaire avec ADF(5,580052) inférieure aux valeurs critiques; les résultats sont affichés dans les tableaux 19 et 20 (voir annexe).

La série *lencdet* est stationnaire en différence première avec constante et trend (voir annexe).

3.1.2 Test de racine unitaire sur *tchom*

Après les itérations nécessaires, la série *tchom* est stationnaire en différence première sans constante ni trend.

On voit que les deux séries sont intégrées de même ordre, il y a un risque de cointégration. Une solution sera d'estimer un Modèle à Correction d'Erreur (MCE) (voir annexe).

3.2 Test de causalité de Granger

On peut croire que la dette publique influence le taux de chômage ou que le taux de chômage influence la dette publique. Pour connaître le sens d'impact ou déterminer la variable endogène de la relation de long terme, on peut effectuer le test de causalité de Granger.

Pour effectuer le test de causalité de Granger, on a besoin de chercher le nombre de retards du modèle VAR à partir des critères AIC (Akaike Information Criteria) et SC (Schwartz Criteria). On passe à l'estimation des modèles VAR(p).

Tableau n° 22 : Choix du nombre de retards

Retards p	AIC	SC
P = 1	5,913009	6,202730
P = 2	5,494231	5,966265
P = 3	4,755219	5,394276
P = 4	1,717086	2,499324
P = 5	0	0

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Les critères d'Akaike et de Schwartz sont minimisés dans le modèle VAR avec retard $p=5$. Mais pour minimiser le nombre de paramètres à estimer, nous choisissons le moins de retards possible, ici $p = 2$. Ce dernier minimise les critères d'Akaike et de Schwartz vis-à-vis de $p = 1$.

Nous pouvons effectuer le test de causalité de Granger :

Tableau n° 23: Test de causalité de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/09/16 Time: 20:56

Sample: 1990 2008

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(LENCDET,2) does not Granger Cause D(TCHOM,2)	15	1.82311	0.21132
D(TCHOM,2) does not Granger Cause D(LENCDET,2)		3.72161	0.06193

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

D'après le Test de causalité de Granger (tableau 23), l'encours de la dette ne cause pas le chômage et le chômage non plus ne cause l'encours de la dette publique.

Par conséquent, aucune relation dans un sens comme dans l'autre ne lie la dette publique et le chômage au Bénin, suivant le test de Granger.

CONCLUSION GENERALE

Notre analyse a exploré la relation dette publique-chômage en cherchant à expliquer comment la dette publique peut avoir un effet bénéfique sur l'emploi en réduisant le chômage, et partant sur la croissance.

N'étant pas certain de trouver une relation significative directe, dans un sens ou l'autre, entre dette publique et chômage, on a essayé d'estimer deux relations. L'une expliquant la croissance par les financements auxquels la dette est affectée, notamment les investissements publics productifs et d'éducation, cette dernière étant séparée des dépenses publiques générales, pour saisir son effet sur la croissance et l'emploi. Au terme des estimations, il s'avère que les investissements publics productifs ainsi que ceux d'éducation ont une influence significativement positive sur le taux de croissance. D'autres variables comme l'inflation et les services annuels assurés au titre de la dette ont un impact significativement négatif sur la croissance.

Le test de Wald sur les coefficients des grandeurs liées à la dette dans l'équation mène au rejet de notre première hypothèse de recherche. La dette publique n'a alors pas d'effet négatif sur la croissance au Bénin.

L'autre relation tente d'expliquer le taux de chômage par le taux de croissance. Au terme d'une estimation, il s'avère que le taux de croissance a un impact significativement négatif sur le taux de chômage. Autrement dit, une augmentation de 1% du taux de croissance au-delà d'un seuil de 7% correspond à une baisse de 3% du taux de chômage au Bénin. Notre deuxième hypothèse de recherche se trouve donc vérifiée à partir de ces résultats.

En cherchant une causalité directe entre dette publique et chômage, un test au sens de Granger rejette toute causalité dans les deux directions au risque de première espèce de 5% et nous fait recommander qu'une politique publique contre le chômage par voie de l'endettement peut passer par l'objectif intermédiaire de taux de croissance.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ABEL, Andrew B., et S. BEN BERNANKE (2005), *Macroeconomics* (5th ed.), Pearson Addison Wesley
- AGHION, P. H. et P. BOLTON (1990), «Government Debt and the Risk of Default: A Political Economic Model of the Strategic Role of Debt», dans Dornbusch R., M. Dragi (éd.), *Public debt management: Theory and practice*, Cambridge University Press.
- AHODEGNON, C. et THON, E. (2009), «Viabilité de la dette extérieure du Bénin dans une perspective de réendettement post allègement de dette».
- AIGBEDE, O. J.-P. (2002), *Estimation économétrique d'un modèle de la boucle salaire-prix et détermination du taux de chômage non inflationniste*, Mémoire de Maîtrise inédit, Institut National d'Economie.
- ALESINA, A. et A. DRAZEN (1991), «Why are Stabilizations Delayed? », *American Economic Review*, Décembre, Vol. 82.
- ALESINA, A. et G. TABELLINI (1989), «External Debt, Capital Flight and Political Risk», *Journal of International Economics*, Novembre, Vol. 27.
- BARRO, R. (1974). «Are Government Bonds Net Wealth? », *Journal of political Economy*, 87(5), p.940-971.
- BARRO, R. (1979). «Determination of the Public Debt », *Journal of political Economy*, 87(5), p.940-971.
- BECKER, G. (1975), *Human Capital*, New York, NBER.
- BENASSY, J.-P. (1984), *Macroéconomie et Théorie du déséquilibre*, Dunod, Paris.
- BLANCHARD, O. J. (1985). «Debt, Deficits and Finite Horizons», *Journal of Political Economy*, 93, p. 223-247
- BONNAZ, H., COURTOT, N. et D. NIVAT (1994), « Le contenu en emplois des échanges industriels de la France avec les pays en voie de développement », *Economie et Statistique*, N° 279-280.
- CACHIN, P. et C. POTILLO (2000), «La durée des chocs des termes de l'échange en Afrique Subsaharienne», *Finances et Développement*, Juin, pp 26-29.
- CHARMES, J. (2003), *Situation et perspectives de la population active et de l'emploi au Bénin*.

- COLLIER, P. et J. W. GUNNING (1997), «Explaining African Economic Performance», *CSAE Working Paper Series*, 02 Février, Centre for the Study of African Economies, Oxford.
- CRETTEZ, B. et al. (1997), « Dette publique et croissance endogène », *Revue Economique*, Novembre, vol. 48 n°6, pp 1439-1455.
- DEDEHOUANOU, G. M. A. (2009), «Effet de la dette extérieure sur la croissance économique au Bénin», Mémoire DEA macroéconomie appliquée, Université d'Abomey-Calavi.
- DIAMOND, P. (1965). «National Debt in a Neoclassical Growth Model», *American Economic Reviews*, 55, p. 1126-1150
- DOERINGER et PIORE (1971), *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, New York: D.C., Heath Company.
- DSEE (INSAE) (2007), *Agrégats des comptes nationaux*, Cotonou, DTIP.
- FANTODJI, B. (2008), *Dynamique de l'emploi au Bénin*, Mémoire de Maîtrise inédit, Institut National d'Economie.
- GAVREL, F. (1992). «Dette publique, accommodation du capital et chômage d'équilibre dans le cadre d'analyse de M. Allais : un modèle à la Diamond-Shapiro et Stiglitz», *Cahier Ecomath*, 92.46.
- HECKMAN, James J. et al. (1998), «Tax Policy and Human-Capital Formation», *American Economic Review*, vol. 88, n° 2 (mai), pp 293-297.
- HECKMAN, James J. et al. (1998), «Explaining Rising Wage Inequality: Explorations with a Dynamic General Equilibrium Model of Labor Earnings with Heterogeneous Agents», *American Economic Review*, vol. 1, n° 1 (janvier), pp 1-58.
- KAKPO, K. J. (1990), *Problèmes de la politique de l'emploi au Bénin*, Mémoire de Maîtrise inédit, Institut National d'Economie.
- KEYNES, J. M. (1936), *Théorie Générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, Traduction française, Petite Bibliothèque Payot, Paris.
- LEE, J. (2000). «The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD countries», *Journal of Macroeconomic*, Vol.22, n°2, p. 331-356
- LUCAS, R. E. (1988), «On the Mechanics of Economics Development», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, p. 3-42.
- MALINVAUD, E. (1980). *Réexamen de la théorie du chômage*, Paris, Calmann-Lévy.

- MINISTERE DE L'ECONOMIE ET DES FINANCES (2009), *Programme d'investissements publics, Tableau 15 (suite) : Evolution du PIP par secteur d'activité*, Cotonou.
- OJO, K. O. (1989), «Debt capacity model of Sub-Saharan African: economic Issues and Perspectives», *Development and Policy Issue*, Washington, Vol. 7.
- OKUN, A. (1962), «Potential GNP: Its measurement and significance», *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economics Section*, pp 98-103.
- ONER, C. (2010). «Le chômage, c'est quoi ?», *Finance et Développement*, Septembre 2010, Vol. 47, N° 3, pp 48-49.
- OSHIKOYA, T. W. et al. (1998), «Financial Liberalization, Emerging Stock Markets and Economic Development in Africa», dans MKANDAWIRE, T. et C. C. SOLUDO (sous la direction de), *African Perspectives on Structural Adjustment*, vol. 2, Centre de recherches pour le développement international, Ottawa.
- RAFFINOT, M. (1998), «Soutenabilité de la dette extérieure. De la théorie aux modèles d'évaluation pour les pays à faible revenu», *DIAL, Document de travail*, N° 1, 38 pp.
- RUEFF, J. (1931), «L'assurance-chômage: cause du chômage permanent», *Revue d'économie politique*, 45, mars-avril, pp 211-251.
- SACHS, J. (1989), «New Approaches to the Latin American Debt Crisis», *Essays in International Finance*, 174
- SACK, A. (1927), «*Les effets des transformations des Etats sur leurs dettes publiques et autres obligations financières*», Recueil Sirey.
- SAINT-PAUL, G. (1993). «Deux essais sur la croissance économique», *Document de travail*, n° 9316, Delta.
- SAUVY, A. (1981). *La machine et le chômage*, Dunod, Paris.
- WALRAS, L. (1988), *Eléments d'économie politique pure*, 1874, Paris, Economica.
- WOODFORD, M. (1990). «Public Debt as Private Liquidity», *American Economic Review*, 80(2), p. 382-388.
- WOODFORD, M. (1995), «Price Level Determinacy Without Control of a Monetary Aggregate», dans *Carnegie-Rochester Conference series on public Policy*, vol. 46, pp 1-46.
- YAPO, L. (2002), «Les déterminants de l'endettement extérieur des PPTE: cas de la Côte d'Ivoire», *World Institute for Development Economics Research, Discussion Papers* N° 14, janvier, pp 29.

Effet de la dette publique sur le chômage au Bénin

Annexes

Tableau n° 1 : Séries annuelles utilisées dans le modèle I

1. Données brutes (en milliards de FCFA)

Années Séries	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Inflat	-4,48	-4	3,2	-0,5	3,5	2	0,9	0,01	1,6	40,7	12,8	4,1	3,7	5,8	0,3	4,2	4	2,4
Dped	-4	-3,2	-2,2	-1,4	-0,6	0,1	1,1	2	3	3,8	4,7	5,2	6,1	4,70	6,89	10,32	15,64	12,25
Dprod	16	19	24	28	32	36,1	40	44,1	48,2	52,2	56,2	60,25	64,3	58,34	63,02	89,70	90,73	71,66
Tcrois	7,5	2,1	-1,5	3,4	-2,8	8,9	4,2	2,9	5,8	2	6	4,3	5,7	4	5,3	4,9	6,2	4,4
Servdet	54	52	50,10	48,10	46,60	44,80	43	41	39,20	37,20	37	33,80	32	28,50	35,58	31,30	18,20	19,40

Années Séries	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Inflat	1,5	0,9	5,4	3,8	1,3	7,9	2,2	2	1,8	6,7	1
Dped	11,79	10,12	7,06	13,58	12,80	20,79	16,5	17,5	18,2	19,1	20
Dprod	139,54	71,66	139,54	71,66	88,69	122,24	116	120,10	124	128	132,2
Tcrois	3,9	3,1	2,9	3,8	4,6	5	2,7	2,6	3,3	5,3	5,6
Servdet	18,70	14,90	12,90	15	15,20	17,05	10	7,2	6	3,8	2

Source : A partir de données Dsee (Insee), Mfe (Bipen 2000, Finanstat 2000, PIP)

Effet de la dette publique sur le chômage au Bénin

2- Données en logarithmes

Années	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Séries																		
Inflat	-4,48	-4	3,2	-0,5	3,5	2	0,9	0,01	1,6	40,7	12,8	4,1	3,7	5,8	0,3	4,2	4	2,4
Dped	-0,60	-0,50	-0,34	-0,14	-0,22	-1	0	0,30	0,47	0,57	0,67	0,71	0,78	0,67	0,84	1,01	1,19	1,09
Dprod	1,20	1,28	1,38	1,44	1,50	1,56	1,60	1,64	1,68	1,72	1,75	1,78	1,81	1,77	1,80	1,95	1,96	1,86
Tcrois	7,5	2,1	-1,5	3,4	-2,8	8,9	4,2	2,9	5,8	2	6	4,3	5,7	4	5,3	4,9	6,2	4,4
Servdet	1,73	1,71	1,70	1,68	1,67	1,65	1,63	1,61	1,60	1,57	1,57	1,53	1,50	1,45	1,55	1,50	1,26	1,29

Années	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Séries												
Inflat	1,5	0,9	5,4	3,8	1,3	7,9	2,2	2	1,8	6,7	1	-1,1
Dped	1,07	1,01	0,85	1,13	1,11	1,32	1,21	1,24	1,26	1,28	1,30	1,32
Dprod	2,14	1,86	2,14	1,86	1,95	2,09	2,06	2,08	2,09	2,10	2,12	2,13
Tcrois	3,9	3,1	2,9	3,8	4,6	5	2,7	2,6	3,3	5,3	5,6	5,4
Servdet	1,27	1,17	1,11	1,18	1,18	1,23	1	0,89	0,78	0,60	0,30	0,25

Source : A partir de données Dsee (Insa), Mfe (Bipen 2000, Finanstat 2000, PIP

Tableau n° 2 : Test de racine unitaire sur la série dped en niveau

ADF Test Statistic	-2.122086	1%	-5.2735
		Critical Value*	
		5%	-3.9948
		Critical Value	
		10%	-3.4455
		Critical Value	

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DPED)
 Method: Least Squares
 Date: 02/02/16 Time: 14:46
 Sample(adjusted): 1999 2008
 Included observations: 10 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DPED(-1)	-0.695530	0.327757	-2.122086	0.0715
C	0.675196	0.292158	2.311067	0.0541
@TREND(1998)	0.015084	0.017547	0.859621	0.4185
R-squared	0.395554	Mean dependent var	0.064576	
Adjusted R-squared	0.222855	S.D. dependent var	0.154708	
S.E. of regression	0.136384	Akaike info criterion	-0.903356	
Sum squared resid	0.130205	Schwarz criterion	-0.812580	
Log likelihood	7.516780	F-statistic	2.290428	
Durbin-Watson stat	1.859894	Prob(F-statistic)	0.171692	

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Tableau n° 3 : Test de racine unitaire sur la série dped en différence seconde

ADF Test Statistic	-5.217126	1% Critical Value*	-4.6405
		5% Critical Value	-3.3350
		10% Critical Value	-2.8169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DPED,3)
 Method: Least Squares

Effet de la dette publique sur le chômage au Bénin

Date: 02/03/16 Time: 13:15
 Sample(adjusted): 2001 2008
 Included observations: 8 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DPED(-1),2)	-1.713305	0.328400	-5.217126	0.0020
C	-0.012704	0.072588	-0.175022	0.8668
R-squared	0.819377	Mean dependent var		0.028374
Adjusted R-squared	0.789273	S.D. dependent var		0.444611
S.E. of regression	0.204098	Akaike info criterion		-0.128111
Sum squared resid	0.249937	Schwarz criterion		-0.108251
Log likelihood	2.512445	F-statistic		27.21840
Durbin-Watson stat	2.166233	Prob(F-statistic)		0.001982

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Tableau n° 4 : Test de racine unitaire sur la série dpprod

ADF Test Statistic	-3.797657	1% Critical Value*	-2.9677
		5% Critical Value	-1.9890
		10% Critical Value	-1.6382

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DPPROD,2)

Method: Least Squares

Date: 02/03/16 Time: 13:26

Sample(adjusted): 2001 2008

Included observations: 8 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DPPROD(-1))	-2.711821	0.714077	-3.797657	0.0090
D(DPPROD(-1),2)	0.517473	0.377323	1.371433	0.2193
R-squared	0.918338	Mean dependent var		-0.001747
Adjusted R-squared	0.904728	S.D. dependent var		0.437593
S.E. of regression	0.135068	Akaike info criterion		-0.953758
Sum squared resid	0.109460	Schwarz criterion		-0.933898
Log likelihood	5.815033	F-statistic		67.47398
Durbin-Watson stat	1.797697	Prob(F-statistic)		0.000176

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Tableau n° 5 : Test de racine unitaire sur la série inflat

ADF Test Statistic	-3.738144	1% Critical Value*	-2.9677
		5% Critical Value	-1.9890
		10% Critical Value	-1.6382

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INFLAT,2)

Method: Least Squares

Date: 02/03/16 Time: 13:30

Sample(adjusted): 2001 2008

Included observations: 8 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

Effet de la dette publique sur le chômage au Bénin

D(INFLAT(-1))	-2.392766	0.640095	-3.738144	0.0096
D(INFLAT(-1),2)	0.646181	0.340396	1.898322	0.1064
R-squared	0.747467	Mean dependent var		0.312500
Adjusted R-squared	0.705379	S.D. dependent var		4.968885
S.E. of regression	2.697063	Akaike info criterion		5.034522
Sum squared resid	43.64488	Schwarz criterion		5.054382
Log likelihood	-18.13809	F-statistic		17.75931
Durbin-Watson stat	1.750384	Prob(F-statistic)		0.005597

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Tableau n° 6 : Test de racine unitaire sur la série servdet

ADF Test Statistic	-7.835860	1% Critical Value*	-5.7492
		5% Critical Value	-4.1961
		10% Critical Value	-3.5486

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SERVDET,2)

Method: Least Squares

Date: 02/03/16 Time: 13:36

Sample(adjusted): 2001 2008

Included observations: 8 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SERVDET(-1))	-2.138937	0.272968	-7.835860	0.0014
D(SERVDET(-1),2)	0.544239	0.155282	3.504846	0.0248
C	-0.324810	0.057651	-5.634122	0.0049
@TREND(1998)	0.037756	0.007607	4.963061	0.0077
R-squared	0.945160	Mean dependent var		0.013193
Adjusted R-squared	0.904029	S.D. dependent var		0.137420
S.E. of regression	0.042572	Akaike info criterion		-3.168410
Sum squared resid	0.007249	Schwarz criterion		-3.128690
Log likelihood	16.67364	F-statistic		22.97965
Durbin-Watson stat	1.860808	Prob(F-statistic)		0.005535

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Tableau n° 7 : Test de racine unitaire sur la série trois

ADF Test Statistic	-5.922623	1% Critical Value*	-5.7492
		5% Critical Value	-4.1961
		10% Critical Value	-3.5486

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TCROIS,3)

Method: Least Squares

Date: 02/03/16 Time: 13:55

Sample(adjusted): 2001 2008

Included observations: 8 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TCROIS(-1),2)	-1.722871	0.290897	-5.922623	0.0020
C	-0.981683	1.336606	-0.734459	0.4956
@TREND(1998)	0.159462	0.194201	0.821117	0.4489

Effet de la dette publique sur le chômage au Bénin

R-squared	0.878928	Mean dependent var	0.162500
Adjusted R-squared	0.830500	S.D. dependent var	2.900708
S.E. of regression	1.194233	Akaike info criterion	3.472882
Sum squared resid	7.130966	Schwarz criterion	3.502673
Log likelihood	-10.89153	F-statistic	18.14894
Durbin-Watson stat	1.792809	Prob(F-statistic)	0.005100

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Tableau n° 9 : Estimation du modèle I dans Eviews

Dependent Variable: D(TCROIS,3)
 Method: Least Squares
 Date: 02/05/16 Time: 20:39
 Sample(adjusted): 2001 2008
 Included observations: 8 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.301908	0.168370	1.793125	0.1709
D(DPED,3)	5.028379	0.438424	11.46920	0.0014
D(DPPROD,2)	4.381794	0.525880	8.332307	0.0036
D(INFLAT,2)	-0.292666	0.045179	-6.477989	0.0075
D(SERVDET,2)	-13.86915	1.314871	-10.54792	0.0018
R-squared	0.988647	Mean dependent var	0.162500	
Adjusted R-squared	0.973509	S.D. dependent var	2.900708	
S.E. of regression	0.472123	Akaike info criterion	1.606016	
Sum squared resid	0.668700	Schwarz criterion	1.655667	
Log likelihood	-1.424064	F-statistic	65.30959	
Durbin-Watson stat	0.849758	Prob(F-statistic)	0.003004	

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Tableau n° 11 : Test de racine unitaire sur la série trois

ADF Test Statistic	-2.993280	1% Critical Value*	-2.7411
		5% Critical Value	-1.9658
		10% Critical Value	-1.6277

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TCROIS,2)
 Method: Least Squares
 Date: 02/08/16 Time: 09:31
 Sample(adjusted): 1994 2008
 Included observations: 15 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TCROIS(-1))	-1.444129	0.482457	-2.993280	0.0104
D(TCROIS(-1),2)	-0.162393	0.253505	-0.640591	0.5329
R-squared	0.907490	Mean dependent var	-0.160000	
Adjusted R-squared	0.900373	S.D. dependent var	3.621720	
S.E. of regression	1.143148	Akaike info criterion	3.229015	
Sum squared resid	16.98824	Schwarz criterion	3.323421	
Log likelihood	-22.21761	F-statistic	127.5248	
Durbin-Watson stat	1.255726	Prob(F-statistic)	0.000000	

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Effet de la dette publique sur le chômage au Bénin

Tableau n° 12 : Test de racine unitaire sur la série tchom

ADF Test Statistic	-3.267756	1% Critical Value*	-2.7275
		5% Critical Value	-1.9642
		10% Critical Value	-1.6269

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TCHOM,2)

Method: Least Squares

Date: 02/08/16 Time: 09:58

Sample(adjusted): 1993 2008

Included observations: 16 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TCHOM(-1))	-1.443189	0.441645	-3.267756	0.0056
D(TCHOM(-1),2)	0.114066	0.278778	0.409163	0.6886
R-squared	0.652522	Mean dependent var		0.056250
Adjusted R-squared	0.627703	S.D. dependent var		9.692400
S.E. of regression	5.913933	Akaike info criterion		6.508968
Sum squared resid	489.6444	Schwarz criterion		6.605541
Log likelihood	-50.07174	F-statistic		26.29036
Durbin-Watson stat	2.068581	Prob(F-statistic)		0.000154

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Tableau n° 14 : Test de cointégration des séries du modèle II

Series: TCHOM TCROIS

Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.737542	29.57918	15.41	20.04	None **
0.400125	8.176551	3.76	6.65	At most 1 **

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

TCHOM	TCROIS
0.135186	0.591579
-0.021835	-0.442120

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

TCHOM	TCROIS	C
1.000000	4.376036	-28.29281
	(0.38232)	

Log likelihood -53.49567

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Tableau n° 16 : Estimation du modèle à correction d'erreur

Sample(adjusted): 1994 2008

Included observations: 15 after adjusting

Endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

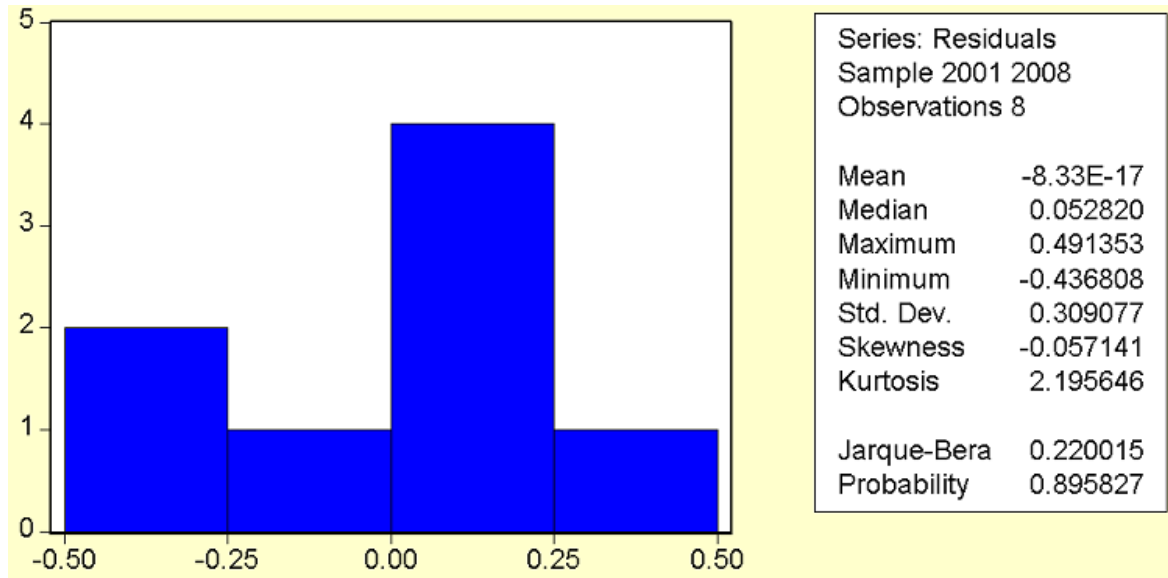
Effet de la dette publique sur le chômage au Bénin

Cointegrating Eq:		CointEq1	
TCHOM(-1)		1.000000	
TCROIS(-1)		4.892543 (0.31930) (15.3226)	
C		-30.93408	
Error Correction:		D(TCHOM)	D(TCROIS)
CointEq1		-2.453988 (1.00415) (-2.44386)	0.129340 (0.27819) (0.46493)
D(TCHOM(-1))		1.251308 (0.61860) (2.02282)	-0.113730 (0.17138) (-0.66363)
D(TCHOM(-2))		-0.148924 (0.49478) (-0.30099)	0.146124 (0.13707) (1.06602)
D(TCROIS(-1))		8.683416 (4.03465) (2.15221)	-1.029668 (1.11777) (-0.92118)
D(TCROIS(-2))		0.807071 (2.53702) (0.31812)	0.467539 (0.70286) (0.66519)
C		-0.774777 (1.03043) (-0.75190)	0.018948 (0.28547) (0.06637)
R-squared		0.771973	0.800523
Adj. R-squared		0.645292	0.689702
Sum sq. resids		123.3406	9.466660
S.E. equation		3.701960	1.025598
F-statistic		6.093809	7.223584
Log likelihood		-37.08582	-17.83202
Akaike AIC		5.744776	3.177603
Schwarz SC		6.027997	3.460823
Mean dependent		-0.080000	-0.053333
S.D. dependent		6.215786	1.841144
Determinant Residual Covariance			1.295719
Log Likelihood			-44.51115
Akaike Information Criteria			7.801486
Schwarz Criteria			8.462333

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Graphique n° 1 : Test de normalité de Jarque et Bera dans Eviews

Effet de la dette publique sur le chômage au Bénin



Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Tableau n° 19: Test de stationnarité en niveau de la série lencdet dans Eviews

ADF Test Statistic	-1.067262	1% Critical Value*	-4.6193
		5% Critical Value	-3.7119
		10% Critical Value	-3.2964

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LENCDET)

Method: Least Squares

Date: 02/09/16 Time: 14:05

Sample(adjusted): 1992 2008

Included observations: 17 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LENCDET(-1)	-0.222672	0.208639	-1.067262	0.3053
D(LENCDET(-1))	0.140978	0.421839	0.334200	0.7436
C	0.687375	0.513862	1.337664	0.2039
@TREND(1990)	-0.005561	0.010487	-0.530340	0.6048
R-squared	0.288459	Mean dependent var		0.009882
Adjusted R-squared	0.124257	S.D. dependent var		0.121807
S.E. of regression	0.113989	Akaike info criterion		-1.303114
Sum squared resid	0.168914	Schwarz criterion		-1.107064
Log likelihood	15.07647	F-statistic		1.756735
Durbin-Watson stat	1.826282	Prob(F-statistic)		0.204893

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Tableau n° 20: Test stationnarité en différence première de la série lencdet

ADF Test Statistic	-5.580052	1% Critical Value*	-4.6712
		5% Critical Value	-3.7347
		10% Critical Value	-3.3086

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Effet de la dette publique sur le chômage au Bénin

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LENCDET,2)
 Method: Least Squares
 Date: 02/09/16 Time: 14:18
 Sample(adjusted): 1993 2008
 Included observations: 16 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LENCDET(-1))	-1.945206	0.348600	-5.580052	0.0001
D(LENCDET(-1),2)	0.815225	0.271378	3.004019	0.0110
C	0.296301	0.079105	3.745658	0.0028
@TREND(1990)	-0.025587	0.006979	-3.666200	0.0032
R-squared	0.732468	Mean dependent var		0.008893
Adjusted R-squared	0.665585	S.D. dependent var		0.154538
S.E. of regression	0.089367	Akaike info criterion		-1.779806
Sum squared resid	0.095838	Schwarz criterion		-1.586659
Log likelihood	18.23845	F-statistic		10.95149
Durbin-Watson stat	2.350104	Prob(F-statistic)		0.000944

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Tableau n° 21: Test de stationnarité en différence première de la série tchom

ADF Test Statistic	-3.267756	1% Critical Value*	-2.7275
		5% Critical Value	-1.9642
		10% Critical Value	-1.6269

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TCHOM,2)
 Method: Least Squares
 Date: 02/09/16 Time: 14:26
 Sample(adjusted): 1993 2008
 Included observations: 16 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TCHOM(-1))	-1.443189	0.441645	-3.267756	0.0056
D(TCHOM(-1),2)	0.114066	0.278778	0.409163	0.6886
R-squared	0.652522	Mean dependent var		0.056250
Adjusted R-squared	0.627703	S.D. dependent var		9.692400
S.E. of regression	5.913933	Akaike info criterion		6.508968
Sum squared resid	489.6444	Schwarz criterion		6.605541
Log likelihood	-50.07174	F-statistic		26.29036
Durbin-Watson stat	2.068581	Prob(F-statistic)		0.000154

Source : Auteurs à partir des données recueillies, 2016

Table des matières

AVERTISSEMENT	2
DEDICACE 1 :	3
REMERCIEMENTS	3
LISTE DES TABLEAUX ET GRAPHIQUES	7
GRAPHIQUES	8
RESUME	10
INTRODUCTION GENERALE.....	11
CHAPITRE 1	14
CADRE THEORIQUE ET METHODOLOGIQUE DE LA RECHERCHE.....	145
SECTION 1 : Cadre théorique de la recherche.....	15
1.1 La problématique.....	15
1.2 Les objectifs et hypothèses	17
1.2.1 Objectif général	17
1.2.2 Objectifs spécifiques.....	17
1.2.3 Hypothèses	17
SECTION 2 : Revue de littérature.....	18
2.1 Clarification des concepts.....	188
2.2 Eléments théoriques liés au chômage et la dette publique	21
2.2.1 Analyse théorique de la dette publique	21
2.2.2 Analyse théorique du chômage.....	23
2.3 Eléments empiriques liés au chômage et la dette publique	25
SECTION 3 : Méthodologie de la recherche.....	301
3.1 Le modèle théorique	301
3.2 Collecte des données	345
3.3 Le traitement des données	346
CHAPITRE 2	379
PRESENTATION ET ANALYSE DES RESULTATS	40
SECTION 1 : Estimation du modèle	41
1.1 Estimation du modèle I.....	41
1.1.1 Test de racine unitaire.....	403
1.1.1 Coïntégration	413

1.1.3 Estimation des paramètres	423
1.2 Estimation du modèle II	424
1.2.1 Test de racine unitaire.....	448
1.2.2 Coïntégration	448
1.2.3 Estimation des paramètres	458
SECTION 2 : Analyse des résultats et vérification des hypothèses	54
2.1 Analyse des résultats du modèle I et vérification de l'hypothèse 1	45
2.2 Analyse des résultats du modèle II et vérification de l'hypothèse 2	48
SECTION 3 : Causalité entre dette publique et chômage.....	49
3.1 Tests de racine unitaire sur les séries	51
3.1.1 Test de racine unitaire sur lencdet.....	51
3.1.2 Test de racine unitaire sur tchom	52
3.2 Test de causalité de Granger.....	52
CONCLUSION GENERALE	54
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....	61
Annexes.....	58

