



## LA SOUTENABILITE DES FINANCES PUBLIQUES AU CONGO

JEAN MARIE KOUAKO

*Faculté des Sciences Economiques*  
*Université Marien Ngouabi (Congo-Brazzaville)*  
*Laboratoire de recherches et d'études économiques et sociales*

*Email : kouakojeanmarie@gmail.com*

---

### RESUME

*L'objet de ce papier est de vérifier la soutenabilité des finances publiques congolaises à partir de deux variables à savoir les recettes et les dépenses publiques sur la période allant de 1960 à 2014 en s'appuyant sur les techniques de Co-intégration. Les résultats de cette étude montrent que les finances publiques congolaises sont soutenables dans la mesure où une augmentation des recettes publiques de 1%, toutes choses égales par ailleurs, se traduit par un accroissement des dépenses publiques de 0,8% à long terme et de 0,38% à court terme. Aussi, ces résultats révèlent que cette soutenabilité est faible dans le cas du Congo.*

---

**Mots-clés :** *Dépenses publiques – Recettes publiques – soutenabilité des finances publiques – Co-intégration*

---

---

### ABSTRACT

*This paper aims to verify the sustainability of public finances in Congo through two variables, such as public expenditure and revenue from 1960 to 2014, using co-integration model. The results of this study shows that, others things being equal, in Congo, the public finances are sustainable for the reason that, an increase of one percent of public revenue causes increase of public expenditure of 0.8% in the long-run, and 0.38% in the short-run. As well, these results reveal that, this sustainability is low in the case on Congo.*

---

**Key words:** *public expenditure, public revenue, public finances sustainability, co-integration*

---

### INTRODUCTION

En Afrique en général et au Congo en particulier, les épisodes d'ajustement structurel des années 1980 et 1990 ont montré à quel point la soutenabilité de la politique budgétaire était indispensable pour la bonne tenue des finances publiques. En effet, une politique budgétaire est soutenable si elle ne conduit pas à une accumulation «excessive» de la dette publique, c'est-à-dire à un niveau de dette qui, sans changement majeur, ne pourrait pas être couvert à l'avenir par des surplus budgétaires.

La soutenabilité caractérise une politique budgétaire particulière du gouvernement, ainsi que ses répercussions futures.

Dans la littérature, les problèmes de la soutenabilité de la dette remontent aux travaux de [Domar \(1944\)](#) et [Harrod \(1948\)](#). Dans leur analyse de la croissance, ils conditionnent la soutenabilité de la dette par l'infériorité du taux d'intérêt réel par rapport à la croissance du PIB. Le rapport dette/PIB ne diverge pas dans le temps lorsque cette condition est respectée. L'analyse du financement de la dette

publique de ces deux auteurs repose sur l'hypothèse selon laquelle le gouvernement sera toujours en mesure de financer ses engagements aussi longtemps que le taux d'intérêt réel payé sur ses titres ne dépasse pas le taux de croissance de l'économie. Par la suite, les travaux sur la soutenabilité se sont développés autour de deux axes. Le premier axe porte sur la contrainte budgétaire (inter-temporelle et non inter-temporelle) et le second axe est centré sur les règles budgétaires (la justification des règles et l'efficacité de celles-ci).

La littérature théorique sur la soutenabilité de la dette publique selon l'approche de la contrainte budgétaire permet de distinguer tout d'abord l'approche par la contrainte budgétaire inter-temporelle et ensuite l'approche par la contrainte budgétaire non inter-temporelle. L'approche de la contrainte budgétaire inter-temporelle trouve ses racines dans les travaux de Metzler (1951) et Patinkin (1956) qui intègrent dans leurs analyses les variables de richesse notamment les titres de dette. Ce faisant, ils ouvrent la voie à la formulation de la contrainte budgétaire qui est aujourd'hui devenue un thème central d'analyse à la suite des travaux d'Ott (1965) et Christ (1968). La contrainte budgétaire inter-temporelle ou (efficacité dynamique) énonce l'idée selon laquelle un gouvernement qui s'endette doit tôt ou tard dégager des excédents budgétaires de façon à rembourser ses dettes. Cette condition est exprimée de façon équivalente mais pas intuitive par la condition de transversalité de la dette publique : celle-ci stipule que le financement de la dette exclut le recours à un jeu de Ponzi dans lequel l'Etat émettrait indéfiniment de nouveaux emprunts pour payer les intérêts et le principal arrivant à échéance (Heijdra et Van Der Ploeg, 2002).

L'approche par la contrainte non inter-temporelle prend appui sur l'hypothèse d'un taux d'actualisation constant de la dette. Les facteurs d'actualisation de la dette gouvernementale (les dépenses totales et les taxes) dépendent de la distribution de probabilité de ces variables dans différents états de la nature. Ainsi, les conditions de transversalité ne peuvent être actualisées avec des taux d'intérêt fixes que dans certains cas précis. A cet égard, O'Connell et Zeldes

(1998), Buiter et Kletzer (1992), Blanchard et Weil (1992) montrent que, dans certaines situations, des jeux de Ponzi rationnels sont possibles et qu'ils améliorent l'équilibre inter-temporel au sens de Pareto.

Toutefois, il sied de noter que la condition de solvabilité inter-temporelle n'impose que de faibles restrictions sur la taille du ratio dette/PIB. Ce ratio peut dès lors atteindre des niveaux très élevés et impraticables pour la société dans la mesure où il existe un niveau de dépenses publiques nécessaires qu'il faut pouvoir continuer à assurer, et que les gouvernements sont confrontés à une limite de la charge de l'impôt qu'ils peuvent imposer aux citoyens. Une définition plus effective de la soutenabilité doit introduire la contrainte que le ratio dette sur PIB soit borné. Cela revient à satisfaire, dans un cadre stochastique, une propriété de stationnarité de la dette en rapport au PIB. Cette définition d'une soutenabilité effective prend en compte les implications en termes de politique économique de la dynamique de la dette et implique le respect de la contrainte budgétaire inter-temporelle.

La littérature qui se situe dans le second axe met l'accent sur les règles budgétaires (Mathieu et Sterdyniak, 2003 ; Farina et Ricciuti, 2006, Ngakosso, 2013). Dans cette optique deux types de travaux peuvent être mis en avant. Il y a d'une part les travaux portant sur la justification des règles et d'autre part ceux qui portent sur l'efficacité des règles budgétaires.

La justification de l'utilisation des règles budgétaires repose sur l'idée selon laquelle les gouvernements ne sont pas bienveillants (Alesina et Perotti, 1995 ; Alesina et Tabellini, 1990 ; Drazen, 2004 ; Wyplose, 2011). L'optimisation de la production des biens publics l'importe peu dans la mesure où leur objectif premier est d'être réélu. De plus, les générations futures pourraient avoir à payer un lourd tribut de la gestion budgétaire mal maîtrisée des générations actuelles. Enfin, l'usage des règles budgétaires permet de rassurer les marchés financiers sur la capacité d'assurer le service de la dette. Chacune de ces préoccupations induit une règle différente (Mathieu et Sterdyniak, 2012).

Pour ce qui est des travaux du second axe, il sied de mentionner que l'efficacité des règles budgétaires repose sur des mécanismes contraignants d'un point de vue juridique ou sur l'existence d'incitations politiques du respect des règles. Le premier cas correspond à une règle ancrée dans une norme juridique de niveau élevé (la constitution par exemple) et ayant une procédure de mise en œuvre pilotée par un organisme indépendant du pouvoir politique (Calmfors et Wren-Lewis, 2011). Ces règles ont la spécificité de contraindre les décideurs, enclins au biais pour le déficit, à la discipline budgétaire. Il s'agit des règles fermes ou des règles contraintes. Le second cas correspond à des règles budgétaires permettant la discipline budgétaire alors même qu'elles ne sont pas juridiquement contraignantes. Leur efficacité est liée à l'existence d'un contexte politique et institutionnel favorable au respect des règles. La sanction politique qui en découle en cas de non-respect des règles constitue le fondement même de cette politique (Portes et Wren-Lewis, 2014).

Sur le plan empirique, l'analyse de la soutenabilité de la dette a fait l'objet de plusieurs travaux à la hauteur de la controverse qui caractérise les débats sur cette question. En effet, selon l'approche utilisée, deux points de vue s'opposent. Le premier soutient l'idée de la soutenabilité de la dette dans les pays en développement et spécialement ceux d'Afrique subsaharienne et le second défend le point de vue opposé. En ce qui concerne le premier point de vue, l'analyse de la soutenabilité de la dette suggère qu'à moyen terme l'évolution de la dette des pays africains au sud du Sahara est favorable au regard des projections réalisées par le FMI (2013). Pour cette institution, la majorité des pays africains au sud du Sahara affiche un solde primaire faiblement déficitaire ou la différence entre les projections du solde primaire et le niveau de solde primaire capable de stabiliser la dette est infime. Il est néanmoins important de noter que la crédibilité des projections du FMI et de la Banque mondiale fait l'objet de plusieurs critiques dans la mesure où elles prennent appui sur des hypothèses très optimistes (Beddies et al, 2009 ; United Nations, 2013).

D'autres auteurs défendent le caractère soutenable de la dette en prenant appui sur

l'émergence d'autres sources de financement comme les prêts chinois qui favorisent la croissance (construction des infrastructures), améliorent les termes de l'échange et les performances à l'exportation. Cette situation empêche l'augmentation de la dette et réduit l'octroi des subventions (Brautigam, 2011 ; Mwase et Yang, 2012). A contrario, les emprunts pour le financement des dépenses à faible rentabilité et pour des taux d'intérêts supérieurs au taux de croissance économique de long terme sont néfastes pour la soutenabilité de la dette et sont le reflet d'une mauvaise gestion économique. Une telle situation peut conduire à une crise de liquidité et d'insolvabilité.

Mais en matière de non soutenabilité de la dette, plusieurs auteurs mettent aussi en avant la rapide augmentation de la dette non concessionnelle dans plusieurs pays. En particulier, ils argumentent que la nouvelle dette extérieure peut être non soutenable étant donné la persistance de déficiences structurelles dans plusieurs pays pauvres très endettés (Ellmers et Hulova, 2013 ; United Nations, 2013 ; Vaggi et Prizzon, 2013). L'argument qui est mis en avant montre que les pays en développement ne sont pas en mesure de générer des ressources pour payer leurs dettes ; ce qui les expose à un risque important de d'absence de liquidité ou de non solvabilité. Cette situation inclut l'étroitesse de la base productive et de la structure des exportations, le faible développement des marchés financiers, des systèmes fiscaux peu efficaces, une forte dépendance vis-à-vis de l'aide et la faiblesse des politiques et des institutions conduisant ainsi à des difficultés dans l'implémentation des politiques macroéconomiques soutenables et l'accroissement des chances que les rares ressources publiques soit détournées d'une utilisation non productive (Beddies et al, 2009).

La littérature sur la soutenabilité des finances publiques au Congo a fait l'objet ces trois dernières années de deux études. La première est orientée vers l'élaboration d'une règle budgétaire et la seconde sur l'approche inter-temporelle. La première étude réalisée par Ngakosso (2013) développe une règle du solde budgétaire. L'auteur considère cette règle

comme étant la meilleure règle de politique budgétaire, car elle est susceptible de garantir la soutenabilité des finances publiques au Congo. Mais, à condition que l'adoption d'une stratégie de développement des capacités de production supplémentaires et la diversification de l'économie congolaise, deviennent un impératif.

L'étude de [Bouloud \(2015\)](#) réalisée entre 1970 et 2012 sur la soutenabilité de la dette publique congolaise prend appui sur une méthode actuarielle. L'auteur utilise le ratio dette/PIB comme variable endogène et les exportations, les importations et le solde courant (tous les trois rapportés au PIB) comme variables exogènes. L'analyse économétrique révèle que la dette publique congolaise n'est pas soutenable sur la période de l'étude en dépit de la réduction au titre de l'initiative des pays pauvres très endettés en 2010. Pour la rendre soutenable, l'auteur préconise une diversification de l'économie.

A la suite de cette revue de la littérature, il apparaît que la soutenabilité de la dette d'un pays dépend des facteurs macroéconomiques, institutionnels, de l'importance des groupes de pression ou des lobbies. Dans le cas du Congo, l'approche par les règles, bien qu'elle soit présentée comme celles qui le mieux à même de garantir la soutenabilité des finances publiques dans le pays ([Ngakosso, 2013](#)), force est de constater que la règle budgétaire introduite par les autorités congolaises en 2013 n'est pas observée en raison de l'apurement non budgétisé d'arriérés intérieurs ([FMI, 2015](#)). Dans ces conditions, l'analyse de la soutenabilité des finances publiques qui convient à la situation du pays est celle qui repose sur la contrainte budgétaire inter-temporelle. L'analyse de [Bouloud \(2015\)](#) porte sur 1970-2012 et traite de la soutenabilité ou non de la dette. Une telle analyse est très rigide car elle ne permet pas d'introduire la notion de soutenabilité forte et de soutenabilité faible. De plus, l'élargissement de la période d'étude d'une dizaine d'années en raison de la disponibilité des données augmente le degré de liberté des différents tests et laisse la possibilité d'un changement des résultats. Aussi, les questions suivantes émergent – t – elles de notre réflexion : au regard de la contrainte budgétaire inter-temporelle, les

finances publiques congolaise sont-elles soutenables ? Si oui cette soutenabilité est-elle faible ou forte ?

Le choix de notre champ d'investigation, le Congo, est justifié à plus d'un titre. Le rapport du [FMI\(2015\)](#) relève une augmentation des dépenses publiques pour l'année en cours et les années à venir. Celles-ci portent sur:

- l'augmentation de la masse salariale imputable au recrutement de nouveaux fonctionnaires. Le budget prévoit que la masse salariale augmentera de 18 % en 2014 et d'environ 12 % par an au cours de la période 2015-17, ce qui s'explique par l'accord de l'État avec les syndicats pour relever les salaires de 50 % de 2013 à 2016, et par l'intention de recruter des agents qualifiés dans l'éducation et la santé.
- l'augmentation des dépenses d'investissement qui s'explique entre autres par : i) les efforts de l'État pour mettre en œuvre le PND (Plan national de développement) ; ii) les travaux de construction de logements en cours et de remise en état suite à l'explosion du dépôt de munitions en 2012; iii) le programme de municipalisation accélérée; et iv) la nécessité de construire les infrastructures et les installations pour les Jeux africains de 2015.

L'évolution des dépenses publiques de l'Etat pendant le boom pétrolier laisse entrevoir une politique pro cyclique. Seulement, la tendance de ces dépenses reste la même en dépit de la forte baisse des prix du pétrole. Le budget n'ayant pas un rôle contra cyclique sur l'activité économique, le risque de creusement du déficit primaire et de non soutenabilité des finances publiques sont de ce fait manifestes. L'objet de ce papier est de vérifier la soutenabilité des finances publiques congolaise sur la période allant de 1960 à 2014. Tout en soutenant l'idée d'une soutenabilité faible, le reste du papier est organisé ainsi qu'il suit : dans la première section, nous procédons à la modélisation de la soutenabilité des finances publiques et dans la

deuxième section nous présentons et interprétons les résultats.

### 1. Modélisation de la soutenabilité des finances publiques

Nous présentons en premier lieu le modèle théorique et en second lieu le modèle empirique.

#### 1.1. Modèle théorique

La contrainte budgétaire du gouvernement, pour une période donnée (l'année) peut s'écrire de la manière suivante :

$$\Delta B_t = G_t - R_t = DEF_t \quad (1)$$

Dans cette première relation  $B_t$  est la valeur marchande réelle de la dette du gouvernement,  $G_t$  représente les dépenses réelles du gouvernement incluant le paiement des intérêts,  $R_t$  représente les recettes fiscales et  $\Delta(1 - L)$  est l'opérateur de différence. Le déficit ( $DEF_t$ ) est la différence, sur une période, entre les dépenses et les recettes. Il est aussi égal à la variation de la dette publique. Mais, comme le relève [Bohn \(2005\)](#) le fait que la relation (1) soit exprimée en terme nominal, les variations de la dette réelle vont différer des valeurs réelles du déficit à cause de l'inflation.

De ce fait, il est indispensable, dans ce contexte, de définir une mesure invariante de la dette de manière à séparer le stock de celle-ci des flux des dépenses et des recettes. En notant  $i_t$  le taux d'intérêt réel et en considérant que  $i_t$  est stationnaire en niveau  $I(0)$  autour de la moyenne  $i$ , nous pouvons écrire à la suite de [Hakkio et Rush \(1991\)](#) que :

$$G_t = GE_t + i_t B_{t-1} \quad (2)$$

Dans cette seconde relation  $GE_t$  représente les dépenses réelles sans le paiement des intérêts et le terme  $i_t B_{t-1}$  représente les paiements des intérêts sur le niveau de la dette accumulée à la fin de la période précédente. Ainsi, nous pouvons écrire :

$$B_t = (1 + i)B_{t-1} + EXP_t - R_t \quad (3)$$

Dans la relation (3),  $EXP_t = GE_t + (i_t - i)B_{t-1}$  ou de façon alternative :

$$B_t = \left(\frac{1}{1+i}\right)(R_{t+j+1} - EXP_{t+j+1}) + \left(\frac{1}{1+i}\right)B_{t+1}$$

Comme le gouvernement travaille sous une contrainte de période en période, nous pouvons agréger intemporellement les différentes contraintes budgétaires pour chacune des périodes et obtenir la relation suivante :

$$B_t = \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+i}\right)^{j+1} (R_{t+j+1} - EXP_{t+j+1}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+i}\right)^{j+1} B_{t+j+1} \quad (4)$$

La représentation de la relation (4) en termes de différence première de  $B_t$  est la spécification standard qui est utilisée dans la littérature empirique pour tester la soutenabilité des déficits budgétaires ([Quintos, 1995](#)). Si nous considérons la différence première de la relation (4), la soutenabilité du déficit budgétaire est associée à la condition suivante :

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+i}\right)^{j+1} B_{t+j+1} = 0 \quad (5)$$

#### 1.2. Modèle empirique

Sur le plan empirique, il y a deux approches pour évaluer la soutenabilité de la dette publique. La première approche procède par une analyse uni-variée en ce sens qu'elle met l'accent sur l'étude des propriétés uni-variées de  $B_t$  ([Hamilton et Flavin \(1986\)](#)). La seconde approche prend appui sur les techniques de co-intégration pour évaluer si  $R_t$  et  $G_t$  sont co-intégrés en considérant que le vecteur co-intégré est connu et égal à (1, -1) ou en estimant la relation ([Quintos, 1995 ; Martin, 2000](#)).

Le développement de la littérature empirique a permis l'unification des deux approches notamment avec les travaux de [Thehan et Walsh \(1991\)](#). Ces auteurs ont posé le problème de la soutenabilité du déficit budgétaire à travers une relation entre le déficit primaire et la dette en s'appuyant sur les techniques de co-intégration. [Hakkio et Rush](#)

(1991) suggèrent que les recettes et les dépenses définissent une relation de co-intégration qui se présente comme suit :

$$G_t = w_0 + w_1 R_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Le paramètre à estimer dans la relation (6) est  $w_1$  qui varie entre 0 et 1. D'un point de vue économique cela correspond à la situation où le gouvernement réagit à une augmentation de la dette publique, mais cette correction n'est pas égale à la croissance des dépenses publiques. Dans ces conditions, la croissance du déficit budgétaire et la non stationnarité de la variation de la dette publique pourraient être observées.

Ces résultats ont fait l'objet d'un développement par Quintos (1995) qui relève une distinction entre deux degrés de la soutenabilité du déficit, à savoir: la soutenabilité forte et la soutenabilité faible. La soutenabilité est dite forte, lorsque les recettes et les dépenses sont co-intégrées avec un paramètre de co-intégration  $w_1 = 1$  (ajustement parfait des dépenses et des recettes) dans la relation (6). A contrario, il y a une faible soutenabilité, lorsque les recettes et les dépenses sont co-intégrées et  $w_1$  varie entre 0 et 1 (recettes et dépenses évoluent dans le même sens avec un ajustement partiel).

## 2. Estimation du modèle, présentation et interprétation des résultats

Dans cette section, il est présenté, dans un premier temps, l'estimation du modèle et la présentation des résultats. Dans un deuxième temps, les résultats obtenus feront l'objet d'une interprétation.

### 2.1. Estimation du modèle et présentation des résultats

Conformément à l'équation (6), deux variables sont retenues ici pour l'analyse. Il s'agit des recettes budgétaires et des dépenses gouvernementales. Ces deux variables sont extraites de la base de données de la Banque mondiale (WDI) sur la période allant de 1960 à 2014. Le choix de cette période est uniquement dicté par la disponibilité des données. La description de ces deux variables est présentée dans le tableau 1.

Ce tableau donne des statistiques descriptives des dépenses et recettes publiques pour une période de 1960 à 2014. Durant cette période, les recettes moyennes sont de 788 306 millions de FCFA alors que les dépenses moyennes sont de l'ordre de 700 315,3 millions de FCFA. Les deux séries exhibent une forte dispersion autour des valeurs moyennes (déviations standard très grandes). Cette faible concentration peut s'expliquer par le fait que la période retenue pour l'étude (1960-2014) est marquée par des phases d'expansion (boom pétrolier entre 2000 et 2012) et de récession (période de baisse des cours du pétrole entre 1993-1999).

La normalité de la distribution est analysée à travers la statistique de Jarque-Bera et sa probabilité associée. Cette probabilité correspond à la probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse nulle selon laquelle la distribution suit une loi normale. Leurs faibles valeurs dans le cas de cette étude conduisent au rejet de la normalité de distribution au seuil de 5%.

Toutefois, la taille de l'échantillon en étude, (55 observations) permet, au moyen de la loi des grands nombres, de soutenir que la distribution qui caractérise ces deux séries converge vers la loi normale ; ce qui permet de réaliser les inférences statistiques.

L'étude de la stationnarité des deux séries est réalisée au moyen des tests proposés par Dickey et Fuller (test ADF), Phillips et Perron (test PP) puis Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (test KPSS). Ce dernier test dont les hypothèses sont contraires à celles des deux premiers contribue à renforcer la pertinence des résultats. En effet, les tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmentés (ADF) et Phillips-Perron (PP) ont pour hypothèse nulle la non stationnarité de la série, en d'autres termes la présence d'une racine unitaire dans la série étudiée et pour hypothèse alternative la stationnarité alors que pour Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (test KPSS) le raisonnement est contraire. Le test KPSS offre un meilleur éclairage sur les résultats dans la mesure où il est le seul des trois qui renseigne sur le fait que les séries soient stationnaires, non stationnaires ou ni stationnaire ni non

stationnaire.

Les résultats des différents tests de stationnarité montrent que les deux variables sont stationnaires en première différence. On peut alors envisager l'étude de la co-intégration afin de vérifier s'il existe une relation d'équilibre entre les deux variables. On peut vérifier cela en utilisant soit le Test d'Engel et Granger (1987) ou celui de Johansen (1988, 1991).

Ainsi, pour cette étude, on va procéder par le test de co-intégration de Engel et Granger qui se fait en deux étapes: en premier lieu, on estime le modèle par la méthode Moindre Carrés Ordinaires (MCO); ce qui permet de prélever le résidu et en second lieu on teste la stationnarité du résidu par l'approche ADF. Si ces tests révèlent une stationnarité du résidu en niveau; on conclue à une relation d'équilibre de long terme entre les deux variables au cas contraire, il n'y a pas de relation du tout. L'exécution du test de Dickey et Fuller en niveau sans constante et sans trend a donné les résultats contenus dans le tableau 3.

Le test de stationnarité sur la série des résidus montre que celle-ci est stationnaire en niveau. Ce résultat suggère la co-intégration entre les recettes totales et les dépenses totales et donc l'existence d'une relation de long terme entre les deux variables. Par conséquent on peut prétendre estimer un Modèle à Correction d'Erreurs (MCE).

Le MCE retenu dans le cadre de ce papier est celui de Dickey Fuller, qui s'exécute en deux étapes. La première consiste à estimer par les MCO le modèle à long terme et ensuite récupérer le résidu pour l'estimer avec un retard d'une période. Ce modèle est qualifié de court terme. Les deux modèles sont présentés dans le tableau 4.

Le tableau 4 résume les résultats obtenus lors de l'estimation du modèle de court terme et du modèle à correction d'erreurs. La qualité globale des deux modèles est appréciée au moyen de la statistique du R-deux et celle de Ficher. L'adéquation du modèle aux données est de 98% à long terme et 34,5% à court terme. Ces résultats suggèrent qu'à long terme, les recettes permettent d'expliquer les dépenses alors qu'à court terme cette unique explication est insuffisante et il y a lieu de prendre en compte une variable comme la

dette. Nonobstant ce résultat, la statistique de Ficher est significative au seuil de 5% dans les deux modèles. Ce résultat suggère que les variables retenues contribuent conjointement à l'explication du phénomène étudié. Enfin, les résultats du LM test d'autocorrélation permettent de valider l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des résidus).

### 1.1. Interprétation des résultats

L'analyse économétrique montre que les finances publiques congolaises sont soutenables dans la mesure où une augmentation des recettes publiques de 1%, toute chose égale par ailleurs, se traduit par une augmentation des dépenses publiques de 0,8% à long terme et 0,38% à court terme. Les deux résultats sont significatifs au seuil de 5%. L'existence de la relation de co-intégration entre les recettes et les dépenses publiques permet de soutenir que les finances publiques congolaises sont soutenables ou encore que la politique budgétaire du Congo est soutenable. Par rapport à l'étude de Bouloud (2015), ce travail montre que l'analyse de la soutenabilité des finances publiques est fonction de la période d'étude. Dans le cas du Congo, la prise en compte ou non de la période de 1960 à 1969 a une influence importante dans les résultats dans la mesure où cette période n'est pas concernée par les recettes pétrolières. Entre 1970 et 2014, la situation des finances publiques est marquée par le cycle du coût du baril du pétrole qui détermine les recettes pétrolières.

Mais cette analyse ne serait complète sans la détermination de la nature faible ou forte de la soutenabilité des finances publiques. A cet égard, les résultats obtenus montrent que les coefficients associés à la variable « dépenses publiques » dans les deux modèles sont comprises entre 0 et 1 ; ce qui suggère que la soutenabilité des finances publiques du Congo est faible. Une façon plus formel de soutenir ce résultat est de procéder au test de restriction de Wald. Les résultats obtenus sont résumés dans le tableau 5.

Il ressort de ce tableau que la probabilité d'acceptation de l'hypothèse nulle ( $H_0: W_1 = 1$ ) est inférieure à 0,05 ; ce qui suggère que l'hypothèse alternative ( $H_0: W_1 \neq 1$ ) est retenue. Ainsi, l'hypothèse

d'une soutenabilité forte est rejetée dans le cas du Congo.

### CONCLUSION

En définitive, l'enseignement à tirer de ce travail est que la politique budgétaire du Congo est dans une trajectoire faiblement soutenable. La différence de coefficients de court terme et de long terme suggère que cette trajectoire est faiblement soutenable à long terme ( $W_1 = 0,80$ ) et très faiblement soutenable à court terme ( $W_1 = 0,38$ ). La reprise de l'endettement public après les épisodes de remise et d'annulation, fait peser par ses charges d'intérêts et les dates butoirs de paiement d'importantes un lourd fardeau sur le budget de l'État et constitue une hypothèque pour la consommation des générations futures.

Cette faible soutenabilité des finances publiques du pays vient essentiellement du fait que les engagements de dépenses publiques futures sont importants par rapport aux montants susceptibles d'être financés par les recettes futures. Pour préserver la soutenabilité des finances publiques du pays ou la rendre forte, il est indispensable de mener des actions dans deux directions comme le relevait déjà Ngakosso (2013). Dans la première, il s'agirait de renforcer et d'accélérer les réformes qui réorganisent les dépenses publiques - en particulier les composantes liées à la diversification de l'économie - et stimulent la croissance économique.

Dans la deuxième direction, il s'agirait d'élaborer et de mettre en œuvre une règle budgétaire bien conçue et ancrée dans la législation pour aider le pays à consolider les gains réalisés en matière d'assainissement budgétaire et assurer une dynamique d'endettement stable. Une règle appropriée, comme le relève Agénor (2015), devrait avoir deux composantes : un objectif de solde primaire structurel, qui corrigerait donc des variations cycliques et offrirait une marge de flexibilité, par le jeu des stabilisateurs automatiques ; et un objectif de ratio de la dette publique par rapport au PIB.

### BIBLIOGRAPHIE

- Agénor Pierre Richard (2015), « Règles budgétaires et soutenabilité des finances publiques », OCP Policy Center, Policy Paper, N °PP15/17.
- Alesina A. et G. Tabellini, (1990), « A Positive Theory of Fiscal Deficit and Government Debt », *Review of Economic Studies*, vol. 57.
- Alesina A. et R. Perotti, (1995): "The Political Economy of Budget Deficits", IMF Staff Papers, March.
- Blanchard, O. and Weil, P. (2001), "Dynamic efficiency, the riskless rate, and 24debt Ponzi games under uncertainty", *Advances in Macroeconomics*, Vol 1, Iss. 2, Article 3.
- Beddies, C, Domeland, D., Le Manchec, M.H. and Mooney, H. (2009) 'Debt Sustainability in Low-Income Countries: Recent Experience and Challenges Ahead', in C.A. Primo Braga and D. Domeland (eds) *Debt Relief and Beyond – Lessons Learned and Challenges Ahead*. Washington, DC: World Bank.
- Bohn H. (1995) : The sustainability of budget deficits in a stochastic economy, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, p. 257-271.
- Bouloud B. G. (2015), " La soutenabilité de la dette publique congolaise: une évaluation économique", *Revue Cedres Etudes*, n°59, pp. 11-25.
- Buiter W. H & K. M. Kletzer, (1992). "[Government Solvency, Ponzi Finance and the Redundancy and Usefulness of Public Debt](#)," [NBER Working Papers](#) 4076, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Calmfors L. et S. Wren-Lewis (2011), « What should fiscal councils do? », in *Economic Policy*, vol. 26, n°68.
- Catherine M. et H. Sterdyniak (2012), « Faut-il des règles de politique budgétaire ? », Document de travail de l'OFCE, N°2012- 07, 30p.
- Christ C. (1968), «A Simple Macroeconomic Model with a Government Budget Restraint », *Journal of Political Economy*.
- Domar Evsey D. [1944], « The "Burden of the Debt" and the National Income », *American Economic Review* 34, pp. 793-827.

- Drazen A., 2004 : "Fiscal Rules From A Political Economy Perspective," in G. Kopits (ed.), *Rules-Based Fiscal Policy in Emerging Markets*, New York: Palgrave Macmillan, 2004.
- Ellmers, B. and Hulova, D. (2013) 'The New Debt Vulnerabilities. 10 Reasons Why the Debt Crisis Is Not Over'. Brussels: Eurodad.
- Granger C.W.J. (1986), Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48:3, 213–228.
- Farina F. et R. Ricciuti (2006). « [L'évaluation des politiques budgétaires en Europe](#) », *Revue de l'OFCE*, 273-301.
- FMI (Fund Monétaire International), (2015). *Les Consultations de 2015 au titre de l'article iv; Communiqué de presse pour la république du Congo. Rapport du FMI* Juliet, 700 19th Street, N.W. Washington, D.C. 20431, No. 15/263.
- Hakkio C. S. and M. Rush, (1991), "Is the budget deficit "too large?"; *Economic Inquiry*, Vol. 29, Issue 3 July, pp. 429–445.
- Hamilton, J. D., and M. A. Flavin (1986), On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing, *American Economic Review* 76: 808-19.
- Harrod, R.F. (1948), *Towards adynamic economics*, Greenwood Press,
- Heijdra B.J. and Van Der Ploeg F. (2002). *Foundations of Modern Macroeconomics*. Oxford University Press, Oxford.
- IMF (International Monetary Fund) (2013) 'Fiscal Adjustment in an Uncertain World. World Economic and Financial Surveys'. *Fiscal Monitor*, April. Washington, DC: IMF.
- Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231-54.
- Johansen, S. (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica* 59: 1551-80.
- Mathieu C. & H. Sterdyniak, (2012). "[Faut-il des règles de politique budgétaire](#)," *Documents de Travail de l'OFCE* 2012-07, Observatoire Français des Conjonctures Economiques (OFCE).
- Mathieu C. & H. Sterdyniak, (2003). "[Reforming the Stability and Growth Pact: Breaking the Ice](#)," *Documents de Travail de l'OFCE* 2003-02, Observatoire Français des Conjonctures Economiques (OFCE).
- Martin, G.M. (2000). "U.S. Deficit Sustainability: A New Approach Based on Multiple Endogenous Breaks." *Journal of Applied Econometrics* 15: 83-105.
- Metzler, L. (1951), Wealth, saving and the rate of interest, *Journal of Political Economy*, N° 59, pp 93–116.
- Mwase N. & Yang Y. (2012), 'BRICs' Philosophies for Development Financing and Their Implications for LICs'. IMF Working Paper, 24 p.
- N'gakosso A. (2013), « Règle budgétaire et soutenabilité des finances publiques dans la CEMAC : le cas du Congo », *Revue d'Economie Appliquée*, vol.01 n°01, pp 97-116.
- O'Connell, S.A. and Zeldes, S.P. (1988). Rational Ponzi games. *International Economic Review*, vol 29(3), 431-450.
- Ott D.J. et Ott A.F. (1965), *Budget balance and equilibrium income*, *Journal of Finance*, n°20, p.71-77
- Patinkin, D. (1956), *Money, Interest and Prices*, New York: Harper and Row.
- Portes J. et S. Wren-Lewis, (2014), « Issues in the design of fiscal policy rules », Université d'Oxford, economics discussion paper, n° 704, mai.
- Quintos, Carmela E. (1995), Sustainability of the deficit process with structural shifts, *Journal of Business and Economic Statistics* 13: 409-17.
- Trehan, B., and C. E. Walsh (1991), Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits, *Journal of Money, Credit, and Banking* 23: 206-23.
- United Nations (2013) 'Report of the Independent Expert on the Effects of Foreign Debt and Other Related International Financial Obligations of States on the Full Enjoyment of All Human Rights, Particularly Economic, Social and Cultural Rights'. New York: UN.

Vaggi, G. and Prizzon, A. (2013) 'On the Sustainability of External Debt: Is Debt Relief Enough?' *Cambridge Journal of Economics*, December.

Wyplose C. (2011) : "Fiscal discipline: rules rather than institutions?", *NIER Review*, July.

Tableau 1 : description des variables

|                            | Dépenses publiques<br>(en millions de FCFA) | Recettes publiques<br>(en millions de FCFA) |
|----------------------------|---|---|
| Moyennes                   | 700 315,3                                   | 788 306,1                                   |
| Maximums                   | 2 115 173                                   | 2349678                                     |
| Minimums                   | 213 114,6                                   | 169 277,7                                   |
| Déviations standard        | 489 786,5                                   | 638 223,4                                   |
| Statistique de Jarque-Bera | 17,211                                      | 13,050                                      |
| Probabilités               | 0,000183                                    | 0,001466                                    |
| Observations               | 55  | 55  |

*Source* : l'auteur à partir des résultats obtenus sur Eviews

Tableau 2 : des tests de stationnarité

| Variables | Type de test | Conditions des tests         |                              |                         | Valeurs critiques à 5% | Statistique du test | Décision |
|-----------|--------------|------------------------------|------------------------------|-------------------------|------------------------|---------------------|----------|
|           |              | Sans constante et sans trend | Avec constante et sans trend | Avec constante et trend |                        |                     |          |
| LG        | ADF          | Oui                          | Oui                          | Oui                     | -1.947119              | -5.349867           | I(1)     |
|           | PP           | Oui                          | Oui                          | Oui                     | -1.947119              | -5.459330           | I(1)     |
|           | KPSS         |                              | Non                          | Oui                     | 0.146000               | 0.093468            | I(1)     |
| LR        | ADF          | Oui                          | Oui                          | Oui                     | -1.947119              | -5.989771           | I(1)     |
|           | PP           | Oui                          | Oui                          | Oui                     | -1.947119              | -6.010981           | I(1)     |
|           | KPSS         | -                            | Non                          | Oui                     | 0.146000               | 0.073220            | I(1)     |

*Source* : l'auteur à partir des résultats obtenus sur Eviews

Tableau 3 : Résultats du test ADF sur le résidu

| Hypothèse nulle : le résidu contient une racine unitaire |              | t-Statistic | Prob.* |
|--|--------------|-------------|--------|
| Statistique du test de Dickey-Fuller                     | Amélioré     | -7,020603   | 0,0000 |
| Valeurs critiques du test :                              | Seuil de 1%  | -2,609324   |        |
|  | Seuil de 5%  | -1,947119   |        |
|  | Seuil de 10% | -1,612867   |        |

*Source* : l'auteur à partir des résultats obtenus sur Eviews

Tableau 4 : Résultats du test ADF sur le résidu

| Modèle de long terme :<br>(logarithme des dépenses publiques) | Modèle de court terme : D<br>(logarithme des dépenses publiques) |
|---|--|
|---|--|

|   | Coefficients    | Probabilités | Coefficients | Probabilités |
|---|-----------------|--------------|--------------|--------------|
| Logarithme des recettes publiques                                       | 0,800           | 0,000        | -            | -            |
| D (logarithme des recettes publiques)                                   | -               | -            | 0,379        | 0,002        |
| Résidus (-1)  | -               | -            | -0,546       | 0,005        |
| Constante   | 5,392           | 0,000        | 0,024        | 0,160        |
| AR(1)   | 0,459           | 0,001        | 0,288        | 0,162        |
| R-deux ajusté   | 0,980           |              | 0,345        |              |
| F-statistique (hypothèse nulle de la nullité de tous les coefficients)  | 1317,529(0,000) |              | 9,960(0,000) |              |
| LM test (autocorrélation : hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation) | 0,056(0,945)    |              | 1,331(0,274) |              |
| Nombre d'observations   | 54,000          |              | 52,000       |              |

*Source : l'auteur à partir des résultats obtenus sur Eviews*

Tableau 5: Test de restriction des coefficients de Wald

| Hypothèse nulle : $W_1 = 1$ |          |              |
|-----------------------------|----------|--------------|
| Modèles                     | Chi-deux | Probabilités |
| Modèle de court terme       | 43,53663 | 0,0000       |
| Modèle de long terme        | 49,93919 | 0,0000       |

*Source : l'auteur à partir des résultats obtenus sur Eviews*