

**L'IMPACT DE LA DETTE PUBLIQUE EXTERIEURE
SUR LA CROISSANCE AU CONGO-BRAZZAVILLE****Auguste M'PIAYI**

Université Marien Ngouabi, Brazzaville, CONGO

melissampiayi@yahoo.fr**Résumé :**

Cet article examine l'effet de la dette extérieure publique sur la croissance en République du Congo sur la base d'un modèle autorégressif à retard échelonné qui distingue les effets de court terme et les effets de long terme. Les résultats obtenus suggèrent un impact immédiat et de long terme négatif contrastant avec l'impact retardé d'une à deux périodes, positif. Globalement ces résultats seraient la preuve d'une gestion assez laxiste de la dette et invitent à l'emploi de la méthode coût efficacité pour éviter ce choc négatif.

Mots clés : dette extérieure publique ; croissance, ARDL, Congo-Brazzaville

Abstract

This paper examines the effect of public external debt on growth in the Republic of Congo on the basis of a staggered autoregressive model that distinguishes between short-term and long-term effects. The results obtained suggest an immediate and long-term negative impact contrasting with the delayed impact of one to two periods, positive. Overall, these results would be proof of fairly lax debt management and encourage the use of the cost-effectiveness method to avoid this negative shock.

Keywords: public external debt; growth, ARDL, Congo-Brazzaville

Classification JEL : E69 ; F43 ; O55 ; O4

Introduction

L'accumulation de la dette extérieure constatée après l'initiative PPTE¹ dans la plupart des pays de l'Afrique au Sud du Sahara, notamment ceux de la CEMAC a donné un regain d'intérêt à l'analyse des effets de la dette sur la croissance dans ces pays (PF2D² : 2017). Cette problématique concerne aussi la République de Congo en tant que membre de la CEMAC. En

¹ Pays pauvres très endettés

² Plateforme de la dette et du développement au Congo, état des lieux de la dette publique en République du Congo. Cette analyse réalisée par une équipe s'est basée sur l'exploitation d'études et rapports existants, en plus des entretiens avec les responsables des structures chargées de la gestion de la dette. L'équipe a été composée d'un consultant senior et d'une consultante junior chargée de la collecte de données, et un comité d'orientation et de lecture constitué des membres de la coordination de la plateforme dette et développement.

effet, un examen spécifique de cette problématique pour le cas du Congo se pose d'autant plus que ce pays a conclu l'accord de facilité élargie de crédit (FEC) avec le FMI allant de juillet 2019 à juin 2022. La conclusion d'un tel accord suppose que l'endettement extérieur du Congo était inévitable, ce qui laisse supposer le caractère non opératoire et négatif des dettes antérieures. Cette hypothèse est d'autant plus importante que le recours à la dette publique extérieure n'a, depuis les années 70, cessé d'être une des sources importantes de financement des activités des pouvoirs publics pour ces pays, dans un contexte où ni les recettes propres ni les emprunts intérieurs ne paraissent suffisants pour couvrir les dépenses budgétisées, et ce conformément à la logique keynésienne.

L'intérêt de ce sujet réside dans le fait que l'endettement facilite la mobilisation des fonds nécessaires à la croissance, marquant ainsi une étape indispensable au processus de développement, mais il est aussi source de coûts directs (paiement des intérêts...) et indirects (coûts sociaux) qui peuvent résulter par exemple d'une crise sociale consécutive, aux conséquences parfois des plus inattendues. L'évaluation des effets de la dette extérieure sur la croissance devrait rendre compte de la manière dont les fonds mobilisés auraient été gérés, autrement dit si la dette avait été une bonne ou au contraire une mauvaise dette, et suggérer des recommandations utiles en matière de politique économique.

Dans cet article, nous analysons précisément le cas du Congo. La dette publique congolaise extérieure : est-ce une chance ou une illusion ? Nous cherchons ainsi à évaluer l'impact de court et de long terme sur la croissance, entendu que le recours à ce mode de financement est une pratique de longue date au Congo. Partant de l'hypothèse que la dette extérieure dans ce pays est économiquement inefficace, au vu de la situation précaire en matière d'emplois et du bien-être, et dont la croissance est le corollaire, nous serons conduits à analyser, à partir des données récoltées par la Banque Mondiale, la réalité de cette relation. Cette interrogation conduit dans un premier temps à cerner le contexte de la dette extérieure de l'Etat, à faire une rétrospection des analyses théoriques et empiriques disponibles sur la question, nécessaires à l'orientation méthodologique puis, dans un second moment, à l'approche empirique à partir des données factuelles disponibles pour finalement aboutir à la discussion et aux recommandations qui découleront des résultats.

I. Faits stylisés de la dette extérieure publique et de la croissance au Congo

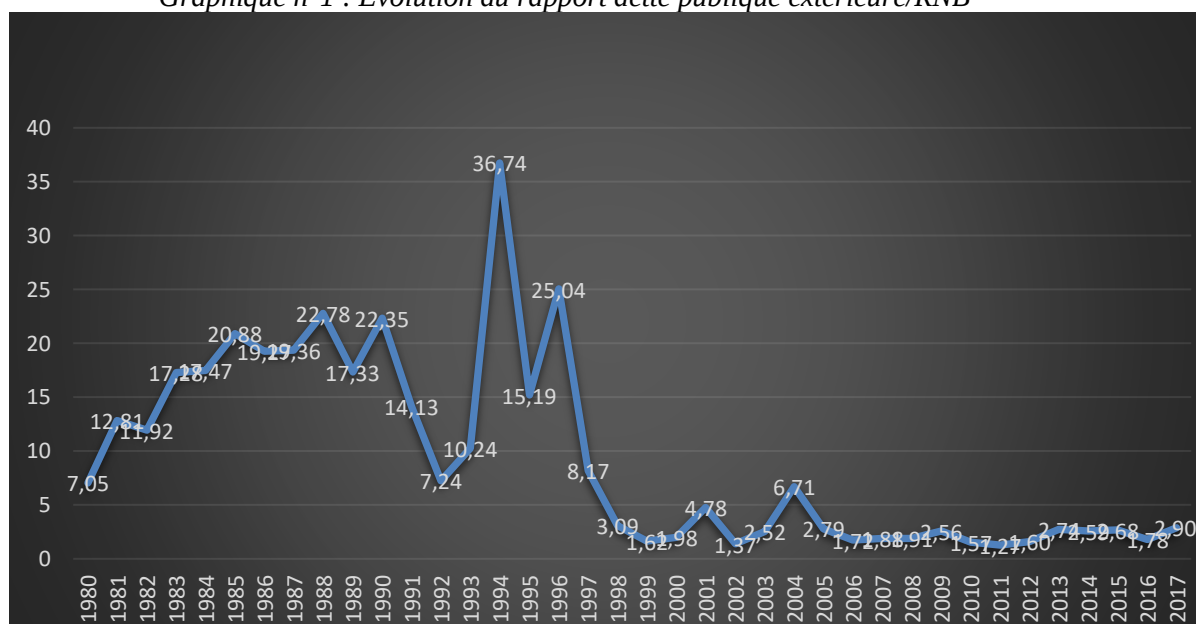
L'histoire récente de la dette extérieure du Congo indique une évolution très irrégulière de son poids dans le revenu national comme l'attestent les données recueillies par la Banque Mondiale, représentées dans le graphique ci-dessous. Elle permet d'identifier trois grands moments. L'accroissement régulier durant les années 80 (1). Au cours de cette période le Congo a traversé une importante crise de la dette aggravée par la chute des recettes pétrolières, donc de la détérioration des termes de l'échange qui a concerné les pays exportateurs de pétrole (Baïlo : 2007). Le poids de la dette extérieure a culminé autour de 22% (2). Les programmes d'ajustement structurel négociés ont contribué à cette amplification. Une meilleure maîtrise est observée à la fin des années 80 (3). Mais la première moitié des années 90 est marquée par un retour massif et brutal à l'emprunt puisqu'en 1994, le poids dépasse les 35%.

Depuis les années 2010, ce poids est relativement raisonnable et rampant puisqu'il oscille dans un intervalle très réduit allant de 2 à 7%. L'embellie des redevances pétrolières et les dispositifs

d'allègement et d'annulation de la dette mis en place par les bailleurs, expliquent cette situation. Toutefois, la grave crise financière que connaît le pays depuis cinq ans l'a conduit à solliciter et contracter des nouveaux emprunts auprès des bailleurs internationaux comme le FMI ou des Etats à l'exemple de la Chine et la Turquie. Le rapport de la PT2D note d'ailleurs le poids important de la bilatéralité dans l'endettement extérieur du Congo (en moyenne 75% du stock total sur la 2^{ème} moitié des années 2010), avec pour principaux créanciers la Chine, le fonds Koweïtien, Eximbank of India, Eximbank of Chine, BANCOB, Eximbank TURK et le Club de Paris. Les autres composantes sont les banques commerciales (9%), les créanciers multilatéraux (5%) et les créanciers divers (11%).

Ces emprunts ont vocation à relancer la machine économique congolaise, afin d'apporter des solutions aux problèmes auxquels il fait face, cas du chômage.

Graphique n°1 : Evolution du rapport dette publique extérieure/RNB



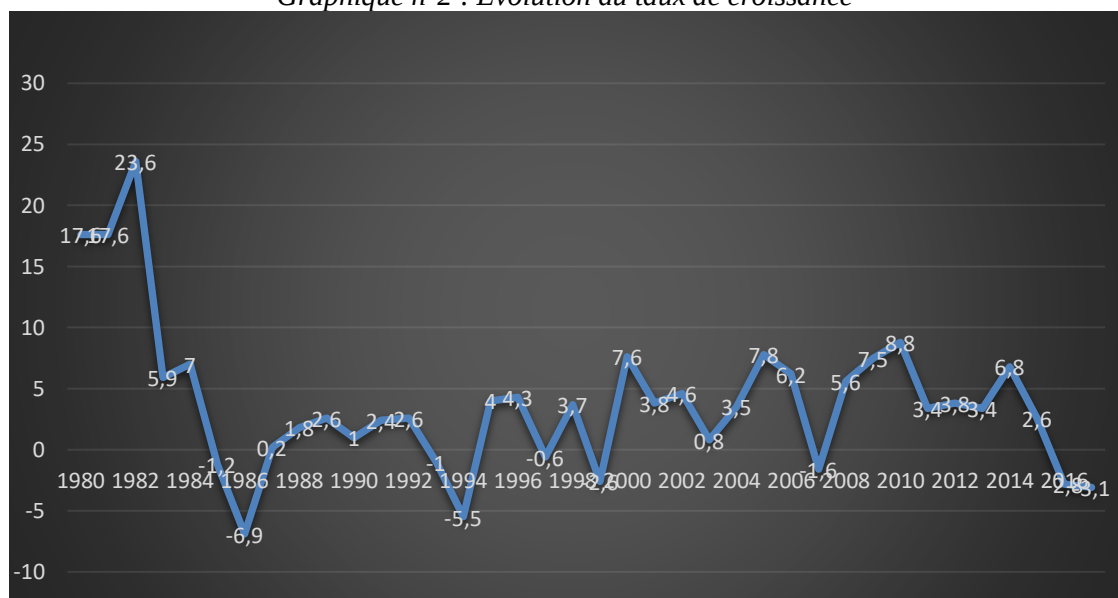
Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale

Pour ce qui est de la croissance, le graphique n°1 ci-dessus montre l'irrégularité de la croissance congolaise.

Dans ce paysage de la croissance fluctuante, quelques traits peuvent être identifiés. On peut déjà observer des taux très élevés dans la première moitié des années 80 et dont le niveau maximum équivaut à 24% en 1982. Cet état de l'activité s'explique par la bonne santé du secteur pétrolier du moment, dont des redevances ont permis de financer des infrastructures notamment routières, à travers le premier plan quinquennal mis en place par le Congo. Le deuxième fait évoque des taux de croissance souvent positifs sur l'ensemble de la période étudiée, mais par 10 fois, ils ont été nuls ou négatifs, à l'exemple de ceux réalisés au milieu des années 80, dont l'explication est liée à la crise pétrolière et à l'adoption du programme d'ajustement structurel (PAS). Le plus bas connu, en 1986, marque un recul de la production de 6%. Le milieu des années 90 et la fin des années 2010 sont d'autres moments difficiles de la croissance au Congo, à cause de la dévaluation monétaire qui a frappé la Zone Franc en 1994 et de la crise sociale et

politique traversée par le pays sur la deuxième moitié des années 90. La chute du rythme observée à la fin des années 2010 coïncide avec la crise des subprimes dont les retentissements ont été mondiaux. Enfin, la crise actuelle, amorcée depuis 2017, est liée à la dégringolade des prix du pétrole et visiblement à la gestion plutôt insuffisamment rigoureuse des ressources publiques. D'une façon générale, l'ensemble des fluctuations de l'activité correspond essentiellement aux périodes de variation de l'activité pétrolière, du contexte international et de l'instabilité sociale et politique que le Congo a connus. Le caractère cyclique des fluctuations de la croissance apparaît assez net et ainsi justifié.

Graphique n°2 : Evolution du taux de croissance

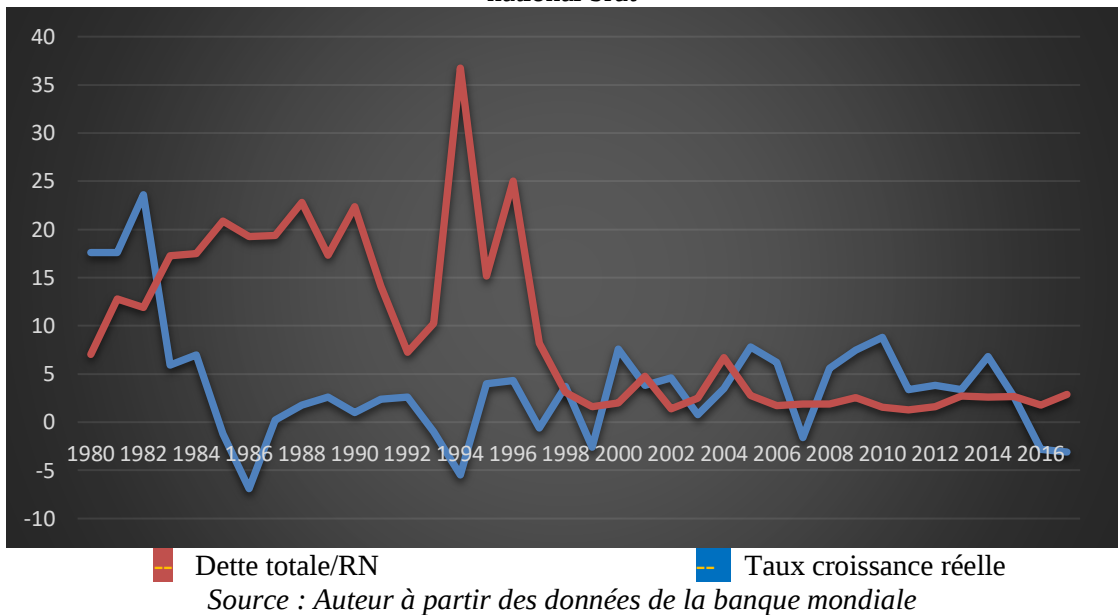


Source : Auteur à partir des données de la banque mondiale

La juxtaposition des deux graphiques représentée ci-dessous semble indiquer une relation négative entre les deux variables. On peut constater sur la période allant de 1981 à 1992 les comportements des deux phénomènes. La hausse du poids de la dette entre 1981 à 1986 s'accompagne de la baisse du taux de croissance réelle, alors que, dans la deuxième partie du cycle, c'est plutôt la croissance qui est ascendante alors que le poids de la dette baisse. Ces comportements sont réitérés au cours du deuxième cycle allant de 1992 à 1998. Sur le reste de la période, les amplitudes des fluctuations sont réduites et la tendance d'un lien négatif semble devenir moins nette puisqu'à certains moments (1996 à 1998 et de 2001 à 2006), on détecte une concordance tendancielle positive de l'évolution des deux phénomènes, avec un retard, le mouvement de la dette intervenant en premier. A partir de 2006 jusqu'en 2016 (fin de la période observée) la constance du poids faible s'accompagne d'un mouvement irrégulier de la croissance.

On peut noter en conclusion le caractère assez mitigé et complexe de la relation dette-croissance au Congo.

Graphique n°3 : Evolution du taux de croissance réelle et du poids de la dette dans le revenu national brut



Revue de la littérature

La question de la dette, notamment celle de son impact sur la croissance, est abondamment abordée dans la littérature économique, tant sur le plan théorique qu'empirique.

Au niveau théorique, le débat oppose principalement les courants néoclassique et keynésien, leurs prolongements respectifs inclus.

La conception du courant néo-classique souligne la neutralité de la dette assimilable à un échec en matière de politique économique. Initiée par Ricardo (1821) qui assimilait déjà la dette à un impôt différé avant d'être revisitée et reformulée par Barro (1974), cette théorie appelée l'équivalence ricardienne repose sur une intuition qui établit l'équivalence entre l'augmentation de la dette publique en cours et celle des impôts plus tard. L'apport de Barro réside dans le fait qu'il considère que le gouvernement peut soit adopter l'approche keynésienne (déficit financé par la dette) soit baisser l'impôt en laissant égales par ailleurs ses dépenses et la masse monétaire. Dans les deux cas, les agents doivent s'attendre au final à un impôt et se préparer à y faire face. La dette serait perçue par les agents économiques supposés rationnels comme annonciatrice des impôts futurs. Cette anticipation rationnelle va en conséquence guider leur comportement en matière de consommation. Les agents économiques vont ainsi épargner régulièrement. L'épargne ainsi constituée anéantit le différentiel de la consommation qu'aurait généré les ressources tirées des emprunts. Donc globalement la consommation n'augmente pas, et au final, la croissance non plus. La neutralité de la dette sur la croissance est ainsi constatée.

Dans la même perspective, le prolongement adopté dans le cadre de la théorie du surplomb de la dette (Krugman : 1988 ; Sachs : 1989 ; Cohen : 1992) évoque la nécessité pour l'Etat de relever l'impôt du secteur privé afin de financer le service de la dette. Ces auteurs indiquent par ailleurs l'effet négatif du surendettement en limitant l'investissement. A partir d'un seuil

d'endettement, le service de la dette devient insoutenable. La capacité de remboursement devient insuffisante au regard des exigences de remboursement. Dès lors, l'impôt associé peut être perçu comme une taxation d'une partie de la production par les créanciers étrangers. Ce qui peut décourager les investissements sur le territoire.

Ce nouvel impôt constitue par ailleurs un manque à investir pour le secteur privé et ressemble étroitement à l'effet d'éviction induit par le relèvement de l'endettement public intérieur. On peut d'ailleurs craindre que l'endettement public extérieur trouble les marchés monétaire et financier intérieurs en fragilisant la confiance des demandeurs de titres dont la réaction se traduirait par la hausse des taux d'intérêt. En effet, lorsque l'Etat s'endette auprès des agents étrangers, il ne s'exclut pas nécessairement du marché intérieur, bien au contraire.

Il faut noter cependant que cette théorie est astreinte à des hypothèses parmi lesquelles l'altruisme des générations courantes vis-à-vis des générations futures et la capacité des agents économiques à mettre en application les anticipations rationnelles.

La théorie keynésienne conteste justement cette capacité. A l'inverse de la neutralité Ricardo-Barro, la politique de relance par le déficit justifiée par le niveau insuffisant des ressources publiques, qui peut être financée par l'endettement y compris, bien entendu, celle qui fait recours à la création monétaire, est source de croissance. Un endettement correctement exploité constitue un bon levier pour la croissance (Verhofstadt :2001 ; Dehneuil : 2003). Son emploi au financement des investissements permet de déclencher le principe du multiplicateur keynésien, source de croissance (Bessala : 2004).

Toutefois, les travaux d'Elmendorf et Mankiw (1999) font une espèce de synthèse de ces deux courants opposés, estimant que la dette a un effet mitigé sur la croissance : à court terme, la croissance bénéficierait d'un effet positif alors qu'à long terme, l'impact serait plutôt négatif.

Ces théoriques peuvent être prolongées par des études factuelles.

Les travaux empiriques aboutissent à des résultats très controversés. Parmi ceux qui ont relevé une relation négative entre dette extérieure et croissance, on note la recherche menée sur le cas de la Tunisie (Abdelhafidh : 2014) à partir d'une base des données qui couvre la période allant de 1970 à 2010. La dette extérieure tunisienne a freiné la croissance, à court et à long terme. C'est le même constat qui a été fait au Nigeria (Uzochukwu : 2005), et plus globalement dans les PED à travers une étude colossale réalisée sur un très large échantillon de près d'une centaine de pays, par Elbadawi et al. (1996). Cette dernière étude montre d'ailleurs que les dépenses publiques (financement du déficit public) et la dégradation du niveau de liquidité liée aux impératifs du service de la dette justifient l'effet négatif de la dette sur la croissance.

Toutefois, la dette extérieure n'est pas nécessairement un obstacle à la croissance comme l'attestent nombreuses recherches factuelles. On peut déjà signaler les travaux qui ont concerné le Togo (Kpemoua : 2016) en faisant appel à la modélisation autorégressive à retard échelonné dans la recherche des facteurs explicatifs de la croissance. L'effet de long terme de la dette sur le PIB réel, sous le contrôle des variables travail, exportation, capital et inflation, a été testé significativement positif sur la période 1971 -. 2014. Nous pouvons aussi évoquer les résultats de l'étude réalisée sur le cas du Nigeria cette fois-ci par Sulaiman et Azeez (2012) à partir des séries chronologiques couvrant la période 1970 à 2010. Cette recherche a conclu à l'impact de

long terme significativement positif. Enfin, dans une démarche qui empile des données de plusieurs pays en transition dans un modèle autorégressif, Kabadayi et al (2012) ont abouti aussi au même constat.

Les modèles qui ont cherché à déterminer les effets de seuil ont identifié les taux d'endettement qui optimisent la croissance. D'après le modèle développé à partir des données relevées dans les pays de l'OCDE (Chercherita et al : 2010), l'effet de la dette ne semble pas agir de façon linéaire sur la croissance. Si le poids de l'endettement (montant de la dette en proportion du PIB) qui optimise le niveau de croissance économique oscille entre 43 et 63%, la valeur seuil au-delà de laquelle la dette devient un obstacle destructeur très actif de la croissance tourne autour 90 à 100%, même si certaines fois cet effet négatif peut déjà frémir dès les 70 à 80%. Pour le cas précis du Congo, ce seuil d'environ 30% (Ngakosso : 2013) est relativement bas. Cette situation congolaise est assez inquiétante et devrait à première vue conduire les autorités à s'en préoccuper sérieusement, dans un contexte où la communauté régionale autorise un droit allant jusqu'à 70%.

Ce résultat associé à l'effet de seuil dans un contexte de surendettement évoqué plus haut, est déjà apparent dans l'analyse du test de causalité de Granger réalisé un an plutôt (Ferreira : 2009) sur les données de la période allant de la fin des années 80 jusqu'en 2001, puisqu'elle montre l'influence négative des taux d'endettement public élevés sur la croissance, relation par ailleurs interactive puisqu'agissant finalement dans les deux sens (une forte croissance réduit le poids de l'endettement dans le PIB). Kumar et Woo (2010) débouchent aussi, au terme de leurs travaux concernant 19 pays, sur le lien négatif et non linéaire entre les deux variables. On peut aussi indiquer les travaux réalisés par Barry et Portes (1986) sur la base des données relevées sur une trentaine de pays, et qui confirment la chute de la croissance et l'effritement de la crédibilité de l'Etat, consécutifs à la crise de la dette (accumulation de la dette et défaut de paiement).

II. Méthodologie : spécification du modèle et des variables

II.1 Les données

Conformément aux impératifs et à la question centrale de cette étude, les données vont concerner les variables taux de croissance du PIB, montants de la dette, le taux de change réel et des exportations. Elles portent sur une série de 38 observations sur la période 1980 -2017 et extraites de la base de la Banque Mondiale. Le traitement économétrique a été réalisé au moyen de logiciel EvIEWS 9 et distingue les effets de court terme et de long terme.

II.1.1. Le modèle de base

Le modèle de référence utilisé est ici est celui de type autorégressif à retard échelonné développé par Abdelhafidh (2014) dans son étude sur l'effet de la dette en Tunisie. Conformément à nos préoccupations présentées en introduction, ce modèle permet en effet d'associer dans le traitement des données, la dynamique de long terme et les comportements de court terme puis d'identifier l'effet d'endogénéité. Sa formulation est la suivante :

$$Y_t = c + a_1Y_{t-1} + \dots + a_iY_{t-i} + \dots + a_pY_{t-p} + b_oX_t + \dots + b_jX_{t-j} + \dots + b_qX_{t-q} + \varepsilon_t$$

ou

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^{t=p} a_i Y_{t-i} + b_o X_t + \sum_{j=1}^{t=q} b_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Par exemple, partant du fait qu'à l'instant $t=0$, première période, la valeur de la variable indépendante correspondant à cette période, on aura :

à la période $t=1$, $Y_1 = c + a_1 Y_0 + b_o X_1 + b_1 X_0 + \varepsilon_1$

à la période $t=2$, $Y_2 = c + a_1 Y_1 + a_2 Y_0 + b_o X_2 + b_1 X_1 + b_2 X_0 + \varepsilon_2$

à la période $t=3$, $Y_3 = c + a_1 Y_2 + a_2 Y_1 + a_3 Y_0 + b_o X_3 + b_1 X_2 + b_2 X_1 + b_3 Y_0 + \varepsilon_3$

à la période $t=q$, $Y_q = c + a_1 Y_{q-1} + \dots + a_i Y_{q-i} + \dots + a_p Y_{q-p} + b_o X_{q-0} + \dots + b_j X_{q-j} + \dots + b_q X_{q-q} + \varepsilon_q$

Il s'agit d'un modèle qui détermine les effets immédiats b_o et retardés b_j des variables indépendantes X dont les valeurs X_j sont relevées respectivement aux instants t et $t-j$, et des effets endogènes retardés a_i de la variable expliquée Y dont les valeurs Y_i correspondent aux instants $t-i$. Avec $i=1 \dots p$ et $j=1 \dots q$; $p=q$; p et q étant les nombres de retards les plus élevés pour Y et X respectivement, par rapport à l'instant t .

Dans le cas qui nous concerne, Y_t représente le taux de croissance du PIB réel constaté à l'instant t , noté $\Delta TXCPIB_t$ dans le modèle ; X_t , la proportion de la dette extérieure dans la richesse réalisée au Congo à l'instant t (DETEXTOTRNBt). ; c , une constante qui correspond au taux de croissance minimum, donc incompressible et ε_t , le bruit où partie inexpliquée de la croissance du PIB réel.

La nécessité de déterminer une explication plus robuste de l'effet de la dette pose l'obligation d'intégrer dans le modèle d'autres variables traditionnelles de la croissance qui seront ici considérées comme des variables de contrôle. Il s'agit de la formation brute du capital fixe (FBCFCOUR) évaluée en dollars, du montant des exportations, en dollars, des biens et services (EXPOCOUR), et du taux de change réel (TXCHNG) entre le FCFA et le dollar.

Nous nous attendons à un impact négatif, dans le sens où, même si, théoriquement, la dette extérieure publique congolaise était, dans son esprit, au service du développement qui passerait nécessairement par l'étape de la croissance économique, les faits ne signalent absolument pas d'embellie économique comme le témoignent les difficultés auxquelles le pays fait face notamment en matière de croissance depuis 2015. Quant aux variables de contrôle, le capital fixe et les exportations devraient évoluer dans le même sens que le PIB, alors que le taux de change aurait un effet négatif (la monnaie forte décourage les exportations au profit des importations).

II.1.2. Analyse des séries statistiques

L'analyse statistique est une étape nécessaire qui, au-delà de la description purement statistique des variables du modèle, permet de mouliner les données de manière à vérifier les conditions de validation du modèle optimal.

a) *Statistique descriptive*

Tableau n°4 : Statistiques descriptives

	TXCPIB	FBCFCOUR	EXPORCOUR	TXCHAG	DETEXTOTRNB
Mean	3.821053	1.41E+09	3.89E+09	459.3238	9.350112
Median	3.450000	8.06E+08	1.75E+09	493.0922	5.744801
Maximum	23.60000	5.81E+09	1.26E+10	733.0385	36.73843
Minimum	-6.900000	3.47E+08	7.37E+08	211.2796	1.274422
Std. Dev.	6.030963	1.27E+09	3.64E+09	132.0112	8.892494
Skewness	1.226131	1.745009	1.042155	0.003533	1.069065
Kurtosis	5.372776	5.572983	2.679729	2.397172	3.492955
Jarque-Bera	18.43578	29.76741	7.040956	0.575464	7.623117
Probability	0.000099	0.000000	0.029585	0.749962	0.022114
Sum	145.2000	5.35E+10	1.48E+11	17454.31	355.3043
Sum Sq. Dev.	1345.783	5.99E+19	4.89E+20	644797.2	2925.829
Observations	38	38	38	38	38

Source : Auteur à partir des résultats obtenus sur Eviews 9

Ce tableau nous renseigne sur les caractéristiques statistiques de chaque variable. L'on constate que les moyennes annuelles sont de 3.821 ; 1.41 E+09 USD ; 3.89 E+09 USD, 459.32 et 9.35 respectivement pour le taux de croissance du PIB, la FBCF, les exportations, le taux de change et du poids de la dette dans le revenu national brut. Le test de normalité des valeurs, associé à la statistique de Jarque Bera montre que l'hypothèse d'absence de normalité n'est rejetée que pour le taux de change au seuil de 5%. Les distributions des valeurs des 38 observations pour chacune des 3 autres variables semblent donc s'écarter de la loi normale.

b) *Résultats des tests économétriques*

Nous avons vérifié d'abord la stationnarité des séries statistiques en faisant recours aux tests de racine unitaire de Dickey - Fuller Augmenté (ADF), Phillips et Perron (PP) et Kwiatkowski, Phillips Schmidt et Shin (KPSS). Les résultats sont présentés dans le tableau suivant.

Tableau n°5 : Résultats de test de stationnarité des variables

Variables	Type de test	Sans constante ni trend	Avec constante et sans trend	Avec constante et trend	Valeurs critiques à 5%	Stat du test	Décisions
TXCPIB	ADF	oui	oui	Non	-2.94343	-3.56541	I(0)
	PP	oui	oui	Non	-2.94343	-3.36994	I(0)
	KPSS		Oui	Oui	0.46300	0.18434	I(0)
DETEXTOTRNB	ADF	oui	oui	oui	-2.94584	-7.00137	I(1)
	PP	oui	oui	oui	-1.95039	-7.84848	I(1)
	KPSS		oui	oui	0.46300	0.15192	I(1)
FBCFCOUR	ADF	oui	oui	oui	-2,94584	-5,40307	I(1)
	PP	oui	oui	oui	-2,94584	-5,39370	I(1)
	KPSS		oui	oui	0,14600	0,10854	I(1)
EXPORCOUR	ADF	oui	oui	oui	-2,94584	-6,16496	I(1)
	PP	oui	oui	oui	-2,94584	-6,16752	I(1)
	KPSS		Non	Oui	0,14600	0,14474	I(0)
TXCHNG	ADF	oui	oui	oui	-2,94584	-5,32896	I(1)
	PP	oui	oui	oui	-2,94584	-5,32152	I(1)
	KPSS		Non	Oui	0,14600	0,12633	I(0)

Source : résultats obtenus sur Eviews 9

Les décisions fournies par les tests de racine unitaire concluent au fait que le taux de croissance est stationnaire en niveau. Toutes les autres le sont en niveau et en différence première. Compte tenu du fait que les ordres de stationnarité des séries diffèrent entre les variables, il convient de tester l'existence d'un effet de long terme et celui de court terme. Dans le cas où ces deux effets sont validés, alors, au lieu d'employer la méthode de moindres carrés ordinaires qui deviendrait caduque du fait des difficultés de son emploi dans ce contexte, de surcroît en présence de lien entre variables explicatives ou entre les erreurs (absence de bruit blanc), il faudra plutôt passer par la modélisation autorégressive à retard échelonné (autoregressive distribute lag model) qui combine le modèle autorégressif et le modèle à retard échelonné. Pour ce faire, le test de cointégration aux bornes, proposé par Pesaran et *al.* (2001), est nécessaire, suivi d'une batterie de tests complémentaires qui garantiraient la robustesse des estimateurs. Il s'agit notamment des tests d'hétéroscédasticité des résidus, les tests de spécification et les tests de stabilité. Mais avant toute chose, présentons la spécification du modèle ARDL qui serait retenu à partir du moment où le test était concluant.

Le modèle est donc spécifié de sorte à distinguer les effets de court terme $a_1 \dots a_5$ associés aux différences premières des facteurs explicatifs et les effets de long terme $b_1 \dots b_5$ correspondant aux valeurs de ces mêmes facteurs et prendrait la forme suivante, sachant que c représente la constante ou taux de croissance minimum (incompressible) et la partie du taux croissance non expliquée.

$$\begin{aligned}\Delta TXCPIB_t = & c + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta TXCPIB_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta DETEXTOTRNB_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta FBCFCOUR_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta EXPORCOUR_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^q a_{5i} \Delta TXCHNG_{t-i} + b_1 TXCPIB_{t-1} + b_2 DETEXTOTRNB_{t-1} \\ & + b_3 FBCFCOUR_{t-1} + b_4 EXPORDCOUR_{t-1} + b_5 TXCHNG_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

c) Recherche de la cointégration

Conformément aux résultats du test présenté dans le tableau n° 6 ci-dessous, l'analyse de la cointégration, à partir du test de Band, conclut à l'existence d'un effet de long terme puisque la statistique de Fisher (F=5,781951) est supérieure à la borne supérieure pour chacun des seuils de significativité de 1%, 5% et 10%.

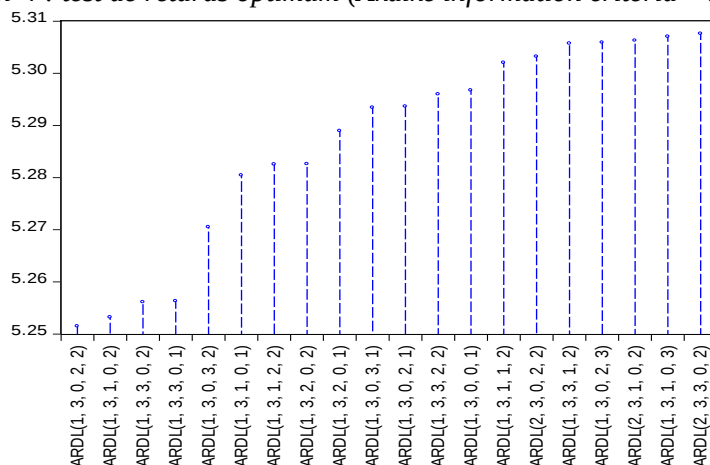
Tableau n°6 : Test de relation de cointégration : Bond test

Test Statistic	Value	K
F-statistic	10,20842	4
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2,2	3,09
5%	2,56	3,49
2,5%	2,88	3,87
1%	3,29	4,37

Source : Auteur à partir des résultats du test

Dès lors, il faut déterminer le modèle ARDL optimum, en mobilisant le critère d'information de Schwarz. Ce modèle est celui qui combine les retards autorisant la plus petite perte d'informations (plus petite valeur du système d'information d'Akaike). C'est le modèle (1,3,0,2,2) d'après les résultats présentés dans le tableau suivant présentant les 20 meilleures combinaisons de retard.

Graphique n°4 : test de retards optimum (Akaike information criteria – top 20 model)



Source : Auteur à partir des résultats Eviews 9

d) *Analyse de la normalité des erreurs*

La validation du modèle ARDL (1,3,0,2,2) à partir des statistiques de Ljung-Box est déjà en soi la preuve de l'absence d'autocorrélation des erreurs confirmée par les résultats du test d'autocorrélation des erreurs qui apparaissent dans le corrélogramme ci-dessous.

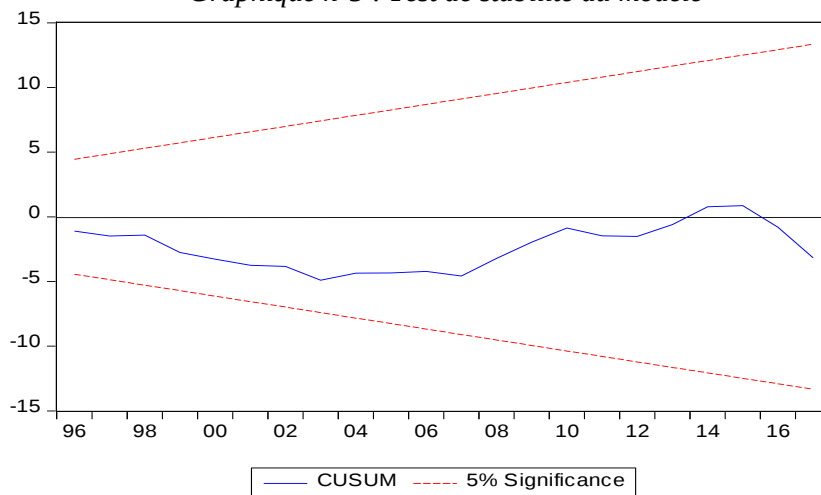
Tableau n°7 : test d'autocorrélation des erreurs

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.140	0.140	0.7435	0.389
		2	-0.040	-0.060	0.8056	0.668
		3	0.232	0.252	2.9873	0.394
		4	0.108	0.034	3.4730	0.482
		5	-0.116	-0.116	4.0585	0.541
		6	0.148	0.152	5.0325	0.540
		7	0.273	0.199	8.4772	0.292
		8	0.005	-0.003	8.4786	0.388
		9	0.020	0.001	8.4985	0.485
		10	0.199	0.080	10.542	0.394
		11	-0.089	-0.146	10.968	0.446
		12	-0.142	-0.076	12.099	0.438
		13	-0.054	-0.171	12.269	0.506
		14	-0.011	-0.023	12.277	0.584
		15	-0.155	-0.104	13.840	0.538
		16	-0.041	-0.031	13.955	0.602

Source : Auteur à partir des résultats Eviews 9

On constate qu'aucun des termes de la fonction d'autocorrélation simple et partielle n'est significativement différent de zéro. Ils respectent tous leur intervalle de confiance (tunnels limités par les traits d'union verticaux). Comme on peut le lire dans le tableau n° 8 suivant, des estimateurs du modèle, le coefficient du terme CointEq (-1) correspondant à la force de rappel, issu de l'équation de l'équilibre de long terme est très significativement négatif (-0.831373 au seuil de 1%). Enfin, les résultats du test de stabilité du modèle, représentés dans le graphique n°5 suivant montre que la trajectoire CUSUM ne s'écarte pas de l'intervalle de confiance de plus ou moins 5%.

• *Graphique n°5 : Test de stabilité du modèle*



Source : Auteur à partir des résultats Eviews 9

Cette batterie de tests concluants conduit à la validation du modèle.

e) Résultats et interprétation des estimateurs du modèle.

Les estimateurs sont présentés de manière à distinguer les effets de court terme et ceux de long terme.

Tableau n°8 : Résultat à court terme

Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob.
	-0,510703	0,100611	-5,076020	0,0000
(-1))	0,257433	0,088934	2,894653	0,0084
(-2))	0,421874	0,085027	4,961621	0,0001
FBCFCOUR))	2,879766	2,413447	1,193217	0,2455
EXPORCOUR))	2,542729	2,049864	1,240438	0,2279
(EXPRORCOUR(-1))	4,306317	2,184118	1,971650	0,0614
LTXCHNG)	12,293020	4,372689	2,811318	0,0102
(TXCHNG(-1))	-8,344091	4,074087	-2,048088	0,0527
CointEq(-1)	-0,831373	0,104811	-7,932080	0,0000
			R²=0,819740	
Cointeq = TXCROISS - (-0.4721*TOLDETTEXTRNB + 1.1685*LFBCFUSDCOUR - 2.6303*LEXPRTUSDCOUR -3.2488*LTXCHNG + 58.9766)				

Source : Auteur à partir des résultats Eviews 9

Nb : *significatif à 1%, ** significatif à 5%, *** significatif à 10%.

Tableau n°9 : Résultats de long terme

Variable	Coefficient	Std, Error	t-Statistic	Prob.
DETEXTOTRNB	-0,472093	0,189182	-2,495448	0,0206
FBCDCOUR	1,168460	3,804392	0,307135	0,7616
EXPORCOUR	-2,630331	3,863488	-0,680818	0,5031
TXCHNG	-3,248804	3,158971	-1,028437	0,3149
C	58,976606	39,737418	1,484158	0,1520

Source : Auteur à partir des résultats Eviews 9

f) Analyse de l'effet de court terme

L'on constate qu'à court terme, l'effet de la dette, à taux de change réel et montant des exportations fixé, est mitigé. L'endettement extérieur immédiat a un impact négatif sur la croissance. Une variation d'une unité du poids de la dette dans le RNB fait perdre 0.51 point à la croissance au seuil de 1.%. Ce résultat conforte celui qui a été obtenu par Kumar et Woo (2010). Il s'agit d'un résultat assez incongru car l'endettement immédiat serait dans la pire des situations sans impact, cas où les fonds empruntés par l'Etat n'auraient eu aucun impact sur la consommation, qu'elle concerne les ménages ou encore les entreprises. Or dans le cas du Congo, le constat est que ces emprunts extérieurs auraient eu un effet d'entraînement négatif sur des opportunités de croissance préexistantes.

Un niveau d'endettement important peut fragiliser la confiance des investisseurs qui, par le jeu des anticipations (la peur d'une crise ou d'une politique publique de rigueur) décideraient de réorienter leurs titres notamment les titres courts dans des pays moins à risques. Ce qui au final réduirait le niveau de la croissance. Il peut aussi s'agir d'un emploi inopérant (improductif) des ressources d'endettement. Dans ce cas, l'investissement qui en découle produirait moins de revenu que le montant des remboursements et du service immédiats de cette dette. La différence entre montant du revenu courant tiré de l'investissement et dépenses publiques courantes occasionnées constitue un manque à investir qui réduit la croissance. C'est ce qui se passerait si les emprunts étaient conditionnés aux importations en provenance des pays bailleurs des fonds, sans possibilité de retarder les échéances de remboursement. Par exemple si des emprunts contractés auprès de l'Etat chinois pour construire des infrastructures comme des stades et des bâtiments devant abriter des hôpitaux sur l'ensemble du territoire, servaient à importer les matériaux utiles à ces chantiers qui, de surcroît seraient exécutés par des entreprises chinoises qui se déplacent sur le territoire avec leurs employés chinois, on constaterait dans ce cas précis que ces emprunts généreraient de la croissance immédiate en Chine mais pas au Congo. Pourtant, le Congo devra rembourser le principal et payer les intérêts. La réalité des relations économiques sino-congolaises ou, plus généralement entre les pays africains et la Chine ne semble pas significativement éloignée de cette proposition. La situation est encore plus dramatique si ces infrastructures étaient au final peu ou prou fonctionnelles (on peut évoquer le cas de nombreux projets longtemps inachevés) ou qui n'avaient pas une vocation lucrative et, le cas échéant, ne réactivaient pas non plus des activités génératrices de croissance jusqu'ici dormantes. Dans le meilleur des cas, le remboursement doit ainsi solliciter d'autres sources de financement qui, de fait, ne pourront pas être investies pour alimenter la croissance. Dans le cas contraire, la dette sera impayée, s'accumulera et pourra déboucher sur une crise de confiance des bailleurs et des investisseurs vis-à-vis de l'Etat congolais.

Mais l'endettement contracté 1 à 2 ans plus tôt contribue à l'amélioration de l'activité économique, avec un caractère régressif dans le temps. La variation d'une unité du poids de la dette extérieure dans le RNB produit un accroissement retardé de deux périodes, évalué à environ 0.42 point, puis de 0.26 point pour une période de retard. On peut comprendre que la traduction de l'endettement extérieur public sur la croissance demande parfois un temps de latence nécessaire au déclenchement des mécanismes économiques. Kpemoua (2016) a obtenu des résultats comparables sur le cas du Togo.

Le comportement de court terme des variables de contrôle indique un effet immédiat positif très élevé du taux de change sur la croissance au Congo, puisqu'une unité induit 12.3 points de croissance au seuil de 1%. Mais l'effet décalé d'une période fait chuter cette croissance d'un peu plus de 8 points au seuil de 5%.

g) Analyse de l'effet de long terme

En ce qui concerne l'effet à long terme, le modèle évalue l'effet marginal du poids de la dette extérieure à -0.47 au seuil de 5%. Un point du poids de cette dette ronge à long terme 0.47 point de croissance, ce qui n'est pas négligeable. Ces résultats négatifs rappellent ceux de Abdelhafidh (2014), Ferreira (2009) et Elbadawi et al. (1997).

L'effet à long terme de la dette extérieure du Congo sur la croissance signalerait le fait que les emprunts publics extérieurs auraient été utilisés dans des activités qui, progressivement rapporteraient moins que les montants des remboursements et du service de la dette. Ces montants deviennent un fardeau pour le pays et font décrocher la croissance. A ce sujet, le rapport de la plateforme de la dette et de développement indique que le Congo n'a véritablement jamais tiré les leçons de crises d'endettement qu'il a connues.

En ce qui concerne les variables de contrôle, leur impact de long terme n'est pas significativement non nul.

Conclusion

Le travail réalisé dans le cadre de cette recherche a interrogé l'impact de la dette extérieure publique sur la croissance en République du Congo, en émettant a priori l'hypothèse d'une relation négative entre les deux phénomènes. La dette constituerait un obstacle à la croissance. Sur le plan méthodologique, la nature des données empiriques et l'expérience des études similaires ont plaidé pour l'emploi de la modélisation autorégressive à retard échelonné qui a permis de distinguer les effets de long terme et de court terme.

Conformément aux résultats des travaux qui alimentent la littérature, l'effet de la dette extérieure publique du Congo est assez mitigé sur le court terme puisque l'impact décalé d'une et de deux périodes est positif mais régressif, puis négatif sur l'année en cours. A long terme, l'impact est sans aucun doute négatif. Un tel résultat montre l'inefficacité de la dette et laisse soupçonner soit un emploi improductif à long terme des fonds empruntés, soit une perte de confiance dans la capacité des pouvoirs publics à instaurer un climat attractif pour les investissements directs étrangers, comme le suggère la théorie. La hausse de la pression fiscale (taxes et impôts nouveaux) dans les secteurs formel et informel, en compensation de

l'insuffisance et du défaut de rendement des ressources empruntées, grippe la croissance et développe une dynamique d'appauvrissement. L'ensemble de ces diagnostics invite naturellement les pouvoirs publics à prendre conscience de la nécessité d'une gestion rigoureuse de la dette.

Lorsque celle-ci sert à parer au plus pressé, par exemple pour payer des arriérés de salaires, cela booste certes la consommation et donc la croissance de court terme (croissance conjoncturelle), mais encore faudrait-il que cette consommation additionnelle ne soit pas alimentée par les importations. Sinon on devra à terme être confronté aux difficultés de remboursement. Or le Congo est caractérisé par une très forte propension à importer, ce qui justifie de facto la permanence des déficits commerciaux hors pétrole. La bonne gestion doit faire appel à l'analyse coût-efficacité pour déterminer les axes prioritaires de financement par les emprunts extérieurs. Ces axes sont ceux qui génèreraient un meilleur rendement. Il vaut mieux prioriser par exemple l'investissement en capital humain par rapport aux aménagements des espaces verts publics urbains, ou encore les infrastructures routières par rapport aux salles de conférences internationales. Le modèle économique de croissance par l'endettement doit cibler les investissements productifs qui génèrent de la croissance à court et long termes.

Références bibliographiques

- Abdelhafidh S. (2014). « dette et croissance économique en Tunisie ». Panoéconomicus.
- Baïlo D. (2007). « Dette extérieure et financement du développement économique de la Guinée ». « African Economic Conference ». Addis Ababa, Ethiopia. 34 p, CNRS, pp 22-23
- Barro R. (1974). « Are Government Bonds Net Wealth ? ». Journal of Political Economy, vol. 82 (6), p.1095-1118
- Barro R. (1989). « The Ricardian approach to budget deficits », Journal of Economic Perspectives, vol.3.
- Barry E. and R. Portes (1986). « Debt and Default in the 1930 : Causes and Consequences». Ellipses.
- Bessada M. (2004). « Impact du fardeau virtuel de la dette sur le taux d'échange d'équilibre des pays en développement ». Cahier de recherche Eurisco N°14 30 Mars 2004.
- Checherita C., Rother P. (2010). «The Impact of High and Growing Government Debt on Economic Growth: an Empirical Investigation for the Euro Area», ECB Working Paper N°1237.
- Cohen D. (1996). «The sustainability of African Debt, The World Bank ». Policy Research Working Paper, WPS1621, p 48
- Dehonneuil M. (2003). « les origines de la dette extérieure ». P 142 Université de Bordeaux.
- Elbadawi et al (1997). « Debt Overhang and Economic Growth in Sub-Saharan Africa, External Finance for Low-Income Countries». Zubair Iqbal and Ravi Kanbur, FMI.
- Elmendorf, D. W., et Mankiw, N. G. (1999). « Government debt ». Handbook of Macroeconomics, 1, 1615–1669.
- Ferreira (2009). « Public debt and economic growth: a granger causality panel data approach », technical university of lisbon.
- Hameed, A, Hammad A, Muhammed A. Chaudhary. 2008. « External Debt and Its Impact on Economic and Business Growth in Pakistan ». International Research Journal of Finance and Economics, 20: 132-140.
- Kabadayi et al. (2012). « L'impact de la dette extérieure sur la croissance économique Transitional Economies ». Chinese Business Review, vol. II
- Krugman P. (1988). « Financing vs forgiving a debt overhang ». Journal of development Economics 29, 253-268

- Kumar M., J. Woo (2010). « Public Debt and Growth ». IMF Working Paper, 10/174.
- Ngakosso A. (2013). « Dette extérieure et croissance économique du Congo ». Revue d'Economie appliquée.
- Kpemoua P. (2016). « La dette extérieure handicape-t-elle la croissance économique du Togo ? ». Munich personal RePEC Archive
- Pesaran et al. (2001). « Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships ». Journal of Applied Econometrics, 16(3): 289-326.
- Plateforme de la dette et du développement (2017). « Etat des lieux de la dette en République du Congo ». Rapport.
- Ricardo D. (1820). « Essay on the funding system ».
- Suliaman L.A. et Azeez B.A. (2012). « Effet de la dette extérieure sur la croissance économique du Nigéria ». Journal d'économie et développement durable.
- Uzochukwu A. (2005). « Nigeria Public debt and economic growth ». An Empirical Assessment
- Verhofstadt G. (2001). « L'endettement et l'allègement de la dette des pays les plus pauvres, des petits progrès dans un long cheminement ». Revue canadienne d'études.