

OPTIMISATION DES FINANCES PUBLIQUES : FONDEMENT THÉORIQUE ET VÉRIFICATION DE L'HYPOTHÈSE DE LISSAGE FISCAL EN RÉPUBLIQUE DÉMOCRATIQUE DU CONGO DE 1970 A 2020

Par

Willy MWANA NKWARA

*Doctorant à la Faculté des Sciences économiques et de Gestion de l'Université de Kinshasa
et Membre du Laboratoire d'Ecologie Politique (LAECOPOL), R.D. Congo*

Peter MBAYA WA YUMBA MATO

*Apprenant au troisième cycle (DEA II) à l'Université de Kinshasa et Membre du Laboratoire
d'Ecologie Politique (LAECOPOL), RD. Congo*

Patrick MPIA WEETI

*Assistant et Doctorant à la Faculté des Sciences économiques et de Gestion de l'Université
de Kinshasa, Chercheur au Centre de Recherche en Sciences humaines (CRESH) et Membre du
Laboratoire d'Ecologie Politique (LAECOPOL), RD. Congo*

RÉSUMÉ

Le lissage fiscal est une théorie à la fois positive et normative de la gestion de la dette publique. Il s'agit d'une hypothèse que certains auteurs, en l'occurrence Robert Barro (1979), ont développée en observant la gestion des dépenses publiques de leur gouvernement. Selon cette hypothèse, lorsque le gouvernement anticipe une hausse des dépenses publique, il préfère réaliser un déficit public au lieu d'augmenter le taux d'imposition, pour éviter des distorsions économiques surtout en période électorale. Le présent article vise à tester cette hypothèse en RDC pour la période 1970-2020, en se servant du modèle vectoriel autorégressif. Ce qui a permis de vérifier le pouvoir prédictible de la variable taux d'imposition sur ses propres valeurs passées et de confirmer ainsi l'hypothèse de lissage fiscal en RDC. La relation entre le taux de croissance économique et le taux d'imposition restant statistiquement significative, la croissance économique permet d'améliorer le solde budgétaire dans notre pays.

Mots-clés : *Finances publiques, Racine unitaire, déficit budgétaire, lissage fiscal*

Classification JEL : H21 ; H69

ABSTRACT

Fiscal smoothing is both a positive and normative theory of public debt management. It is a hypothesis that some authors, in this case Robert Barro (1979), developed by observing their government's management of public spending. According to this hypothesis, when the government anticipates an increase in public spending, it

prefers to run a public deficit instead of increasing the tax rate, in order to avoid economic distortions, especially during election periods. This paper aims to test this hypothesis in the DRC for the period 1970-2020, using the vector autoregression model. This allowed us to verify the predictability of the tax rate variable on its own past values and thus to confirm the hypothesis of tax smoothing in the DRC. The relationship between the economic growth rate and the tax rate remains statistically significant, and economic growth improves the budget balance in our country.

Keywords: Public finance, unit root, budget deficit, fiscal smoothing

1. INTRODUCTION

Cet article vise à vérifier, en RD. Congo l'hypothèse de lissage fiscal telle que développée par Barro(1979), en empruntant l'approche de Kurniawan (2011). Dans leurs séminales contributions, Kydland et Prescott (1977), Barro (1979, 1980 et 1981) et Kurniawan (2011) soutiennent que le lissage fiscal est une théorie à la fois positive et normative de la gestion de la dette publique. Pour ces auteurs, l'hypothèse de lissage fiscal signifie que le gouvernement lisse le taux d'imposition sur toutes les périodes futures afin de minimiser le fardeau fiscal excédentaire pour un chemin donné des dépenses du gouvernement. Des modifications temporaires des dépenses et de la production publiques entraîneront des déséquilibres budgétaires (excédent ou déficit), mais il n'y aura pas de changement dans le taux d'imposition. Pour lisser le taux d'imposition, les niveaux de la dette publique sont autorisés à varier dans le temps.

Pour son fonctionnement, le Gouvernement adopte le budget qui est une prévision des recettes et dépenses publiques. Après avoir été promulgué par le Président de la République, ce budget revêt le caractère d'une loi appelée loi des finances. En règle générale, le budget est toujours en équilibre, c'est-à-dire les recettes égalent les dépenses. Cependant, étant donné qu'il s'agit d'une prévision, il arrive que les recettes publiques soient différentes des dépenses publiques dans la pratique. Lorsque les recettes publiques sont supérieures aux dépenses publiques, on parle de l'excédent budgétaire. Par contre, si les recettes publiques sont inférieures aux dépenses publiques, on parle alors de déficits publics (Bénassy-Quéré, A., Coeuré, B., Jacquet, P. et Pisani-Ferry, J. 2012).

Cependant, au cours de l'exécution du budget, le Gouvernement est capable de prévoir si le budget sera en équilibre ou non ; et dans le cas de déséquilibre, si le déséquilibre sera excédentaire ou déficitaire. Le déficit budgétaire anticipé, laisse au Gouvernement deux options : augmenter les impôts pour équilibrer le budget ou accepter de réaliser le déficit budgétaire. L'augmentation des impôts n'est pas une bonne option pour le Gouvernement à cause de la

distorsion que crée une hausse de l'impôt sur la consommation des ménages, l'allocation des ressources, particulièrement ses effets néfastes en période électorale pour le parti au pouvoir, (Barro, 1981). Compte tenu de ceux-ci, le Gouvernement opte pour la seconde option en cherchant à minimiser les effets néfastes dus à la hausse de l'impôt ; il préfère enregistrer le déficit budgétaire qui sera financé par l'endettement au lieu d'accroître l'impôt¹. En faisant cela, le Gouvernement cherche à lisser le taux d'imposition à travers le temps en partageant le fardeau de la hausse de l'impôt sur plusieurs générations. C'est l'hypothèse de lissage fiscal développé par Barro en 1979. Pour montrer que les dépenses publiques sont indépendantes du taux d'imposition.

La République Démocratique du Congo (RDC) a une très longue histoire de déficit budgétaire chronique avec un niveau de pression fiscale qui est l'une de plus faible du continent (Banque Mondiale, 2020). Cet article vise à vérifier si le déficit budgétaire permanent de la République Démocratique du Congo et le faible niveau de la pression fiscale peuvent être expliqué par l'hypothèse de lissage fiscale à la Barro. L'objectif visé est de contribuer à la revue de littérature empirique sur le lissage fiscal en République Démocratique du Congo.

2. REVUE DE LITTÉRATURE ET PERSPECTIVE DE RECHERCHE

Plusieurs études existent dans la littérature pour tenter de vérifier l'hypothèse de lissage fiscal en empruntant les différentes approches, mais les résultats sont relativement mitigés.

Gosh (1995)² développe un modèle de lissage fiscal inter temporel basé sur la politique budgétaire optimale où les dépenses permanentes sont financées par la hausse des impôts plutôt que de l'augmentation du déficit budgétaire. Partant des données des Etats-Unis d'Amérique (USA) de (1961-1988) et du Canada (1962-1968), il a réussi à vérifier l'hypothèse de lissage fiscal. Pour l'Auteur, les Gouvernements Américain et Canadien avaient appliqué le lissage fiscal pour transférer le fardeau des impôts sur les générations futures au lieu d'augmenter toute suite craignant ainsi de créer des distorsions économiques. Par contre, en utilisant la même méthodologie que Gosh, Olekalns (1997)³ n'a pas pu vérifier l'hypothèse de lissage fiscal pour le cas de

¹ Bénassy-Quéré, A., Coeuré, B., Jacquet, P. et Pisani-Ferry, J., *Politique économique*, 3^e édition, De Boeck, Bruxelles, 2012, pp. 589-592.

² Gosh : Intertemporal Tax-Smoothing and the Government Budget Surplus: Canada and the United States, *Journal of Money, Credit and Banking*, Ohio State University Press , November 1995.

³ Olekalns : Australian evidence on Tax-Smoothing and the optimal budget surplus, *economics record*, 1997.

l'Australie (de 1965 à 1995). Huang et Lin (1993)⁴ ont recouru au modèle log-linéaire sur les données des USA de 1929-1988 mais n'ont pas réussi à vérifier l'hypothèse de lissage fiscal.

Sahasakul (1986), par contre, a utilisé la méthode de la décomposition des dépenses publiques pour le cas des USA (1937-1982)⁵ en ce qui concerne les dépenses permanentes et les dépenses transitoires. Seules les dépenses permanentes sont concernées par la variabilité de l'impôt. En général, les dépenses publiques sont affectées par plusieurs variables, entre autres le niveau général des prix. On ne peut pas conclure de l'incidence de lissage fiscal sur le solde budgétaire. Pour le cas de la Suède, Johan Elder (2006)⁶ conclut que l'hypothèse de lissage fiscal ne peut pas être rejetée entre 1952 et 1999. Par contre, entre 1970 à 1996 l'hypothèse de lissage fiscal ne se vérifie pas. Cependant, l'auteur conclut que l'hypothèse de lissage fiscal explique à 60% la variabilité du solde budgétaire de la Suède entre 1950 et 1999. Hananiah Beatrice (2017)⁷ a trouvé que le taux d'imposition n'influence pas la dynamique des dépenses publiques et le Produit Intérieur Brut au Pakistan en 1976-2014. Ceci conduit à accepter l'hypothèse de lissage fiscal au cours de cette période.

Karakas et Turan (2020)⁸, par contre, ont vérifié l'hypothèse de lissage fiscal pour le cas de la Turquie et de l'Afrique du sud de 1980 à 2013 en utilisant la relation entre les excédents budgétaires et les dépenses publiques pour neutraliser les effets de test basés sur la marche aléatoire qui exige la décomposition de dépenses publiques entre la composante permanente et temporaire. Ils ont confirmé l'hypothèse de lissage fiscal pour les cas de la Turquie et de l'Afrique du sud entre 1980 et 2013.

Cover et Pasten (2011)⁹, quant à eux, ont développé un modèle basé sur les contraintes budgétaires inter temporel du Gouvernement qui intègre les revenus provenant des ressources naturelles particulièrement l'exportation du cuivre pour tester l'hypothèse de lissage fiscal sur les données de la Chili. Ils ont abouti à la conclusion selon laquelle entre 1972 et 2002 le Gouvernement Chilien pratiquait le lissage fiscal pour conduire la politique budgétaire.

⁴ Huang et Lin : deficits, Government expenditure, and tax smoothing in the United States : 1929-1998, *Journal of monetary economics*, 1993.

⁵ Sahasakul : The USA evidence on optimal taxation over tim. *Journal of Monetary economics*, 1986

⁶ Johan Elder : The Tax-Smoothing Hypothesis : Evidence from Sweeden,1952 -1999 ;*The Scandinavian Journal of Economics*, March 2009.

⁷ Hananiah Beatrice : Tax Smoothing hypothesis : a case of Pakistan, *departement of economics, central European University, Budapest, Hungary*, 2017.

⁸ Karakas et Turan : Tax Tilting and Tax Smoothing: Evidence from South Africa and Turkey , *Journal of Economic Cooperation and Development*, (2020)

⁹ Cover et Pasten : does Chilean Government smooth taxes ? A Tax-Smmothing model with revenue collection from a naturel ressource, *applied economics letters*, March 2011.

Des études plus récentes utilisent une approche différente pour tester l'hypothèse de lissage fiscal. Nous allons plutôt examiner, dans cet article, le comportement de marche aléatoire et la prévisibilité des taux d'impôts dans le cas de la République Démocratique du Congo.

3. CADRE D'ANALYSE THÉORIQUE SUR LE LISSAGE FISCAL

Dans le long terme, les perdurations de soutenabilité budgétaire impliquent que les dépenses publiques soient financées par l'impôt. En excluant l'imposition du capital initial pour des raisons de crédibilité, il est optimal pour le gouvernement d'imposer la production et le travail, le gouvernement étant libre de déterminer l'importance relative de ces deux éléments. Malgré tout, à court terme, la dette doit être émise ou remboursée pour que le gouvernement satisfasse sa contrainte de budget à chaque période. La question posée par Barro (1979) est celle de savoir si les chocs doivent-ils être amortis à court terme par la variation des impôts ou grâce à la dette? Pour répondre à cette question, nous allons emprunter l'approche développée par Chari et Kehoe (1999)¹⁰. Il y a évidemment des coûts administratifs à changer fréquemment l'imposition et il est optimal pour le gouvernement de les minimiser.

Supposons que ces coûts sont une fonction croissante (i.e. non linéaire) du niveau total des revenus fiscaux telle que $\phi(T_t) = \phi_1 T_t + \frac{1}{2} \phi_2 T_t^2$ avec $\phi'(T_t) \geq 0$ et que le gouvernement cherche à minimiser $\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \phi(T_{t+s})$, la valeur actualisée de ces coûts, par rapport à T_t et b_t , sous sa contrainte budgétaire $\Delta b_{t+1} = g_t - T_t + r_t^b b_t$, (01)

Où g_t représente les dépenses publiques considérées comme données, r_t^b le rendement de la dette publique considéré comme donné, b_t représente la dette publique, T_t niveau total des revenus fiscaux (total des impôts), $\phi'(T_t)$ les coûts sont fonction croissante du niveau total des revenus, ϕ coûts administratifs actualisés, β^s facteur d'actualisation

Ici, le gouvernement accorde plus de valeur à la dette à plus court terme qu'à long terme pour satisfaire la contrainte budgétaire à chaque période et minimiser des coûts administratifs.

Résolution du problème du gouvernement

$$\text{Min} \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \phi(T_{t+s}) = \phi_1 T_t + \frac{1}{2} \phi_2 T_t^2 \quad \text{avec } \phi'(T_t) \geq 0 \quad (02)$$

$$\text{SC} : \Delta b_{t+1} = g_t - T_t + r_t^b b_t, \quad \text{avec } 0 < \beta < 1$$

¹⁰ Chari, V. V., and P. J. Kehoe. 1999. Optimal fiscal and monetary policy. In Handbook of Macroeconomics (ed. J. B. Taylor and M. Woodford), volume 1C, pp. 1671-745. Amsterdam: Elsevier.

Une hausse des revenus fiscaux augmente les coûts administratifs courants

$\phi = \phi(T_t)$, ce qui implique $\phi'(T_t) \geq 0$, mais à un taux décroissant $\phi'(T_t) \leq 0$. La dette doit être émise ou remboursée à court terme plutôt qu'à long terme, car elle est actualisée par $0 < \beta < 1$ de manière équivalente, escomptée au taux $\theta > 0$, avec $\beta = \frac{1}{1+\theta}$

L'objectif du gouvernement est de choisir le montant (niveau) de la dette ou des impôts afin d'amortir les chocs à court terme sous la contrainte de ressources de l'économie. Le gouvernement cherche à minimiser $\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \phi(T_{t+s})$, la valeur actualisée de ces coûts, par rapport à T_t et b_t , sous sa contrainte budgétaire.

La contrainte budgétaire du gouvernement: $\Delta b_{t+1} = g_t - T_t + r_t^b b_t$

Le lagrangien du problème

$$L_t(T_{t+s}, b_{t+s}, \mu_{t+s}) = \sum_{s=0}^{\infty} \left\{ \beta^s \left[\phi_1 T_{t+s} + \frac{1}{2} \phi_2 T_{t+s}^2 \right] + \mu_{t+s} [g_{t+s} - T_{t+s} - b_{t+s+1} + (1 + r_t^b) b_{t+s}] \right\}$$

Les conditions du premier ordre sont :

$$\frac{\delta L_t}{\delta T_{t+s}} = \beta^s [\phi_1 + \phi_2 T_{t+s}] - \mu_{t+s} = 0 \quad (03)$$

$$\frac{\delta L_t}{\delta b_{t+s}} = \mu_{t+s} (1 + r_t^b) - \mu_{t+s-1} = 0 \quad (04)$$

Donc :

$$T_{t+1} = \frac{[1 - (1 + r_t^b)\beta]\phi_1}{(1 + r_t^b)\beta\phi_2} + \frac{1}{(1 + r_t^b)\beta} T_t \quad (05)$$

Si le taux d'actualisation du gouvernement est le taux de préférence pour le présent des ménages, alors $\beta = \frac{1}{(1+\theta)}$, et si le gouvernement choisit $r_t^b = \theta$, alors $\beta(1 + r_t^b) = 1$. Et l'équation (09) devient : $T_{t+1} = T_t$. En d'autres termes, il est optimal de conserver T_t constant et d'utiliser la dette pour absorption. Cette analyse suppose un monde déterministe. Supposons à l'inverse que les dépenses publiques sont représentées par une variable aléatoire et que le gouvernement cherche à minimiser $E_t[\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \phi(T_{t+s})]$

On peut montrer que la règle d'optimisation optimale est alors $T_t = T_{t+s}$

Cela implique qu'il faut fixer les impôts aujourd'hui de telle sorte qu'on anticipe qu'ils demeurent constants dans le futur. Si les anticipations sont rationnelles, nous pouvons définir l'innovation pour les impôts par :

$$T_{t+1} = E_t T_{t+1} + \varepsilon_{t+1} = 0 \quad \text{et} \quad E_t \varepsilon_{t+1} = 0 \quad (06)$$

Les revenus fiscaux optimaux doivent donc suivre une marche aléatoire
 $\Delta T_{t+1} = \varepsilon_{t+1}$

Nous examinons maintenant les conséquences concernant la dette.

La CBG, l'équation (01) peut s'écrire : $\Delta b_{t+1} = g_t - T_t + r_t^b b_t$

Si $T_t = E_t T_{t+1}$, alors $E_t T_{t+s} = T_t$ et la dette est déterminée par :

$b_t = \frac{T_t}{\theta} - E_t \sum_{s=0}^{\infty} \left[\frac{g_{t+s}}{(1+\theta)^{s+1}} \right]$. Accroissement temporaire des dépenses publiques. Supposons que g_t est soumis à un choc temporaire et imprévisible à chaque période tel que : $g_t = g + \varepsilon_t$ et $E_t \varepsilon_{t+1} = 0$

Alors

$$b_t = \frac{T_t}{\theta} - E_t \sum_{s=0}^{\infty} \left[\frac{g_{t+s}}{(1+\theta)^{s+1}} \right] \rightarrow b_t = \frac{T_t}{\theta} - \frac{g}{\theta} - \frac{\varepsilon_t}{(1+\theta)}$$

Comme b_t est donné, on a en période t, $T_t = g + \theta b_t + \frac{\theta}{1+\theta} \varepsilon_t$, T_t doit donc s'accroître de $\frac{\theta}{(1+\theta)} \varepsilon_t$ pour que la CBG soit satisfaite. En remarquant que $E_t \varepsilon_{t+1} = 0$ et $E_t T_{t+1} = T_t$, il s'ensuit en période t + 1 que $b_{t+1} = \frac{T_{t+1}}{\theta} - \frac{g}{\theta} - \frac{\varepsilon_{t+1}}{(1+\theta)}$ et ainsi $E_t b_{t+1} = \frac{E_t T_{t+1}}{\theta} - \frac{g}{\theta}$. Ce qui implique qu'il ya une augmentation de la dette. Dans les périodes suivantes,

$$E_t b_{t+n} = b_t + \frac{\varepsilon_t}{(1+\theta)} \quad \text{Pour } n > 0 \quad (07)$$

Par conséquent, il est optimal d'accroître de façon permanente la dette $\frac{\varepsilon_t}{(1+\theta)}$. Les chocs futurs E_{t+1}, E_{t+2}, \dots affecteront à nouveau la dette future. Mais, comme la moyenne des chocs est nulle, ceux-ci vont en moyenne se compenser les uns les autres, et la dette moyenne sera constante au niveau initial b_t .

Pour résumer, nous avons montré que bien que l'objectif soit de lisser l'impôt de telle sorte que $T_t = E_t T_{t+1}$, cela ne signifie pas que T_t n'est pas affecté par le choc ε_t , une proportion $\frac{\theta}{(1+\theta)}$, est absorbée par la dette. Comme θ est petit, la dette absorbe la plus grande partie du choc.

La réponse de la dette et des impôts a un choc temporaire accroissement de manière pérennante les dépenses publiques. Nous supposons que les dépenses publiques s'accroissent d'un montant Δg en période t et que l'on anticipe que cet accroissement sera définitif. Supposons qu'en période t-1, $b_{t-1} = \frac{T_{t-1}}{\theta} - \frac{g}{\theta}$. En période t, quand l'accroissement permanent des dépenses a lieu.

$b_t = \frac{T_t - (g + \Delta g)}{(1+\theta)} + \frac{1}{(1+\theta)} E_t b_{t+1}$. En raison du lissage de l'impôt, $T_t = E_t T_{t+1}$ et donc $E_t b_{t+1} = \frac{E_t T_{t+1}}{\theta} - \frac{(g + \Delta g)}{\theta} \rightarrow b_t = \frac{T_t}{\theta} - \frac{(g + \Delta g)}{\theta}$.

Ainsi, la CBG à la date t peut être écrite comme suit : $b_t = \frac{T_t}{\theta} - \frac{(g+\Delta g)}{\theta}$

Il s'ensuit que $T_t = T_{t-1} + \Delta g \rightarrow E_t T_{t+n}$, $n \geq 0$. Par conséquent, un accroissement permanent de Δg induit la hausse de T_t et $E_t T_{t+n}$ du montant Δg , mais b_t et $E_t b_{t+n}$ sont inchangés. Cela montre qu'il est optimal d'absorber complètement par l'impôt un choc permanent sur les dépenses publiques.

Si nous réinterprétons ce résultat en l'adaptant au cycle des affaires en supposant que les chocs budgétaires sont corrélés, alors nous renforçons les conclusions précédentes sur la conduite de la politique budgétaire. On peut déduire de ce résultat que sur l'ensemble d'un cycle les surplus et déficits fiscaux doivent être financés presque exclusivement par l'endettement. Le niveau moyen de dette, d'un cycle à l'autre, doit donc être approximativement constant. Cela nécessite que les augmentations de dette durant les récessions, lorsqu'un déficit public apparaît, doivent être remboursées durant les phases d'expansion, lorsque l'objectif doit être de dégager des excédents budgétaires. Par conséquent, les gouvernements qui observent un excédent budgétaire ne doivent pas immédiatement accroître les dépenses publiques ou baisser les impôts¹¹. A contrario, un accroissement permanent des dépenses publiques que l'on s'attend à voir se prolonger sur plus d'un cycle des affaires, doit être financé par l'impôt. Cela implique que les dépenses permanentes, les dépenses de santé ou l'éducation, par exemple, doivent être financées par l'impôt, alors que les dépenses temporaires, comme les allocations chômage, doivent être financées par la dette.

Cette prescription pour des finances publiques saines a été interprétée par le gouvernement britannique comme l'utilisation de l'endettement sur l'ensemble du cycle des affaires de telle sorte qu'il revienne à son niveau initial à la fin du cycle¹². Ce n'est cependant pas ce que stipule la règle, c'est uniquement si les dépenses temporaires sont associées au cycle, et la plupart le sont, qu'une telle interprétation est correcte. Les dépenses exceptionnelles dues, par exemple, à une catastrophe naturelle, ne sont pas associées au cycle des affaires, mais peuvent être financées par l'endettement dans la mesure où elles représentent des éléments aléatoires de moyenne nulle (Wickens, M. 2010).

¹¹ Wickens, M., *Analyse macroéconomique approfondie : Une approche par l'équilibre général dynamique*, De Boeck, Bruxelles, 2010, pp. 142-145.

¹² Olivier B., *Macroéconomie*, Person, France, 2017, pp. 540-545.

4. MÉTHODOLOGIE

4.1. Source de données

Les données que nous utilisons dans notre étude proviennent principalement des différents rapports annuels de la Banque Centrale du Congo et la Banque Mondiale de la période allant de 1970 à 2020.

4.2. Type d'étude

Cette étude teste l'hypothèse en vérifiant le comportement des séries chronologiques du taux d'imposition, si le taux d'imposition suit une marche aléatoire et si des changements dans le taux d'imposition peuvent être prédits, et l'évolution du solde budgétaire en pourcentage du PIB de 1970 à 2020.

4.3. Variables

Les variables utilisées sont :

1. Variable dépendante

- Les recettes fiscales en pourcentage du PIB (TAUXREC) ;

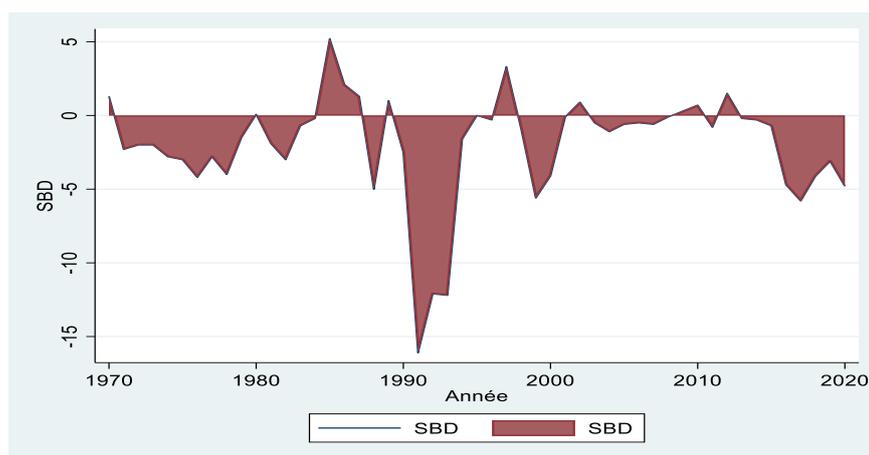
2. Variables indépendantes

- Les dépenses publiques en pourcentage du PIB (TAUXDEP) ;
- Taux de croissance économique (TXC)

4.4. Evolution des finances publiques en RDC de 1970 à 2020

L'évolution du solde budgétaire du Gouvernement est essentiellement déficitaire. Le graphique ci-après décrit l'évolution du solde budgétaire (SDB) en pourcentage du PIB de 1970 à 2020.

Graphique 1 : Évolution du solde budgétaire en pourcentage du PIB de 1970 à 2020



Source : Auteurs à partir des rapports annuels de la Banque centrale du Congo

Comme montre le graphique 1 ci-dessus, le solde budgétaire en pourcentage du PIB est essentiellement déficitaire.

Au cours de la décennie 70 caractérisée par le choc pétrolier, en moyenne le solde budgétaire en pourcentage du PIB a été de -2.5%. Aucune année de la décennie 70, le solde budgétaire a été excédentaire. Pour absorber le choc négatif des années 70, les institutions de Breton Wood à travers la Banque mondiale et le FMI vont proposer le programme d'ajustement structurel. Ce programme a permis d'atténuer le choc négatif sur les finances publiques en améliorant significativement le solde budgétaire. Par rapport aux années 70, en moyenne, le solde budgétaire en pourcentage du PIB a été de -0.3%, le budget de l'Etat a connu de solde positif au cours des 5 années (1980, 1985, 1986, 1987 et 1989). La décennie 90 a été caractérisée par le bouleversement politique lié au processus de démocratisation, des pillages, guerres civiles, etc. l'économie congolaise a été en dépression au cours de cette décennie. Cette situation a eu des effets négatifs sur les finances publiques. En effet, la moyenne du solde budgétaire en pourcentage du PIB a été de -4.7%. La décennie 2000 sera caractérisée par le dialogue et accord politique de Sun city qui a mis fin à la guerre et engagé l'économie vers le sentier de croissance. Cela a permis l'amélioration des finances publiques comme en témoigne la moyenne du solde budgétaire en pourcentage du PIB qui a été de -0.6%. La décennie 2010 et caractérisée par la consolidation des acquis économiques de la décennie passée. Le solde budgétaire en pourcentage du PIB a été en moyenne de -1.69. Cette situation s'explique vraisemblablement par la crise économique de 2009 amplifiée par la baisse des cours des matières premières entre 2015 et 2016.

4.5. Test de la normalité

Le test de Jarque et Bera qui est un test d'hypothèse cherchant à déterminer si les données suivent une loi normale nous permet de 'est pas rejeter l'hypothèse nulle de la normalité des résidus, car la probabilité y associée (soit 0,3386) est supérieure à la probabilité critique de 5%.

4.6. Statistiques descriptives

Elles nous ont permis de mettre en évidence les caractéristiques de tendance centrale (moyenne arithmétique, médiane et mode) et les caractéristiques de dispersion (écart-type, coefficient de variation et quantiles) des variables retenues dans notre étude.

Table 1 : Statistiques descriptives des variables

Statistiques	TAUXREC	TAUXDEP	TXC
Moyenne	9.5	11.55	1.150
Max	16.9	21.2	9.7
Min	2.7	4.3	-13.5
Ecart type	3.35	3.92	5.43

Source : Elaboré par nous-mêmes.

L'importance de l'écart-type confirmée par celle des valeurs maximum et minimum exprime la forte dispersion en termes de taux de recettes fiscales, de taux des dépenses publiques et de taux de croissance économique. Une remarque générale, qui ressort de l'analyse des statistiques descriptives des recettes fiscales, des dépenses publiques et du taux de croissance économique, est que ces variables sont trop dispersées. En moyenne, le taux de croissance des dépenses publiques est supérieur à celui des recettes publiques ; ce qui justifie, durant la période sous étude, le déficit budgétaire. Ce déficit a été financé par la dette qui a entraîné, en moyenne, un taux de croissance économique positif.

4.7. Stationnarité

Les tests de stationnarité de Dickfuller Augmenté (ADF) et de Philip Perón sur la racine unitaire de la variable TAUXC (taux d'imposition) se présentent dans le tableau suivant :

Tableau 2 : Test de racine unitaire sur le taux d'imposition

Test de racine unitaire	Intercepte		Intercepte et trend	
	T-stat.	P-value	T-stat.	P-value
ADF	-2.396	0.148	-2.934	0.161
PP	-2.316	0.17	-2.84	0.19

Source : Elaboré par nous-mêmes.

Au seuil de 5 pourcent, toutes les variables sont statistiquement non significatives. Par conséquent, l'hypothèse nulle sur la racine unitaire ne peut pas être rejetée. Nous pouvons conclure que le taux d'imposition est une marche aléatoire sans mémoire. Par conséquent, le taux d'imposition passée ne peut pas être utilisé pour prévoir le taux actuel. Ce résultat confirme l'hypothèse de lissage fiscal en RDC.

4.8. Modèle de l'étude

Pour vérifier l'hypothèse de lissage fiscal en République Démocratique du Congo, nous avons adopté l'approche utilisée par Kurniawan (2011)¹³. L'hypothèse à tester est que le taux d'imposition (le rapport entre les recettes fiscales sur le PIB) est constant à travers le temps. Les techniques suivantes seront utilisées :

4.8.1. Technique de marche aléatoire

Nous allons montrer qu'une série qui suit une marche aléatoire de bruit blanc est sans mémoire.

¹³ Kurniawan, R. Tax Smoothing : Tests on the Indonesian data. International Journal of Economics and Finance Studies, 2011, pp. 187- 97.

Soit : τ_t le taux d'imposition mathématiquement d'après Barro on peut écrire :

$$E\left(\frac{\tau_{t+i}}{I_t}\right) = \tau_t \quad (13)$$

Avec : τ_{t+i} : le taux d'imposition à la période t+i, τ_t : le taux d'imposition actuelle, I_t : le niveau d'information disponible actuellement.

La relation 1 montre que le taux d'imposition espérée, par rapport à l'information fiscale disponible, par le Gouvernement ne change pas. Kurniawan démontre que la relation (7) est une marche aléatoire sans mémoire qu'on peut tester à l'aide du test de racine unitaire. Le processus stationnaire le plus simple est un processus ayant des variables aléatoires, X_t indépendantes et normalement distribuées (i.n.d.) de moyenne μ et de variance δ_x^2 . La manière la plus simple de modéliser une variable à tendance stochastique est d'utiliser un modèle de marche aléatoire. On dit qu'une série temporelle suit une marche aléatoire si la variation de Y est i.i.d.

Donc : $x_t \sim IN(\mu, \delta_x^2)$. Les x_t suivent des lois normales indépendantes, identique d'espérance nulle et de variance δ_x^2 . Un tel processus est connu sous le nom de processus « bruit blanc » et représenté par l'expression ci-après :

$$x_t = \theta_0 + \varepsilon_t \quad (01), \text{ Marche aléatoire avec constante}$$

$$x_t = \varepsilon_t, \quad (02), \text{ marche aléatoire sans constante}$$

Où : $\varepsilon_t \sim IN(\mu, \delta_x^2)$, le choc aléatoire ; θ_0 , le terme constant

Le processus aléatoire $\{X_t; t \in T\}$ est un **bruit blanc** si l'Espérance est constante à toute période, la variance est constante dans le temps et la covariance de dates différentes sont toutes nulles.

4.8.2. Caractéristiques

La moyenne, la variance et la covariance sont les caractéristiques analysées pour ce processus.

Moyenne	Variance
$E(x_t) = E(\varepsilon_t)$ $E(x_t) = \mu = 0 \rightarrow E(\varepsilon_t) = 0$	$var(x_t) = E(x_t - \mu)^2$ $= E[(\varepsilon_t - \mu)]^2 \rightarrow E(\varepsilon_t) = \mu = 0$ $= E[\varepsilon_t]^2 = \delta_\varepsilon^2 \rightarrow \text{Donc : } \delta_t^2 = \delta_\varepsilon^2$
Covariance	
$Cov[X_t X_s] = \gamma_x(\theta) = 0,$ $Cov[X_t X_s] = E\{[X_t - E(X_t)][X_s - E(X_s)]\}, \text{ or } E(X_t) = 0 \text{ et } \text{ or } E(X_s) = 0$ $Cov[X_t X_s] = E(X_t X_s) = E(X_t)E(X_s) = 0, \quad \forall t \in T, \forall s \in T \text{ et } \theta = s - t$	

Comme nous avons écrit précédemment, la manière la plus simple de modéliser une variable à tendance stochastique est d'utiliser un modèle de marche aléatoire. On dit qu'une série temporelle suit une marche aléatoire si la variation de X est i.i.d.¹⁴. Le processus Bruit Blanc est aussi appelé processus i.i.d. (processus discret formé de variables mutuellement indépendantes et identiquement distribuées).

Si $E(X_t) = 0$, le bruit blanc est centré. Si la loi de probabilité de X_t est normale alors le bruit blanc est dit bruit blanc gaussien et noté n.i.d. (normalement et identiquement distribuée). Un processus i.i.d. ou n.i.d. est nécessairement stationnaire mais les processus stationnaires ne sont pas i.i.d. ou n.i.d., dans ce dernier cas le processus stationnaire est dit à mémoire, c'est-à-dire qu'il existe une loi de reproduction interne au processus qui est donc modélisable¹⁵.

De ce qui précède, on constate qu'un processus bruit blanc (White noise processus) se caractérise par le fait que l'observation courante d'une série chronologique ne dépend pas des observations antérieures et n'influencent pas non plus les réalisations futures. Pour cette raison purement aléatoires sont indépendantes, leurs coefficients d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle sont égaux¹⁶. Pour tout $k > 0$

4.8.3. Modèle autorégressif

Le modèle autorégressif permet de montrer que la variation de taux d'imposition ne peut pas être prédite par ses valeurs passées, les coefficients des variables associées aux valeurs passées de la série doivent être statistiquement non significatifs. Ainsi, nous allons estimer la fonction autorégressive suivante :

$$DTAUXREC_t = a_0 + a_1DTAUXREC_{t-1} + a_2DTAUXREC_{t-2} + a_3DTAUXREC_{t-3} + a_4DTAUXREC_{t-4} + \epsilon_t$$

4.8.4. Le modèle VAR

Pour mesurer le pouvoir prédictif des autres variables sur le taux d'imposition, nous allons estimer le modèle VAR suivant :

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \epsilon_t (\dots) \quad (14)$$

Où : $Y_t = [DTAUXC, DTAUXP, DTXC]$, est un vecteur des variables endogènes :

$\phi_i = [i = 1, 2, \dots, P]$, sont les K-dimension des coefficients de la matrice quadratique ; ϵ_t : , sont les K-dimension de la matrice des résidus

¹⁴ James St., et Mark W., *Principe d'économétrie*, Pearson France, 2012, p.389.

¹⁵ Jack J., John D., *Méthodes Econométriques*, Economica, 1999, p.18.

¹⁶ Bosonga B., *Manuel d'économétrie*, Téra-byte, Presse Universitaire de Kinshasa (P.U.K), 2019, pp. 227-228.

5. ANALYSE DES RÉSULTATS

Le tableau ci-dessous présente les résultats de l'estimation du modèle autorégressif sur la variable taux d'imposition pour vérifier si la variation actuelle du taux d'imposition peut être influencée par ses propres valeurs passées.

$$DTAUXREC_t = a_0 + a_1TAUXREC_{t-1} + a_2TAUXREC_{t-2} + a_3TAUXREC_{t-3} + a_4TAUXREC_{t-4} + \epsilon_t \quad (15)$$

5.1. Résultat de l'estimation

Tableau 3 : Résultat de l'estimation

	Coefficient	Ecart type	T-statistique	P-value	Décision
a_0	1.53059	0.959331	1.595	0.1181	Non significatif
a_1	-0.0923852	0.133640	-0.6913	0.4932	Non significatif
a_2	-0.253982	0.156273	-1.625	0.1116	Non significatif
a_3	0.0969326	0.173444	0.5589	0.5792	Non significatif
a_4	0.0964785	0.126702	0.7615	0.4506	Non significatif
R^2 ajusté = 0.058 ; F=2.53 DW=2.00					

Source : Elaboré par nous-mêmes.

Le tableau 3 montre le résultat de l'auto régression de la variable taux d'imposition pour vérifier si le taux d'imposition peut être influencé par ses valeurs passées. Le critère d'information d'Akaike (Akaike Information Criteria) montre que le retard optimal est de 1. Par conséquent, le modèle autorégressif d'ordre 1 serait le meilleur modèle pour mesurer la capacité de taux d'imposition passé à prévoir le taux actuel. Le tableau 3 reporte le résultat du modèle jusqu'au 4^e retard, ce résultat montre qu'aucune variable n'est statistiquement significative au seuil de 5%. Par conséquent, l'hypothèse nulle sur la non significativité des coefficients ne peut pas être rejetée. Sur ce, nous pouvons conclure que la valeur passée de taux d'imposition n'influence pas le taux actuel.

Pour déterminer le pouvoir prédictible des autres variables (le ratio des dépenses publiques sur le PIB, et le taux de croissance économique) sur le taux d'imposition, Kurniawan (2011) propose d'utiliser le modèle VAR. Pour se faire, nous devons tester la stationnarité des variables du modèle.

5.2. Le test de stationnarité ADF

Tableau 4 : Le test de stationnarité ADF sur les variables : TAUXREC, TAUXDEP et TXC

Test de racine unitaire	Intercepte		Intercepte et trend	
	T-stat.	P-value	T-stat.	P-value
TAUXREC	-2.396	0.148	-2.934	0.161
TAUXDEP	-2.75	0.0715	-3.026	0.135
TXC	-2.741	0.0673	-3.47	0.053

Source : Elaboré par nous-mêmes.

Le tableau 4 montre qu'aucune variable n'est stationnaire au seuil de 5%. Nous recourons à la méthode de différenciation pour rendre les variables stationnaires. Le tableau 4 indique le niveau de décalage optimal pour la différence première des variables.

5.2.1. Ordre d'intégration des variables en différence première

Tableau 5 : Ordre d'intégration des variables en différence première

Variable	Ordre d'intégration de Critère (AIC)
DTAUXREC	0
DTAUXDP	1
DTXC	2

Source : Elaboré par nous-mêmes.

C'est l'ordre d'intégration des variables en différence première.

5.2.2. Test de stationnarité des variables en différence première

Tableau 6 : Test de stationnarité des variables en différence première

Variable	Statistique	P-value
DTAUXREC	-6.874	0.000
DTAUXDP	-5.814	0.000
DTXC	-4.110	0.006

Source : Elaboré par nous-mêmes.

Le tableau 6 montre que toutes les variables sont stationnaires en différence première, nous pouvons les utiliser pour estimer le modèle VAR. Pour s'y faire, nous devons déterminer l'ordre de décalage optimal du modèle VAR en nous appuyant sur le critère AIC au seuil de 5%.

5.2.3. L'ordre de décalage optimal du modèle VAR

Tableau 7 : l'ordre de décalage optimal du modèle VAR

. varsoc DTAUXREC DTAUXDEP DTXC

Selection-order criteria

Sample: 1975 - 2020

Number of obs = 46

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-345.153				752.55	15.1371	15.1818*	15.2563*
1	-339.266	11.773	9	0.226	862.766	15.2725	15.4512	15.7495
2	-328.077	22.379	9	0.008	789.007	15.1773	15.49	16.0121
3	-316.274	23.605*	9	0.005	708.344*	15.0554*	15.5022	16.248
4	-308.394	15.761	9	0.072	763.491	15.1041	15.6849	16.6545

Endogenous: DTAUXREC DTAUXDEP DTXC

Exogenous: _cons

Ce tableau montre que l'ordre de décalage optimal du modèle VAR est de 3.

5.2.4. Estimation du modèle VAR

Le modèle VAR peut s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned} DTAUXREC_t &= a_{11} + a_{12}DTAUXREC_{t-1} + a_{13}DTAUXREC_{t-2} + a_{14}DTAUXREC_{t-3} + \varepsilon_1 \\ DTAUXDP_t &= a_{21} + a_{22}DTAUXDP_{t-1} + a_{23}DTAUXDP_{t-2} + a_{24}DTAUXREC_{t-3} + \varepsilon_2 \\ DTXC_t &= a_{31} + a_{32}DTXC_{t-1} + a_{33}DTXC_{t-2} + a_{34}DTXC_{t-3} + \varepsilon_3 \end{aligned}$$

Tableau 8 : Le résultat du Modèle VAR

Variables	DTAUXREC		
	Lag1	Lag2	Lag3
DTAUXREC	-0.950561 (0.130528) [-0.73]	-0.5035711 (0.1289514) [-3.91]	-0.1373889 (0.1307521) [-1.05]
DTAUXDEP	-0.0508154 (0.0855875) [-0.59]	-0.0051097 (0.0943852) [-0.05]	-0.1764508 (0.0924528) [-1.91]
DTXCR	0.223958 (0.0769507) [2.91]	0.0530885 (0.0764756) [0.69]	0.2076076 (0.0723044) [2.87]
R-squared	0.426911	0.195212	0.284067
Adj. R-squared	0.287511	-0.000547	0.109922
Sum sq. resids	132.4204	395.9971	514.9886
S.E. equation	1.891806	3.271487	3.730765
F-statistic	3.062487	0.997207	1.631205
Log likelihood	-91.03221	-116.7747	-122.9490
Akaike AIC	4.299243	5.394668	5.657406
Schwarz SC	4.692891	5.788317	6.051055
Mean dependent	0.082979	0.142553	-0.134043
S.D. dependent	2.241235	3.270593	3.954429
Determinant resid covariance (dof adj.)		441.0593	
Determinant resid covariance		215.1833	
Log likelihood		-326.3004	
Akaike information criterion		15.16172	
Schwarz criterion		16.34266	

Le modèle VAR permet de tester si la variation du taux d'imposition peut être prédite par ses propres valeurs passées, mais aussi par les valeurs passées du taux de dépenses publiques et de la croissance économique. Le résultat montre que le 1^e retard du taux d'imposition n'affecte pas son niveau actuel. En ce qui concerne le pouvoir prédictible des valeurs passées du taux de dépenses publiques sur le taux d'imposition, le résultat montre que ses valeurs passées n'affectent pas le taux d'imposition actuelle. Les dépenses publiques sont indépendantes du taux d'imposition et vice versa. Ceci est confirmé aussi par le test de causalité au sens de granger. Cependant, la relation entre le taux de croissance économique et le taux d'imposition est statistiquement significatif. La croissance économique permet d'améliorer le solde budgétaire.

CONCLUSION

Le modèle de lissage fiscal développé par Barro en 1979 stipule que lorsque le Gouvernement anticipe une hausse des dépenses publiques, il préfère réaliser le déficit qu'augmenter les impôts pour éviter les effets pervers liés à la hausse des impôts en termes de distorsion économique et en période électorale pour le parti au pouvoir. Le déficit public qui sera financé antérieurement permet de lisser le taux de fiscalité à travers la génération. Pour vérifier l'hypothèse de lissage fiscal en République Démocratique du Congo entre 1970 à 2020, deux tests ont été utilisés. Nous avons utilisé l'approche de Kurniawan (2011). Le résultat confirme l'hypothèse de lissage fiscal en RDC entre 1970 à 2020. Le modèle de lissage fiscal permet de comprendre que, pour un Gouvernement, le déficit budgétaire est inévitable. Etant donné que le solde budgétaire est une variable procyclique, tôt ou tard le Gouvernement va réaliser le déficit budgétaire. Comme il sera impossible d'accroître le taux d'imposition, non seulement à cause de l'hypothèse de lissage fiscal mais aussi du faible niveau de la pression fiscale en RDC, il est impérieux pour le Gouvernement de développer le marché d'émission de la dette publique pour financer le déficit et le rendre plus liquide en développant un marché secondaire de la dette publique en RDC.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

1. Banque Centrale du Congo, *Rapports annuels 2007, 2010, 2015*, Kinshasa, 2017.
2. Bénassy-Quéré, A., Coeuré, B., Jacquet, P. et Pisani-Ferry, J., *Politique économique*, 3^e édition, De Boeck, Bruxelles, 2012.
3. Bosonga Bofeki Jean-Pierre, *Manuel d'économétrie*, Téra-byte, Presse Universitaire de Kinshasa (P.U.K), 2019.
4. Chari, V. V., and P. J. Kehoe, *Optimal fiscal and monetary policy*. In Handbook of Macroeconomics (ed. J. B. Taylor and M. Woodford), volume 1C, Amsterdam: Elsevier, 1999.
5. Cover et Pasten : does Chilean Government smooth taxes ? A Tax-Smoothing model with revenue collection from a naturel ressource, applied economics letters, March 2011.
6. Gosh : Intertemporal Tax-Smoothing and the Government Budget Surplus: Canada and the United States ; Journal of Money, Credit and Banking, Ohio State University Press , Novemeber 1995
7. Hananiah Beatrice, *Tax Smoothing hypothesis: a case of Pakistan*, departement of economics, central European University, Budapest, Hungary, 2017.
8. Huang et Lin, Deficits, "Government expenditure, and tax smoothing in the United States: 1929 -1998", Journal of monetary economics, 1993.
9. Jack J., John D., *Méthodes Econométriques*, Economica, 1999.
10. James Stock et Mark Watson., *Principe d'économétrie*, Pearson France, 2012.
11. Johan Elder, The Tax-Smoothing Hypothesis: Evidence from Sweeden, 1952 -1999 ; The Scandinavian Journal of Economics, March 2009.
12. Karakas et Turan, Tax Tilting and Tax Smoothing: Evidence from South Africa and Turkey , Journal of Economic Cooperation and Development, (2020).
13. Kurniawan, R. Tax Smoothing: Tests on the Indonesian data. International Journal of Economics and Finance Studies, 2011.
14. Michael W., *Analyse macroéconomique approfondie*, De Boeck, Paris, 2010.
15. Olekalns, Australian evidence on Tax-Smoothing and the optimal budget surplus, economics record, 1997.
16. Olivier Blanchard, *Macroéconomie*, Person, France, 2017.
17. Sahasakul, "The USA evidence on optimal taxation over tim", *Journal of Monetary economics*, 1986
18. Wickens, M., *Analyse macroéconomique approfondie : Une approche par l'équilibre général dynamique*, De Boeck, Bruxelles, 2010.