



**HAL**  
open science

# Politique budgétaire, Investissement privé et performance macroéconomique en République démocratique du Congo \*

Elie Ndemba Tshilambu

## ► To cite this version:

Elie Ndemba Tshilambu. Politique budgétaire, Investissement privé et performance macroéconomique en République démocratique du Congo \*. 2022. ⟨hal-03627267⟩

**HAL Id: hal-03627267**

**<https://hal.science/hal-03627267v1>**

Submitted on 1 Apr 2022

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire HAL, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



HAL Authorization

# Politique budgétaire, Investissement privé et performance macroéconomique en République démocratique du Congo\*

Elie Ndemba Tshilambu<sup>†</sup>

**Résumé.** Ce papier tente d'apprécier l'incidence de la politique budgétaire sur l'investissement privé et la croissance économique en R.D. Congo de 1990-2018. Dans ce sens, il évalue l'intensité du multiplicateur Budgétaire afin de statuer sur mécanisme budgétaire de quelques sous périodes. Une régression simple servira à cette fin. Nous estimons, comme Katuala (2020), un modèle de Vecteurs Autorégressifs structurels sous l'approche Bayésienne (B-SVAR) pour vérifier l'effet d'éviction et la dynamique macroéconomique sur les séries trimestrielles obtenues après désagrégation (Denton, 1971). La causalité de Granger (1980) et la cointégration de Johansen (1991) permettront de statuer sur les liens entre variables alors que l'identification des chocs du modèle s'inspire des travaux de Binning (2013) qui combinent les restrictions de signes et de zéros tant à court terme qu'à long terme dans le cadre de modèles VAR structurels sous-identifiés. Nos résultats ont révélé que : (i) Le multiplicateur budgétaire est très faible mais significatif. Ce qui pourrait justifier la faible force impulsive des investissements publics sur l'activité économique en R.D. Congo ; (ii) les chocs sur le Dépenses publiques n'ont pas donné des retombées escomptées sur la croissance économique ; (iii) les cours du cuivre sont restés rigides. Ce qui prouve que la R.D. Congo est un petit pays face à la scène internationale et (iv) Les investissements privés réagissent positivement aux soldes budgétaires et dépenses en capital du gouvernement congolais. Cette relation réfute l'hypothèse d'effet d'éviction.

**Mots-clés :** Politique Budgétaire, Investissement privé, Croissance économique, Analyse bayésienne

**Classification JEL :** E62, E22, O40, C11.

**Abstract** (*Fiscal policy, Private investment and macroeconomic performance in the Democratic Republic of Congo*). This paper attempts to assess the impact of fiscal policy on private investment and economic growth in D.R. Congo from 1990-2018. In this sense, it evaluates the intensity of the budgetary multiplier in order to decide on the budgetary mechanism of some sub-periods. A simple regression was used for this purpose. We estimate, like Katuala (2020), a model of Structural Autoregressive Vectors under the Bayesian approach (B-SVAR) to verify the crowding out effect and the macroeconomic dynamics on the quarterly series obtained after disaggregation (Denton, 1971). Granger's (1980) causality and Johansen's (1991) cointegration allowed us to rule out links between variables, while the identification of model shocks is inspired by the work of Binning (2013), which combines sign and zero restrictions in both the short and long run in under-identified structural VAR models. Our results revealed that: (i) The budget multiplier is very small but significant. This could justify the weak impulsive force of public investment on economic activity in D.R. Congo; (ii) shocks on Public Expenditure did not have the expected impact on economic growth; (iii) copper prices remained rigid. This proves that D.R. Congo is a small country in the international arena and (iv) Private investment is reacting positively to the Congolese government's budget balances and capital expenditure. This relationship refutes the hypothesis of crowding out.

**Keywords:** Fiscal Policy, Private Investment, Economic Growth, Bayesian Analysis

**JEL classification :** E62, E22, O40, C11

---

\* 20 juin 2021. Les auteurs sont les seuls responsables des éventuelles erreurs et insuffisances dans ce papier. Les remarques sont les bienvenues dans les adresses mails ci-dessous.

<sup>†</sup> Université Protestante au Congo, RDC. Département des sciences économiques. Centre congolais-allemand de microfinance (CCAM). Courriel : [ndembaulyas@gmail.com](mailto:ndembaulyas@gmail.com) ; Tél : +243820714712.

## 1. Introduction

La Grande Récession a marqué le retour en grâce de la politique budgétaire comme instrument de stabilisation conjoncturelle. Au lendemain de la crise des *subprimes*, aussi bien les grandes économies avancées que les économie en développement ont mis en place un vaste plan de relance de façon coordonnée pour stopper la récession. Ensuite, à partir de 2011, avec le début de la reprise et de la normalisation financière, une phase de consolidation budgétaire a été engagée. Depuis 2016, la politique budgétaire est devenue neutre. Le recours à l'outil budgétaire pour stabiliser la croissance a réanimé les débats sur l'efficacité de ce choix. Au regard des nombreuses études, il existe tout de même un consensus relatif sur la valeur du multiplicateur à court terme. Il serait positif et proche de l'unité. En revanche, l'effet à long terme d'un choc budgétaire dépend de la situation conjoncturelle. Les effets de la politique budgétaire peuvent être pérennes s'il y a un nombre significatif d'agents privés contraints financièrement ou si la banque centrale ne peut pas réagir à la politique budgétaire. Ainsi, les effets dynamiques de la politique budgétaire dépendront du contexte économique. La prise en compte de la dynamique du multiplicateur permet d'améliorer l'évaluation des effets de la politique budgétaire au cours de la dernière décennie. Selon nos calculs, le PIB congolais aurait été soutenu par les nouvelles mesures budgétaires prises en accusant un trend positif jusqu'à atteindre un taux de croissance de 9% entre 2012-2015.

La politique budgétaire est un instrument de stabilisation de la politique macroéconomique utilisé par les décideurs dans le souci d'influer sur l'activité économique à court-terme. Elle a constitué l'un des principaux déterminants de la trajectoire de croissance dans les économies du monde au cours de la dernière décennie (Heyer et Sampognaro, 2015). Au lendemain de la faillite de Lehman Brothers, l'instrument budgétaire fut mobilisé afin d'abord d'échapper à la récession puis ensuite éviter que la récession ne se transforme en dépression comme en 1929. Sous l'effet joint des stabilisateurs automatiques, de la relance budgétaire et de la récession, les comptes publics se sont fortement dégradés. Pour y remédier, les économies se sont engagées dans une politique de consolidation budgétaire de grande ampleur à partir de 2011. Ce mouvement s'est poursuivi jusqu'en 2015 et depuis 2016 la politique budgétaire est redevenue neutre et donc, en apparence, moins importante pour expliquer les évolutions macroéconomiques. Or, ce constat néglige les effets dynamiques de la politique budgétaire qui peuvent tarder à se manifester. Le recours à la politique budgétaire pour stabiliser la croissance a réanimé les débats sur l'efficacité de cet instrument. En particulier, l'article de Blanchard et Leigh (2013) montre que l'essentiel des erreurs de prévision réalisées par le FMI sur la croissance du PIB au cours de la phase de consolidation budgétaire serait corrélé au niveau de l'ajustement budgétaire. Pour les auteurs ceci serait le signe d'une sous-estimation systématique du multiplicateur budgétaire. Dans ce contexte, la littérature a réinvesti la question du multiplicateur fiscal et celle de ses déterminants théoriques et de sa mesure.

Le multiplicateur fiscal est l'indicateur qui permet de mesurer l'effet de court terme d'une politique budgétaire expansionniste sur l'output. Il est défini comme étant le ratio d'un changement (variation) du niveau de l'output par rapport à un changement exogène affectant la consommation du gouvernement et/ou les impôts. Le multiplicateur fiscal (multiplicateur) fait allusion soit à un multiplicateur de la consommation du gouvernement<sup>1</sup> soit à un multiplicateur du revenu<sup>2</sup>. Une estimation rigoureuse du multiplicateur en recourant à une modélisation macroéconométrique rigoureuse contribue à améliorer non seulement la qualité et la précision

---

<sup>1</sup> Les termes dépenses ou consommation du gouvernement sont utilisés de manière inter-changée.

<sup>2</sup> Dans ce papier, le multiplicateur fait allusion uniquement à un multiplicateur des dépenses gouvernementales.

des prévisions macroéconomiques mais aussi erronée du multiplicateur peut amener les décideurs à fixer les objectifs budgétaires irréalisables et à s'écarter de l'ajustement requis le ratio d'endettement (Eyraud et Weber, 2013).

Creel, Heyer et Plane (2011) avaient déjà mis en avant l'importance de la position cyclique dans la valeur du multiplicateur. Par ailleurs, les auteurs avaient montré que les différents instruments de politique budgétaire (prestations sociales, prélèvements sur les facteurs de production, TVA ou impôts directs) ont chacun un impact différent et que chaque instrument réagit différemment au cycle. Au-delà de la question de l'impact initial de la politique budgétaire, dépendante du cycle et de l'instrument, se pose la question sur son impact à long terme. Dans les modèles théoriques standards qui supposent notamment que les agents sont rationnels (agent ricardiens) et maximisent leur utilité intertemporelle, l'équivalence ricardienne aboutit à une neutralité de la politique budgétaire à long terme (pas d'impact permanent d'un choc budgétaire sur la production). Si les marchés des biens et des facteurs sont flexibles, la politique budgétaire peut être neutre à court terme. Toutefois, en présence de rigidités dans la formation des prix et des salaires, ce dernier résultat est remis en question. Il existe aujourd'hui un consensus relatif sur la valeur du multiplicateur à court terme : il serait positif et proche de l'unité. La politique budgétaire peut jouer un rôle dans la stabilisation du cycle conjoncturel. En revanche, l'effet à long terme d'un choc budgétaire reste sujet à débat.

Dans certains contextes, la politique budgétaire peut modifier la trajectoire du PIB de façon permanente<sup>3</sup>. Parmi les principaux facteurs qui modifient la valeur du multiplicateur budgétaire à long terme, nul dans les modèles standards, on trouve notamment la présence d'agents non-ricardiens, contraints financièrement, ou la présence de limites sur la politique monétaire de la banque centrale (par exemple, lorsque le taux directeur a atteint la borne inférieure ou Zero Lower Bound). Si la valeur du multiplicateur budgétaire de long terme dépend lui-même de facteurs conjoncturels (contraintes financières ou évolution des taux d'intérêt), la dynamique du multiplicateur devient une variable-clé de l'analyse de la politique budgétaire.

Par ailleurs, les interventions budgétaires de l'état en R.D. Congo ont, depuis l'indépendance, été plus ou moins importantes selon les orientations économiques et politiques des gouvernements en place. De politiques d'investissements publics axés sur les infrastructures tant économiques que politiques dans le cadre d'un système de planification à une libéralisation progressive de l'économie en maintenant une intervention budgétaire importante de l'état plus axées sur les secteurs sociaux et privilégiant une relance économique par la demande. En sus, après presque deux décennies de politique budgétaire très active, les effets dynamiques des fortes impulsions budgétaires passées ont eu un impact significatif sur la croissance du PIB en R.D. Congo.

Dans ces sens, l'objectif principal de cette étude est de mesurer l'impact de la politique budgétaire sur les investissements privés et la croissance économique en R.D. Congo. Pour cela nous étudions d'abord les propriétés macroéconométriques (Intensité et stabilité) du multiplicateur fiscal, ensuite, nous allons identifier les chocs de la politique budgétaire sur les performances économiques enregistrées durant les trois derniers décennies au sein de cette économie dans le souci de statuer sur l'arbitrage existant entre les principes d'équilibres budgétaires et les exigences conjoncturelles mais aussi de vérifier l'ampleur de l'effet d'éviction des actions budgétaires.

---

<sup>3</sup> Ceci bien évidemment sans tenir compte de l'impact possible de certaines dépenses publiques (ex : éducation, investissement public ou recherche publique) sur le taux de croissance potentiel.

Pour répondre à cet objectif, nous utilisons un modèle de Vecteurs Autorégressifs Structurels (SVAR) laquelle modélisation, inspiré par le travail de Katuala (2020), revêt un caractère très adaptée pour les estimations des politiques économiques dans les pays en développement au regard de la meilleure reproduction des moments empiriques qu'elle offre. Les estimations sont réalisées par la méthode des moindres carrés pour le multiplicateur fiscal et par l'approche Bayésienne pour l'identification des chocs Budgétaires sur les données trimestrielles de l'économie congolaise sur une période allant de 1990 à 2018.

La suite de l'article est structurée comme suit. La section deux présente la littérature existante sur le sujet. La troisième section analyse la performance économique des indicateurs macroéconomique de la R.D. Congo de 1990 à 2018. La section quatrième décrit nos données, explique les modèles estimés avant d'aborder la procédure et la méthodologie d'identification des chocs du modèle. Quant à la cinquième section, elle présente les résultats, les discussions empiriques y afférentes et recommandations de politiques économiques. Et nous concluons à la fin (section Sixième).

## **2. Revue de la littérature**

### **2.1. Littérature théorique**

Dans la littérature macroéconométrique, plusieurs chercheurs examinent l'impact de la politique budgétaire sur les variables macroéconomiques en utilisant une modélisation SVAR ou DSGE. Blanchard et Perotti (2002) ; Fatas et al. (2001) ; Gali et al. (2007) ; Mountford et Uhlig (2009) utilisent la modélisation SVAR pour identifier l'impact d'un choc budgétaire pour les Etats-Unis d'Amérique (USA), Afonso et Sousa (2011) pour le Portugal ; Tenhofen et al. (2010) pour l'Allemagne. Romer et Romer (2010) appliquent un modèle SVAR pour identifier l'effet d'un choc réduisant l'impôt aux USA ; Ramey (2011) utilise le même modèle pour identifier l'effet d'un choc des dépenses militaires sur les variables macroéconomiques aux USA. Pour les pays en développement, Kofi Ocran (2011) évalue l'impact d'un choc budgétaire sur la croissance économique en Afrique du Sud ; Tsasa (2016) applique une modélisation VAR à correction d'erreur (VECM) pour identifier l'effet d'un choc des dépenses militaires sur les variables macroéconomiques en RDC.

L'impact de la politique budgétaire suscite un vif débat au centre de la politique économique de chaque pays depuis le début du 20ème siècle et l'apparition des idées interventionnistes keynésiennes. Cette opposition théorique fût, d'abords, axée sur le court terme dans une perspective de demande, puis élargie au long terme dans une perspective d'offre à partir de la moitié de ce siècle. Ce débat s'est encore accentué depuis la crise économique du début du 21ème siècle et l'amenuisement des ressources financières des pays.

L'approche néoclassique, et notamment celle des monétaristes, est devenue dominante à partir des années 60, selon Douglas Bernheim (1989), ceci grâce notamment à l'insistance sur la notion d'effet d'éviction. Pour ces derniers les déficits occasionnent des effets d'éviction importants qui freinent les perspectives de croissance et accélèrent l'endettement extérieur. Ainsi, pour Milton Friedman (1970) la politique budgétaire sans une politique monétaire d'accompagnement n'exerce aucun effet significatif sur la croissance économique. Ces effets d'éviction sont de deux types ; Eviction directe, qualifié d'ultrarationalité par Willem Buiters (1990), induit que toute hausse des dépenses budgétaires s'accompagne d'une baisse de la consommation ou de l'investissement privé, les agents économiques, rationnels, anticipant une substitution de ces derniers par les dépenses de l'état. Cette hypothèse est notamment valable, selon Sam Peltzman (1973), pour les dépenses d'éducation, de santé ainsi que les cotisations de retraite.

Eviction indirecte, lorsque l'état finance son déficit sur les marchés financiers, augmentant la demande de fonds prêtables et de fait les taux d'intérêt. La demande privée liée à ce dernier, notamment l'investissement, diminue en réaction à cette hausse. De même qu'une émission d'une dette intérieure, dans une situation proche du plein emploi, augmente la richesse des agents privés qui augmentent leur consommation au détriment de l'investissement.

Cependant, les économistes keynésiens critiquent cet effet d'éviction en considérant qu'un déficit budgétaire exerce un impact positif et rapide sur le revenu qui permet de générer une épargne nouvelle et donc une augmentation des fonds prêtables qui permet de satisfaire la demande nouvelle sans hausse significative des taux d'intérêt.

Dans la ligné néoclassique, existe un courant d'économistes hyperclassiques qui insistent sur les effets négatifs des politiques de relance budgétaire et préconise des politiques de rigueur dont ils démontrent les bienfaits, à travers, principalement, des études empiriques. Ainsi, en étudiant les contractions budgétaires dans dix pays européens, Francesco Giavazzi & Marco Pagano (1990), démontrent que ces politiques de rigueur, baisse des dépenses ou hausse des impôts, ont un effet positif sur la croissance économique. On retrouve les même résultats dans l'étude d'Alesina & Perotti (1995) et, à un moindre degré, celle de Philippine Cour & Jean Pisani-Ferry (1995).

Manfred Hellwing & Martin Neumann (1987), expliquent que l'effet direct d'une contraction budgétaire est négatif sur la croissance économique, cependant, l'effet indirect induit sur la demande globale par les anticipations optimistes des agents économiques est positif permettant de couvrir l'impact négatif. Cette théorie est, selon les auteurs, valable si la politique budgétaire est crédible, poursuivant un objectif de consolidation budgétaire à moyen et long terme.

La neutralité de la politique budgétaire est associée notamment à la théorie d'équivalence ricardienne qui a été réhabilitée par Robert Barro (1974). Cette théorie part du principe que les ménages, rationnels, élaborent un plan intertemporel et intergénérationnel de consommation et d'épargne qualifié d'optimal, selon Solow (2002), suivant la théorie du revenu permanent du cycle de vie RPCV. Les ménages sont considérés comme ricardiens s'ils savent et incorporent dans leurs anticipations la contrainte d'équilibre intertemporel de l'état. Donc ces derniers anticipent une hausse des impôts suite à une hausse du déficit public, dépenses publiques, en ce sens, ils ne considèrent pas la dette publique comme une richesse pour eux. Ainsi, suite à une politique d'expansion budgétaire, le revenu disponible des ménages augmente certes. Cependant, ces derniers anticipent des impôts supplémentaires dans le futur, destinés à financer l'emprunt qui a servi à la réalisation de la politique budgétaire expansionniste.

De fait, les ménages reviennent à leur affectation intertemporelle optimale. En ce sens, les ménages génèrent un surcroît d'épargne privée qui compense la désépargne publique, laissant l'épargne nationale inchangée, équivalence entre épargne publique et privée, ce qui explique la neutralité de la politique budgétaire au sens du principe de l'équivalence ricardienne. Cette théorie est d'ailleurs vérifiée empiriquement dans un sondage récent réalisé par Mathew Shapiro & Joel Slamrod (2009).

Par ailleurs, la théorie des Cycles Réels des Affaires RBC (Real Business Cycle) introduite par Finn Kydland & Edward Prescott (1982) puis élargie par B. Long & C. Plosser (1983) ni tout impact à la politique budgétaire. Cette théorie est basée sur la demande d'un seul agent rationnel avec des « propriétés mathématiques standards » qui maximise une fonction d'utilité additive sous certaines contraintes. Ces contraintes ne permettent qu'un seul équilibre, celui de

concurrence pure et parfaite. Dans cette théorie le secteur public prélève les impôts nécessaires au financement de ses dépenses exogènes.

Ainsi, ces économistes postulent l'hypothèse que les variables réelles ne peuvent être affectées par des variables nominales et aboutissent à ce que les cycles réels ne peuvent s'expliquer que par des chocs technologiques stochastiques, ces derniers modifiant le sentier de la croissance lui-même sans affecter le bien être des agents économiques qui réagissent d'une façon optimale.

Dans ce contexte, l'économie est toujours en équilibre stable. Ainsi, selon Solow (2002), la politique budgétaire n'a aucune utilité, en tant que politique de stabilisation conjoncturelle. Cependant, cette théorie sera augmentée par les nouveaux keynésiens en introduisant certaines imperfections au marché que nous verrons par la suite.

Pour Keynes, la politique budgétaire discrétionnaire agit sur la demande effective, en stimulant les anticipations des agents économiques en termes de consommation et d'investissement mais aussi par une hausse des prix qui réduit les taux d'intérêt réels et les salaires permettant d'outrepasser les rigidités du marché du travail et stimuler encore plus la croissance économique. Ces apports sont repris dans une synthèse avec les théories néoclassiques pour former le modèle IS-LM ou modèle Hicks-Hansen, ce dernier ayant été développé et augmenté dans le modèle MPS de Modigliani (1976), qui reste à ce jour utilisé par de nombreuses banques centrales dans le monde.

Dans le cadre d'une économie ouverte, les travaux de Mundell et Fleming sur le modèle IS-LM-BP démontrent que l'efficacité de la politique budgétaire varie selon le système de change et la durée des interventions. En changes flexibles, une politique budgétaire permanente modifie les anticipations des agents économiques provoquant une appréciation importante du taux de change qui évince les effets positifs initiaux.

Cependant, si cette politique est temporaire les anticipations ne suivent pas et l'appréciation du taux de change est moins importante laissant une certaine efficacité à cette dernière. En changes fixes, l'effet d'éviction par le taux de change est inexistant, induisant une politique budgétaire très efficace, mais l'intervention de la banque centrale pour le maintenir provoque une inflation importante, pouvant réduire la compétitivité de l'économie.

Du point de vue de l'économie de l'offre « Supply Sider », centrée principalement sur l'impact des prélèvements fiscaux sur les initiatives privées, à court terme l'effet keynésien est valable, alors que dans une perspective de long terme la baisse de l'imposition réduit le rendement net privé, donc l'investissement et la production. D'ailleurs la courbe de Laffer fixe un point d'imposition optimale au-dessus duquel les effets de la politique budgétaire s'inversent. Arvisenet (1984) élargit l'analyse en indiquant que les différents types d'impôts n'ont pas les mêmes effets sur le comportement des agents économiques et préconise en ce sens l'analyse de l'impact de chaque type d'impôt et son ampleur séparément.

Par ailleurs, les théories de la croissance endogène, particulièrement le modèle AK dû aux apports de Romer (1987) et Rebelo (1991), permet d'expliquer la croissance économique en fonction de trois facteurs, repris par Deiss & Gugler (2012) ; l'accumulation du capital physique, la recherche et le développement et le capital humain. Cette théorie insiste sur le rôle des investissements dans l'accumulation du capital comme principale source de croissance. Ainsi, certains économistes dont Aschauer (1989) et Barro (1990) distinguent dans leur fonction de production entre deux composantes du capital ; le capital privé et le capital public. D'ailleurs ces

derniers considèrent que les capitaux public et privé sont accumulables et engendrent une croissance entretenue. De même que Barro considère que la hausse de l'imposition favorise la croissance puisqu'elle permet un investissement public plus important, cependant, la hausse n'est bénéfique que si cette dernière compense la baisse de l'investissement privé. D'où l'existence d'un taux d'imposition optimale évoqué précédemment. Cette théorie est confirmée par les travaux empiriques de Munnell (1992) ou encore Mills & Quinet (1992).

Enfin, la théorie des cycles réels RBC, abordée précédemment, a été reprise par les nouveaux keynésiens qui y ont introduit de nouvelles hypothèses, résumées dans l'article de M. Goodfriend & R. King (1997), permettant un certain effet aux politiques économiques, notamment ; un ajustement graduel des prix du aux rigidités sur les marchés, par opposition à l'ajustement immédiat dans la théorie initiale, les marchés ne sont pas forcément en situation de concurrence pure et parfaite, le cycle économique est affecté par les variables réelles et les variables nominales.

Dans cette situation, une politique budgétaire conjoncturelle peut agir sur le niveau de la production et des prix mais seulement à court terme, dans l'intervalle temporel d'ajustement des prix. Cependant, la croissance économique et les prix reviennent à leur niveau initial après un certain temps, en absence de choc technologique. Cette théorie est confirmée par des études empiriques récentes, notamment celles de Fatas & Mihov (2001), Blanchard & Perotti (2002), Cogan & Al. (2010), Cwik & Al. (2010) ou encore H. Strulik & T. Trimborn (2013) qui démontrent un impact immédiat important s'affaiblissant dans le temps, allant même jusqu'à s'inverser dans certaines études.

Par ailleurs, deux grandes écoles théoriques s'opposent sur l'impact attendu à court terme et moyen terme d'une politique budgétaire. D'un côté, les économistes dits « keynésiens » considèrent qu'une augmentation d'un point de PIB des dépenses publiques (ou d'une baisse équivalente des impôts) doit donner lieu à une augmentation du PIB de plus d'un pourcent : on parle alors strictement d'effet multiplicateur keynésien (cf. Kahn, 1931 ; Keynes, 1936 ; Haavelmo, 1945)<sup>4</sup>. De l'autre, de nombreux économistes doutent des capacités de la politique budgétaire à engendrer une augmentation plus que proportionnelle du PIB. Dans cette école, il faut alors distinguer ceux qui concluent en faveur d'un multiplicateur budgétaire positif (quoique inférieur à l'unité) de ceux qui concluent en faveur d'un multiplicateur budgétaire négatif ; dans ce dernier cas, on parlera strictement de multiplicateurs budgétaires anti-keynésiens.

On a pu montrer ailleurs que l'existence de tels effets anti-keynésiens était exceptionnelle, voire qu'elle n'était qu'une illusion statistique consécutive à une mauvaise prise en compte des autres politiques menées simultanément par les autorités publiques, monétaire et/ou de change (cf. Creel et al., 2005).

On distingue aujourd'hui trois approches d'identification des chocs de politique budgétaire permettant de calculer des multiplicateurs : les deux premières sont (presque) totalement

---

<sup>4</sup> D'après Keynes (1936), « dans chaque période la théorie du multiplicateur s'applique, en ce sens que l'accroissement de la demande globale est égal au produit de l'accroissement de l'investissement global par le multiplicateur, tel qu'il est alors déterminé par la propension marginale à consommer » (p.102). La relation entre le multiplicateur  $k$  et la propension marginale à consommer  $c$  est telle que  $c = 1 - 1/k$  d'après Keynes (p. 96). Le multiplicateur budgétaire keynésien est toujours supérieur à l'unité car la propension marginale à consommer est toujours strictement inférieure à l'unité. Pour sa part, le théorème d'Haavelmo, selon lequel une politique d'accroissement des dépenses publiques financée immédiatement et exclusivement par l'impôt produit un effet multiplicateur unitaire conduit à l'argument suivant : seule une politique d'accroissement des dépenses publiques engendrant un déficit budgétaire (donc financée par l'emprunt) peut produire un effet multiplicateur supérieur à l'unité. Ceci vaut aussi en économie ouverte, à condition toutefois que le taux d'ouverture de l'économie soit inférieur à la propension marginale à consommer.

empiriques, tandis que la troisième repose sur un modèle macroéconométrique, incorporant donc l'approche empirique dans un cadre théorique.

La question de l'identification des chocs de politique budgétaire est centrale, dans la mesure où les dépenses, les recettes et, par conséquent, les déficits publics sont soumis à de nombreuses influences qui ne permettent pas d'attribuer leurs modifications exclusivement à des décisions du gouvernement. Outre les stabilisateurs automatiques, qui lient solde public et conjoncture, les déficits présents dépendent également du montant de la dette publique, donc des déficits passés, pour le calcul du service de la dette, mais aussi du niveau des taux d'intérêt, donc à la fois de la politique monétaire, passée, présente, voire future anticipée, et des forces de marché intervenant sur les marchés obligataires.

Le report des opérateurs de marché, banques, assurances, fonds d'investissement, etc., vers les obligations publiques, dans une phase aigüe de crise de financement des entreprises privées, produit un surcroît de demande d'obligations publiques qui aboutit à une baisse des rendements de ces titres. Le coût de financement présent des dépenses publiques en est réduit d'autant. En revanche, une défiance vis-à-vis de la dette publique d'un Etat, même si elle est limitée aux seuls marchés secondaires, peut engendrer une montée des taux de rendement des émissions obligataires nouvelles qui pèse à terme sur les capacités de financement des dépenses publiques, et grève ces dépenses de charges d'intérêt supplémentaires.

La première méthode empirique d'identification des chocs de politique budgétaire permettant de calculer des effets multiplicateurs est due à Ramey et Shapiro (1998), puis à Romer et Romer (2009, 2010), et repose sur la méthode d'identification des changements de politique monétaire des seconds, méthode qualifiée d'approche narrative (Romer et Romer, 1989). Dans le cas de la politique budgétaire, cette approche consiste à répertorier les changements de législation fiscale qui apparaissent dans les lois de finances successives. Romer et Romer (2009, 2010) distinguent ces changements selon quatre grandes motivations : financer un nouveau programme de dépenses, réduire les déficits publics passés, mener une politique contra-cyclique ou accroître la croissance économique à long terme. Seuls les changements de fiscalité répondant à cette dernière motivation sont exogènes de toute autre variable macroéconomique selon les auteurs : ils constituent donc des chocs non anticipés et discrétionnaires de politique budgétaire. La méthode de Romer et Romer (2009, 2010) vise donc à mesurer l'impact sur le PIB d'un changement discrétionnaire de politique fiscale : il s'agit donc de mesurer l'effet d'une politique structurelle, et non pas l'effet d'une politique conjoncturelle.

La seconde méthode empirique est due à Blanchard et Perotti (2002). Elle repose sur l'estimation d'un modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR) réduit à trois variables : dépenses publiques, recettes fiscales et PIB. Conceptuellement athéorique, le modèle suppose que le PIB réagit graduellement, et pas instantanément, aux chocs de politique budgétaire<sup>5</sup>. Ces derniers sont identifiés comme les résidus structurels du modèle SVAR initial. Les résidus canoniques du SVAR initial sont corrigés des élasticités instantanées entre variables budgétaires (dépenses, recettes) et PIB, témoignant ainsi des stabilisateurs automatiques, mais aussi des relations instantanées entre dépenses et recettes discrétionnaires : soumis à la contrainte (implicite dans Blanchard et Perotti, 2002) d'équilibre budgétaire intertemporel, les gouvernements choisissent de façon discrétionnaire leurs montants de dépenses (ou bien de recettes) et ajustent en conséquence les montants de recettes (ou bien de dépenses).

---

<sup>5</sup> Canova et Pappa (2007) et Mountford et Uhlig (2009) identifient les chocs budgétaires en introduisant dans le modèle VAR des restrictions de signe sur la dynamique des variables budgétaires. Ils imposent aussi l'orthogonalité entre les chocs réels et les chocs de politique monétaire afin de corriger l'évolution des variables budgétaires de celle des variables monétaires.

Enfin, les auteurs estiment, par la méthode des variables instrumentales, les effets systématiques, mais non automatiques, des dépenses et des recettes sur le PIB, effets qu'ils déduisent aussi des résidus canoniques. Les résidus structurels ainsi calculés sont interprétés comme la part discrétionnaire des dépenses, d'une part, et des recettes, d'autre part. Par les calculs d'impulsion, Blanchard et Perotti (2002) calculent, à l'instar de Romer et Romer (2009, 2010), les effets sur le PIB d'une politique budgétaire structurelle, et non pas d'une politique conjoncturelle.

Aussi, la dernière méthode employée pour procéder à des calculs d'effets multiplicateurs utilise des modèles macroéconométriques, qui mêlent concepts théoriques et estimations empiriques, dans un cadre bouclé macroéconomiquement. Le développement récent des modèles dynamiques stochastiques en équilibre général (DSGE en anglais, pour *dynamic stochastic general equilibrium*) au FMI, à la Commission européenne, dans les banques centrales, etc., qui ont remplacé les modèles macroéconométriques keynésiens, permet d'évaluer les répercussions des chocs, réels, monétaires, financiers et de politique économique sur les grands comportements économiques (consommation, investissement, balance courante, etc.), dans un environnement international et bouclé. Par définition, cependant, les effets ainsi calculés des chocs le sont à partir d'une situation économique préalable d'équilibre général. Les chocs introduits sont exogènes, par définition, et bien souvent autorégressifs.

## **2.2. Littérature quantitative**

Dans la littérature, la taille du multiplicateur fiscal est estimée soit supérieure ou inférieure à 1 dépendant de plusieurs facteurs.

En effet, la théorie enseigne que le multiplicateur, pour un instrument de politique budgétaire donné, dépend de la nature du pays (développé, émergent ou en développement) ; les caractéristiques structurelles du pays qui influencent sa capacité de réagir face aux chocs budgétaires en « temps normal » ; des facteurs conjoncturels (notamment des phénomènes cycliques ou liés aux politiques économiques) ; du contexte institutionnel, du fonctionnement des marchés des biens et des facteurs de production, du degré d'ouverture de l'économie et de la conjoncture (Batini et al., 2014). Or, ces facteurs évoluent dans le temps et l'espace, ce qui permet d'expliquer une partie de l'hétérogénéité des estimations empiriques disponibles.

Pour les pays développés, les simulations de la modélisation dynamique stochastique d'équilibre général (DSGE) et SVAR suggèrent que la taille du multiplicateur se situe en temps normal entre 0 et 1 (Mineshima et al., 2014). En se basant sur un échantillon de 41 pays développés, Mineshima et al. (2014) renseignent qu'en moyenne le multiplicateur à l'impact est estimé à 0,75 pour les pays développés. Toutefois, ces résultats ont été remis en question par les récentes études empiriques. Par exemple, Hernandez de Cos et Moral-Benito (2013), Canzoneri et al. (2016), Owayang et al. (2013) démontrent que le multiplicateur peut dépasser 1 dans des circonstances anormales spécialement lorsque l'économie connaît un ralentissement sévère ou quand la transmission de la politique monétaire est compromise comme c'est le cas à la limite inférieure des intérêts nuls (ZLB). Cette évidence est aussi confirmée par les études empiriques utilisant l'approche narrative pour identifier l'effet d'un choc budgétaire.

Quant aux pays émergents ou en développement, il n'est pas très clair si la taille du multiplicateur est supérieure ou inférieure à celle des pays développés (Batini et al., 2014). Néanmoins, les études empiriques montrent qu'en moyenne les multiplicateurs dans ces pays sont moindres que ceux des pays développés (Ilzetzki, 2011 ; Kraay, 2012). En plus, certaines études suggèrent que les multiplicateurs sont négatifs particulièrement dans le long terme (IMF, 2008) et lorsque

le niveau de l'endettement public est très élevé (Batini et al., 2014). Pour cette catégorie de pays, le multiplicateur estimé se situe entre 0,1 et 0,3 (Batini et al., 2014). Par exemple, Jooste et al. (2013) estiment un multiplicateur de 0,3 pour l'Afrique du Sud ; Estevao et Samake (2013) estiment un multiplicateur de 0,2 pour le Costa Rica et de 0,1 pour la République Dominicaine ; Muir et Weber (2013) estiment un multiplicateur de 0,2 pour la Bulgarie.

### **3. Performance économique en R.D. Congo**

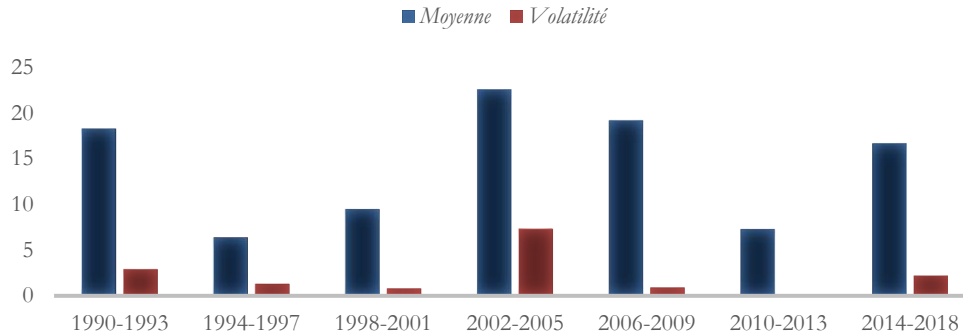
Dans la présente section, comme Katuala (2020), nous présentons la dynamique de l'économie congolaise, soit pour une période de 1990-2018. Nous calculons les performances économiques pour chaque sous-période correspondant à l'exercice du pouvoir de l'autorité budgétaire de la R.D. Congo. Etant donné qu'en RDC le Premier ministre est le responsable de la conception et de la mise en œuvre des politique économique, nous établissons une correspondance entre chaque période et un Premier ministre. Les données disponibles renseignent une durée moyenne à la primature d'au moins 2 ans. Dans certains cas, nous formons des périodes communes à un seul gouverneur comme des gouverneurs à une seule période. Le tableau 12 associe chaque période à son chef du gouvernement.

Nous analysons la dynamique macroéconomique en RD Congo sous les quatre (4) secteurs macroéconomiques majeurs notamment : Le secteur de finances publiques, le secteur monétaire, le secteur réel et le secteur extérieur. Pour le secteur de finances publiques, nous considérons les variables ci-après : (i) le ratio de la dépense publique par rapport au PIB, (ii) le ratio du niveau de la dette publique par rapport au PIB et (iii) le ratio de la recette fiscale par rapport au PIB, soit la pression fiscale. Pour le secteur monétaire, nous scriptons la dynamique du (i) taux d'intérêt nominal et du (ii) taux de change officiel (TCO). Quant au secteur réel, nous analysons (i) le PIB per capita, (ii) la dynamique des prix et (iii) de la population. Enfin, dans le secteur extérieur, nous analysons (i) le ratio de la Balance commerciale par rapport au PIB, et (ii) le terme de l'échange. Nos analyses se basent sur (i) les moyennes, (ii) les volatilités et/ou (iii) la croissance en (%) pour chaque variable retenue.

#### **3.1. Secteur de Finances publiques**

La dynamique du ratio dépenses publiques par rapport au PIB est synthétisée dans la Figure 1. La moyenne du ratio dépenses-PIB se situe entre 22,6% (2002-2005) et 6,4% (1994-1997). Le ratio a été moins volatile entre 2010-2013 (0) et plus volatile entre 2002-2005(7,3). Cette dynamique en dent de scie montre la particularité de chaque période allant du début des années 90 caractérisées par une politique budgétaire expansive couplée aux crises sociales (Pillages) ayant ainsi engendrer des forte volatilité des prix ainsi que de la monnaie nationale, ensuite, la période allant de 2002 à 2009 caractérisée par des forts investissements publics notamment avec le programme de 5 chantiers lancé par le Président Joseph Kabila et, enfin, la dernière période allant de 2014 à 2018 caractérisée par des troubles politiques ainsi que l'organisation des élections ayant occasionné des dépenses dont la plupart non contrôlée.

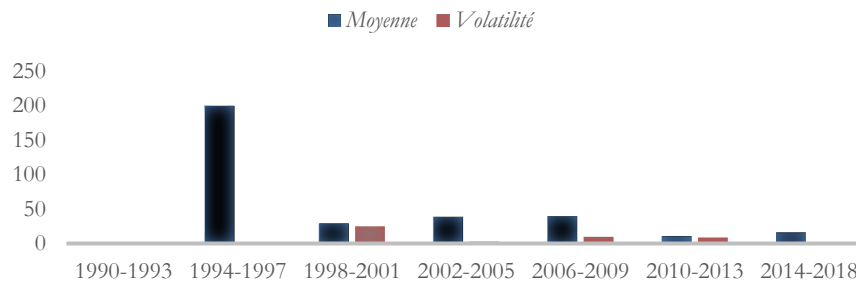
Figure 1 : Dynamique du ratio Dépenses publiques - PIB



Note : Les calculs et la figure sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC

L'évolution du ratio de la dette publique-PIB est reprise dans la Figure 2. La moyenne du ratio dette publique-PIB la plus élevée a été atteinte entre 1994-1997 (199,63%) et la plus faible entre 2010-2013 (10,9%). La moyenne de la volatilité de ce ratio se situe entre 0,23 (1994-1997) et 24,7 (1998-2002). L'évolution de ce ratio accuse une pente négative, de ce fait, la forte réduction du niveau de la dette publique a été possible grâce à la stratégie d'allègement de la dette multilatérale pour les pays pauvres très endettés initié par le FMI et l'Association internationale de développement (IDA) de la Banque mondiale<sup>6</sup>

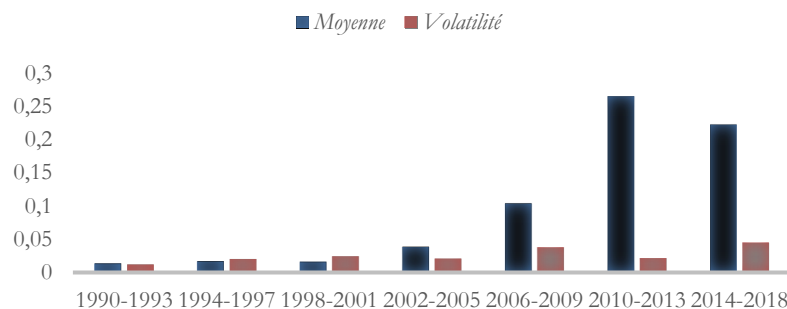
Figure 2 : Dynamique du ratio Dettes publiques - PIB



Note : Les calculs et la figure sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC

L'évolution du ratio de la pression fiscale est reprise dans Figure 3. La moyenne du ratio recette publique-PIB la plus élevée a été atteinte entre 2010-2013 (26,5%) et la plus faible entre 1990-1993 (1,4%). La moyenne de la volatilité de ce ratio se situe entre 0,012 (1990-1993) et 0,044 (2014-2018). L'évolution de ce ratio accuse une pente positive, de ce fait, la hausse du niveau des recettes publiques a été possible grâce à la conjugaison des efforts des gouvernements congolais. Par ailleurs, l'amélioration du climat des affaires à partir des années 2000 constitue un atout majeur dans l'amélioration de l'assiette fiscale.

Figure 3 : Dynamique de la Pression fiscale



Note : Les calculs et la figure sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC

<sup>6</sup> Url : <https://www.imf.org/fr/News/Articles/2015/09/14/01/49/pr10274>

### 3.2. Secteur Monétaire

La dynamique du taux directeur est résumée dans le Tableau 1. La moyenne du taux d'intérêt nominal se situe entre 12,0% (2010-2013) et 6,0% (2002-2005). Le taux d'intérêt nominal a historiquement atteint son niveau le plus bas (soit 6,0%) entre 2002 et 2005 mises à part ses réalisations négatives des années 90. Notons également que ce taux est resté stable entre 2013 et 2015. La moyenne de la volatilité de l'instrument principal de la politique monétaire se situe entre 1,9 (2002-2005) et 9,6 (2010-2013).

Tableau 1 : Dynamique du taux d'intérêt directeur de la BCC

Indicateur	1990-1993	1994-1997	1998-2001	2002-2005	2006-2009	2010-2013	2014-2018
Moyenne				6,0	10,6	12,0	7,8
Volatilité				1,9	4,5	9,6	7,4

Note : Les cellules vides indiquent la non prise en compte des valeurs très négatives, à quatre (4) chiffres, du taux d'intérêt nominal caractérisant l'épisode d'hyperinflation enregistré durant cette période en R.D. Congo. Les calculs sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC

La dynamique du taux de change officiel est condensée dans le Tableau 2. La moyenne du TCO a atteint son bas niveau entre 1998-2001 (92,3) et son plus haut niveau entre 2014-2018 (1259,2). Une augmentation du TCO implique la dépréciation de la monnaie locale. Avec la dépréciation de la monnaie locale, les produits exportés deviennent plus compétitifs que les produits importés. Cette réalité est loin d'être une position de force pour l'économie congolaise dont plus de 70% de sa production provient sur secteur minier à la valeur ajoutée souffre de non-inclusivité d'une part, et une dépendance accrue aux importations en terme des biens et services. La moyenne de la volatilité du TCO se situe entre 5,4 (2010-2013) et 308,6 (2014-2018). De par ces résultats, nous constatons que la conduite de la politique monétaire et de taux de change été stable durant la période allant de 2010-2015.

Tableau 2: Dynamique du taux de change officiel (TCO)

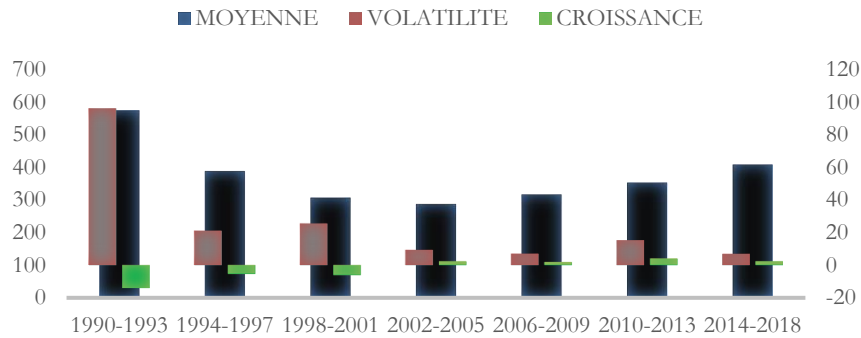
Indicateur	1990-1993	1994-1997	1998-2001	2002-2005	2006-2009	2010-2013	2014-2018
Moyenne			92,3	407,5	637,1	916,7	1259,2
Volatilité			129,2	30,7	163,1	5,4	308,6

Note : Les cellules vides indiquent la non prise en compte des valeurs très élevées, à cinq (5) chiffres, du taux de change officiel caractérisant l'épisode de la plus grande dépréciation de la monnaie locale enregistré durant cette période en R.D. Congo. Les calculs sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC

### 3.3. Secteur Réel

La dynamique du PIB per capita est synthétisée dans la Figure 4. La moyenne du PIB per capita la plus élevée est de \$ 574,9 et a été atteinte durant la période 1990-1993 tandis que la plus basse est de \$ 287,9 et a été réalisée durant la période 2002-2005. La croissance du PIB per capita la moins élevée est négative de 14,1% et a été atteinte durant la période de 1990-1993. La croissance la plus élevée du PIB per capita est de 3,9% et a été réalisée pendant la période 2010-2013. La moyenne de la volatilité du PIB per capita se situe entre 6,9 (2006-2009) et 96,2 (1990-1993). En effet, la forte décroissance du PIB per capita ainsi que la grande partie de la volatilité du PIB per capita durant la période 1990-1993 est tributaire de l'incertitude politique qui a caractérisée cette période occasionnant même l'hyperinflation couplée de la dépréciation monétaire comme démontré ci-haut.

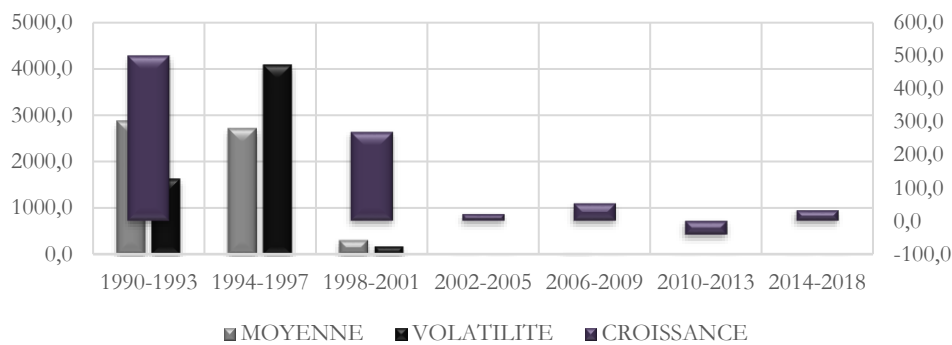
Figure 4 : Dynamique de l'activité économique



Note : Les calculs et la figure sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC

La dynamique de l'IPC est résumée dans la Figure 5. La moyenne du taux d'inflation la plus faible est de 7,2% et a été atteinte durant la période 2010-2013 alors que la plus élevée est de 2879,9% et a été réalisée durant la période 1990-1993. La moyenne de la volatilité du taux d'inflation se situe entre 5,7 (2010-2013) et 4093,8 (1994-1997). Nous constatons que la maîtrise du taux d'inflation a été quasi parfaite durant la période 2010-2015. Par ailleurs, la même réalité sur les incertitudes politiques au début des années 90 cause la forte volatilité des prix y observée.

Figure 5 : Dynamique du taux d'inflation (Prix)



Note : Les calculs et la figure sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC

L'évolution de la population est résumée dans le Tableau 3. On observe que la moyenne du taux de croissance de la population se situe entre 2,6% (1998-2001) et 3,9% (1990-1993). On remarque que la période d'incertitude économique et politique est aussi caractérisée par une forte croissance démographique. La moyenne de la volatilité de la population, par millions d'habitants, se situe entre 1,3 (1998-2001) et 3,5 (2014-2018).

Tableau 3 : Dynamique de la Population

Indicateur	1990-1993	1994-1997	1998-2001	2002-2005	2006-2009	2010-2013	2014-2018
MOYENNE	36398681,5	42087320,0	46872133,3	52664436,8	59884577,8	68129057,0	78550231,4
VOLATILITE	1562976,4	1466714,0	1358083,9	1861737,5	2169039,6	2433733,3	3466326,9
CROISSANCE	3,9	3,4	2,6	3,2	3,3	3,3	3,2

Note : Les calculs sont élaborés par les auteurs à partir des données de la BCC

### 3.4.Secteur Extérieur

La dynamique du ratio de Balance commerciale-PIB est renseignée dans le Tableau 4. La moyenne du ratio se situe entre -15,55 (2014-2018) et 9,80 (1998-2001). Le déficit de la Balance commerciale entre 2014-2018 s'explique par une forte appréciation monétaire du CDF durant le début de cette période, mais aussi de la dépréciation du climat politique entre les années 2016 et 2018.

Tableau 4 : Evolution du ratio Balance Commerciale-PIB

Indicateur	1990-1993	1994-1997	1998-2001	2002-2005	2006-2009	2010-2013	2014-2018
Moyenne	5	8,23	9,80	8,56	6,58	-8,18	-15,55
Volatilité	0,02	0,01	0,02	0,07	0,03	0,04	0,07

Note : Les données nous viennent du travail de Boketsu et Diwambuena (2019)

La dynamique du terme de l'échange est synthétisée dans le Tableau 5. Sur toute la période d'analyse, La moyenne du ratio se situe entre 140,6 (2010-2013) et 66,8 (1994-1998).

Tableau 5 : Evolution du terme de l'échange

Indicateur	1990-1993	1994-1997	1998-2001	2002-2005	2006-2009	2010-2013	2014-2018
Moyenne	88,5	66,8	92,2	101,4	131,7	140,6	121,4
Volatilité	5,9	9,2	15,5	5,3	13,8	6,2	9,5

Note : Les données nous viennent du travail de Boketsu et Diwambuena (2019)

## 4. Données et Mécanisme

### 4.1. Données

Nos données sont extraites de bases des données de la Banque centrale du Congo (Rapports annuels), Banque Mondiale (World Development Indicators) et du Fond Monétaire International (FMI). Nous avons utilisé la procédure de désagrégation des chroniques suivant l'approche de Denton (Denton, 1971), pour obtenir les séries trimestrielles couvrant la période 1990-2018. Nos variables macroéconomiques d'intérêt sont les dépenses publiques en capital (Invpub), le solde budgétaire ( $Sb^7$ ), l'investissement privé (Invpri), le PIB per capita (PIBH), le taux d'inflation (Infl), le taux directeur (TDIR), le taux d'ouverture (Ouv) et le prix du cuivre (PC). Le Tableau 18 résume nos variables et leurs sources.

### 4.2. Mécanisme

#### 4.2.1. Multiplicateur budgétaire : Méthode de MCO

Il a été établi que le multiplicateur budgétaire est la proportion par laquelle l'output varie à la suite de la variation des dépenses publiques. Nous estimons, par la méthode de moindre carré ordinaire, un modèle de régression linéaire simple pour calculer ce Multiplicateur Keynésien en fonction de nos sous-périodes sus-identifiées dans notre échantillon (Farhi et Werning, 2016).

$$LY_t = \gamma + \rho^{mco} LG_t + \varepsilon_t^{mco} \quad (1)$$

Avec  $LY_t$ , dénotant le logarithme de l'output (le PIB réel en \$) ;  $\gamma$ , une constante ;  $\rho^{mco}$ , le paramètre d'intérêt (le multiplicateur budgétaire) estimé avec la méthode de MCO ;  $LG_t$ , le logarithme des dépenses publiques totales et  $\varepsilon_t^{mco}$ , le résidu admettant une exogénéité stricte tel que  $E(G_t | \varepsilon_t^{mco}) = 0$ . Nous présentons les résultats dans le point 5.1.

## 5. Modèle de Vecteur Autorégressif (SVAR)

Le modèle SVAR utilisé pour cette étude ainsi que pour les données macroéconomiques est spécifié comme suit :

<sup>7</sup> Cette variable est une variable binaire, 1 en cas de déficit budgétaire et 0 pour absence de déficit.

$$A_0 z_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Où  $z_t = (Invpub_t, Sb_t, Invpri_t, PIBH_t, Infl_t, TDIR_t, Ouv_t, PC_t)$  est le vecteur des variables endogènes,  $\varepsilon_t$  renvoie à un vecteur d'innovations non-corrélées représentant les chocs structurels du modèle.

### 5.1. Méthodes d'identification

La matrice  $A_0$  est telle que le vecteur des résidus de l'estimation de la forme réduite du modèle VAR estimé avec les endogènes  $z_t$  et noté  $e_t$  peut être décomposé de sorte que  $e_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$ . On a ainsi :

$$e_t = \begin{pmatrix} e_t^{Invpub} \\ e_t^{TDIR} \\ e_t^{PIBH} \\ e_t^{PC} \\ e_t^{Ouv} \end{pmatrix} = A_0^{-1} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{polbu} \\ \varepsilon_t^{polmo} \\ \varepsilon_t^{ad} \\ \varepsilon_t^{as} \\ \varepsilon_t^{ext} \end{pmatrix}$$

Avec *as*, le choc d'offre, *ext*, les chocs extérieurs, *ad* le choc de demande, *polbu* le choc budgétaire, *polmo* le choc de politique monétaire.

Afin de déterminer la matrice  $A_0$ , nous allons suivre l'approche de Binning (2013), qui permet d'identifier les chocs structurels en imposant des restrictions à la fois des signes et de zéros, à court terme et à long terme. Cette approche, plus flexible pour l'identification des chocs d'un modèle SVAR, propose un cadre unifié pour l'identification des chocs dans un modèle VAR sous-identifié. Cette approche permet de lever la contrainte d'une imposition d'un nombre précis de restrictions par les zéros lors du processus d'identification des chocs (Binning, 2013, p.2). Il s'agit d'une évolution par rapport à la méthode de Rubio-Ramirez and al. (2010), qui proposent un algorithme d'identification des chocs à court terme et à long terme pour les modèles exactement identifiés.

L'approche de Binning (2013) permet ainsi une plus grande liberté dans la définition des chocs, comme la combinaison de restrictions sur les délais d'impact, sur les signes ou l'amplitude attendue de la réaction d'une variable donnée à un choc. Cette méthode d'identification sera implémentée sur le logiciel Eviews 10. La présentation du schéma d'identification des chocs de notre modèle est présentée au Tableau 6 ci-dessous.

Tableau 6 : Schéma d'identification des Chocs Structurels du Modèle B-SVAR

Types de restrictions	Variable Impactée	Délai d'impact (trimestre)	Choc	Signe
Signes	INF	0	as	+
	INF	0	ad	+
	INF	1	Polmo/bud	+
	PIBH	1	Polmo/bud	+
	PIBH	0	as	+
	TDR	0	ad	-
	OUV	0	Polbudg	-
	INVPRIV	0	Polbudg	-
	INVPRIV	1	Ouv	+
	PC	0	Polmo	+

		PC	0	Polmo	0
		OUV	0	Polbudg	0
Zéros	Long terme	/	/	/	/

Note : construction des auteurs. Les signes « + » et « - » renvoient aux sens de l'incidence du choc sur la variable impactée. Le signe « / » dénote l'absence de restrictions. Les chocs d'offre (as) sont les chocs qui impact le prix du pétrole.

Cette spécification des chocs reprend les résultats théoriques du modèle offre agrégée – demande agrégée (AS-AD) où les chocs d'offre induisent un accroissement de la production et une baisse de l'inflation (mouvements inverses) et les chocs de demande un accroissement conjoint de la demande et de l'inflation à court terme (mouvements similaires)<sup>8</sup>. Par ailleurs, nous avons spécifié un choc de politique monétaire qui a une influence retardée sur l'inflation, ce qui permet de prendre en compte les délais dans la transmission de la politique monétaire.

Cette approche est recommandée par Estrella (2015) non seulement pour se conformer aux faits stylisés qui montrent que la politique monétaire ne réagit qu'après un délai sur l'activité et les prix (Friedman, 1961 ; Bernanke et Gertler, 1995 ; Svensson, 1997 ; Baltini et Nelson, 2001) mais permet également de s'affranchir du problème de « Price Puzzle » observé assez régulièrement avec des données empiriques. En effet Estrella (2015), suggère de résoudre le problème de « Price Puzzle » en introduisant une restriction prenant en compte l'effet retardé de la politique monétaire sur l'économie. Ainsi, nous avons identifié le choc de politique monétaire en imposant un délai dans sa transmission à l'inflation et à l'activité, et en imposant une contrainte de signe sur son effet retardé sur l'inflation (Tableau 6).

Le modèle spécifié à l'équation (2) suppose l'endogénéité de l'ensemble des variables du modèle. Cette hypothèse implique que les variables domestiques telles que le taux directeur de la Banque Centrale auraient une influence sur le cours du pétrole. La R.D. Congo étant une petite économie ouverte, cette éventualité n'est vraisemblablement pas réaliste. Pour résoudre ce problème, nous avons imposé des restrictions visant à annuler les coefficients de retard associés aux variables endogènes dans l'équation du prix du pétrole de la forme réduite du modèle SVAR. Ce faisant, aucune variable du système ne pourra impacter le prix du pétrole.

## 5.2. Estimation Bayésienne

L'estimation de l'équation (3) quant à elle s'est effectuée suivant une approche bayésienne. Elle a été préférée à l'approche classique parce qu'elle permet d'adjoindre à l'analyse, l'information connue a priori (les priors) sur le comportement des variables étudiées dans le processus d'estimation des paramètres, ce qui permet de combiner à la fois l'expérience de l'analyste et l'information contenue dans les données (Hamilton, 1994). La différence fondamentale entre l'estimation classique et bayésienne réside sur le traitement des paramètres à estimer. Ainsi, là où l'approche classique ne fera reposer l'estimation que sur l'information contenue dans les données, l'approche bayésienne, elle, repose sur le fait que la distribution des paramètres à estimer sera proportionnelle à leur vraisemblance au regard de l'information contenue dans les données et à l'information a priori, formulée par l'analyste (hypothèses sur les distributions de probabilité des paramètres).

Formellement, soit :

$$z_t = c + \beta_1 z_{t-1} + \beta_2 z_{t-2} + \mathbf{L} + \beta_p z_{t-p} + e_t \quad (3)$$

<sup>8</sup> Toutefois, à la différence du modèle Offre agrégée-Demande Agrégée, nous n'avons pas imposé de restrictions quant à l'effet de long terme des chocs d'offre et de demande sur la croissance. Ainsi, seules les implications à court terme du modèle ont été considérées

La forme réduite du VAR structurel spécifié en (3). En posant  $X_t$  le vecteur de format  $[(np + 1) \times 1]$  des variables contenant un terme constant ainsi que les retards des variables endogènes, on a :

$$X_t = \begin{pmatrix} 1 \\ z_{t-1} \\ z_{t-2} \\ M \\ z_{t-p} \end{pmatrix}, \text{ De même en posant } \Pi \equiv \begin{pmatrix} c \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ M \\ \beta_p \end{pmatrix}$$

Le modèle (3) peut se réécrire sous forme matricielle :

$$z_i = \Pi' X_i + e_t$$

Ici, les paramètres inconnus sont  $\Pi$  et  $\Omega$ , où  $\Omega \equiv E(e_t' e_t)$  désigne la matrice de variance-covariance des résidus. Ainsi, la distribution a posteriori des paramètres à estimer,  $f(\Pi, \Omega | z_i)$  peut être formulée suivant le théorème de Bayes :

$$f(\Pi, \Omega | z_i) = \frac{F(z_i | \Pi, \Omega) \times P(\Pi, \Omega)}{F(z_i)} \quad (4)$$

Où  $F(z_i | \Pi, \Omega)$  renvoie à la vraisemblance du modèle,  $P(\Pi, \Omega)$  le prior ou la distribution de probabilité des paramètres à estimer issue des informations a priori de l'analyste et  $F(z_i)$  la densité des données ou vraisemblance marginale.

Dans le cadre de nos travaux, nous avons eu recours au prior de Minnesota pour formaliser l'introduction de l'information a priori dans les modèles estimés. Celui-ci incorpore au modèle la croyance selon laquelle les variables sont stationnaires ou non. Plus précisément, le prior de Minnesota permet d'introduire l'information selon laquelle les variables composant le vecteur  $z_i$  suivent un processus autorégressif d'ordre 1 (AR(1)) ou une marche aléatoire.

Le choix du prior de Minnesota se justifie entre autres dans ce travail par l'incorporation du PIB per Capita au niveau de notre modèle. Celui-ci possédant deux tendances, soit une tendance baissière de 1990 à 2002 et haussière de 2002 à 2019, il est par conséquent nécessaire lors de l'estimation de prendre en compte cette non stationnarité. C'est ainsi qu'il a été affecté une valeur égale à 1 pour le coefficient relatif au GPIB dans le vecteur de paramètres du prior et 0,9 pour les autres variables du modèle suivant Bikai et Essiane (2018).

Enfin, en ce qui concerne le vecteur des hyper-paramètres  $\Gamma^9$  relatif à la spécification de la matrice de variance-covariance du prior, nous lui avons attribué des valeurs généralement utilisées dans la littérature (voir Canova, 2007), l'hyper-paramètre  $\lambda_1$  utilisé prend la valeur 0,1, traduisant une certaine certitude dans la croyance relative au comportement des variables étudiées. Ainsi, on a :

$$e_t = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \lambda_3 \\ \lambda_0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,1 \\ 0,5 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$$

<sup>9</sup> Ces hyper-paramètres permettent de formaliser le degré de certitude avec lequel on estime que les variables suivent ou non l'hypothèse de stationnarité. L'hyper-paramètre  $\lambda_1$  contrôle la précision générale du prior et une valeur faible traduit davantage de certitude quant au comportement supposé de la variable.  $\lambda_2$  Contrôle le niveau d'interaction entre les variables du modèle. Plus il est faible, moins on suppose d'interaction entre les variables.  $\lambda_3$  traduit le degré avec lequel on suppose que les coefficients des retards supérieurs à 1 tendent vers 0. Enfin, plus  $\lambda_0$  est faible, plus on suppose que l'influence du terme constant dans la dynamique des variables dépendantes est faible.

Enfin, nous avons simulé les distributions postérieures des paramètres à travers un rééchantillonnage par la méthode Markov Chain Monte Carlo<sup>10</sup>. Ainsi, nous représentons la distribution de la décomposition de la variance ainsi que la décomposition historique avec intervalles de crédibilité<sup>11</sup>, ce qui permet d’apprécier le degré d’incertitude de l’incidence des différents chocs identifiés sur les comportements des variables étudiées.

## 6. Résultats empiriques, Discussions et Pistes

Dans cette section, nous présentons et discutons des résultats issus de nos analyses. Nous commençons par présenter les multiplicateurs budgétaires congolais issus des régressions simples dans la sous-section 6.1. Pour statuer sur la stationnarité de chacune des variables, nous utilisons les tests de racine unitaire ADF et analysons l’existence de la relation de long terme ainsi que les séquences de causalités au sens de Granger (1980) au point 6.2. Nous estimons notre modèle B-SVAR au point (6.3) avec un retard (P=2) issu du test d’optimalité étant donné que nos séries sont trimestrielles. Ensuite, nous menons l’analyse de la sensibilité des variables face aux chocs au point (6.4), nous avons effectué 10.000 tirages en utilisant le logiciel Eviews 10.

Les IRFs sont obtenues avec un intervalle de confiance de 68%. Enfin, la décomposition de la variance du modèle B-SVAR est développée dans les sous-sections 6.5.

### 6.1. Estimation du Multiplicateur par les MCO

Les multiplicateurs budgétaires issus de nos régressions simples se résument dans le tableau 7.

Tableau 7 : Estimations par MCO des Multiplicateurs budgétaires

Sous-périodes	Multiplicateurs	Significativité (P-Value)
<b>1990-1996</b>	0,046**	0,013
<b>1997-2000</b>	0,018	0,315
<b>2001-2006</b>	0,083**	0,0163
<b>2007-2011</b>	0,108**	0,029
<b>2012-2018</b>	0,065	0,685

Note : (\*\*\*) dénote la significativité au seuil de 10% ; (\*\*) dénote la significativité au seuil de 5% ; (\*) dénote la significativité au seuil de 1%.

On remarque que les évidences empiriques de ces régressions coïncident avec ceux de Batini et al. (2014) qui ont aussi postulé que le multiplicateur devrait se situer entre 0,1 et 0,3, de Estevao et Samake (2013) estimant un multiplicateur de entre 0,1 et 0,2 (avec le cas de Costa Rica et la République Dominicaine). Par ailleurs, nos résultats concordent avec Muir et Weber (2013) qui ont estimé un multiplicateur inférieur ou égal 0,2 pour la Bulgarie. Mentionnons aussi que ce faible niveau de multiplicateur est la source de l’inefficacité de la politique budgétaire dans ces économies en développement, dont la RD Congo en particulier.

### 6.2. Stationnarité, Cointégration et causalité des variables

Les résultats présentés dans le Tableau 8 montrent que six (6) des variables de notre modèle notamment dépenses publiques en capital (Invpub), le solde budgétaire (Sb), le PIB per capita (PIBH), le taux d’inflation (Infl), le taux directeur (TDIR), le taux d’ouverture (Ouv) sont stationnaires en niveau et deux (2) variables dont l’investissement privé (Invpri) et le prix du cuivre (PC) sont stationnaire en différence première. Un test de cointégration au sens de Johansen (1991) devrait nous fixer sur la relation de long terme entre ces variables.

<sup>10</sup> Calibré pour effectuer 1000 ré-échantillonnages

<sup>11</sup> Pour des seuils de 30%, 50%, 68% et 90%.

Tableau 8 : P-Value du test ADF sur les variables Monétaires en RDC

Indicateurs	En niveau			En différence première		
	Avec Constante	Avec Tendance	None	Avec Constante	Avec Tendance	None
<b>INVPUB</b>	0.005*	0.005*				
<b>SB</b>	0.029**					
<b>INVPRI</b>						0.088***
<b>PIBH</b>	0.039**	0.039**				
<b>INFL</b>	0.080***					
<b>TDIR</b>	0.024**					
<b>PC</b>				0.053***		
<b>OUV</b>	0.025**	0.025**				

Note : Le test est effectué dans le logiciel Eviews 10 à partir des données de la WDI. (\*\*\*) dénote la significativité au seuil de 10% ; (\*\*) dénote la significativité au seuil de 5% ; (\*) dénote la significativité au seuil de 1%.

Le test de cointégration de Johansen<sup>12</sup> présenté dans le Tableau 9 conduit à l'acceptation de l'existence de 6 relations de long terme entre nos variables d'étude au seuil de 1%. Ceci nous permet donc de continuer nos analyses avec la causalité entre elles.

Tableau 9 : Relation de cointégration au sens de Johansen

Relations de long terme	Trace		Maximum Eignvalue	
	Statistique	P-value	Statistique	P-value
None*	830.809	0.000	296.394	0.000
Au plus 1*	534.415	0.000	177.635	0.000
Au plus 2*	356.780	0.000	122.073	0.000
Au plus 3*	234.707	0.000	112.279	0.000
Au plus 4*	122.428	0.000	63.902	0.000
Au plus 5*	58.5265	0.000	43.796	0.000
Au plus 6	14.7302	0.065	11.991	0.111
Au plus 7	2.740	0.098	2.739	0.098

Note : Le test est effectué dans le logiciel Eviews 10 à partir des données de la WDI. (\*) Symbolise les relations statistiquement significatives dans le long terme. L'intervalle de Lag choisi est de 1 à 2.

Quant à la causalité, le test de Granger (1980) a été utilisé et nous a permis d'établir la relation représentée dans la Figure 6. Une relation de causalité bidirectionnelle ressort de ce test. A cet effet :

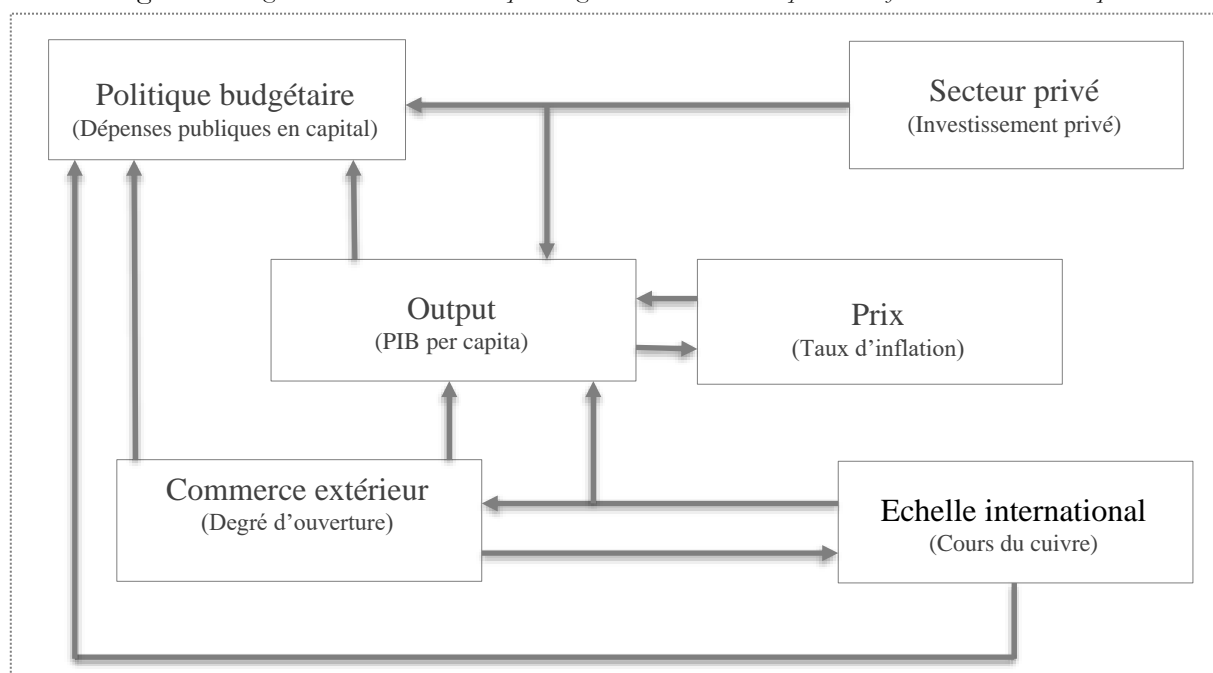
- Une causalité unidirectionnelle entre l'évolution des investissements privés et les dépenses publiques en capital au seuil de 1%. Il s'agit là, selon notre étude, une relation significative entre les investissements publics et les investissements privés. Ces résultats renforcent la quête dans le sens où cette relation implique une prise en compte des efforts privés dans l'élaboration de la politique budgétaire. Ce qui à l'encouragement du partenariat public-privé dans ce domaine d'investissement pour encourager la croissance.
- Les dépenses publiques en capital sont également expliquées par l'ouverture économique, les revenus des ménages ainsi que les cours mondiaux du cuivre au seuil de 5%. Cette réalité montre que le degré d'ouverture constitue un atout majeur pour les finances publiques dans la mesure où, les recettes domaniales constituent une base prépondérante pour financer les investissements de l'Etat. Par ailleurs, la politique budgétaire est également fonction du niveau de demande des ménages dont les revenus sont pris pour proxy.
- Une causalité bidirectionnelle entre le PIB per capita et le taux d'inflation en raison respectivement de 1 et 10% de seuil. Ceci, confirme la relation indirecte établie par l'économiste américain Arthur Okun statuant sur la procyclicité de la dynamique des prix.

<sup>12</sup> Le test de cointégration suivant l'approche de Soren Johansen (1991) est le plus adapté dans le cas de plusieurs variables ( k supérieur à 2) intégrées d'ordre différents , soit I(0) et I(1), car il permet de déterminer le nombre de relations de cointégration reliant les variables

- Les investissements et l'ouverture économique causent l'output respectivement au seuil de 1 et 10%. Ceci démontre le mécanisme keynésien dans l'effet multiplicateur des investissements privés mais aussi les externalités positives du marché international.
- Une causalité bidirectionnelle entre les cours mondiaux du cuivre et l'évolution de l'ouverture économique au seuil de 1%. Cette relation montre à suffisance que les cours du cuivre est fonction de l'atmosphère internationale.
- La dynamique des cours mondiaux du cuivre cause l'évolution des revenus des ménages au seuil de 1%.

Il ressort donc de ces 6 relations que les dépenses publiques et le PIB per capita sont les variables les plus endogènes parmi les huit (8) retenues dans cette étude. Le test de spécification du modèle en dira plus. La Figure 6 présente le mécanisme de causalité significative entre les variables.

Figure 6 : Diagramme d'interaction Politique Budgétaire – Investissement privé – Performance macroéconomique



Note : Figure générée par les auteurs sur base des résultats du test de causalité. Les flèches en traits continus montrent les liens de causalité directs significatifs.

### 6.3. Estimation du modèle B-SVAR

Dans le cadre de nos travaux, nous avons estimé le modèle B-SVAR de l'équation (3), une estimation bayésienne avec prior de Minnesota (Robert Litterman, 1979). Nous avons imposé des restrictions sur la dynamique des cours du cuivre. Nous présentons les résultats issus de l'analyse bayésienne.

#### 6.3.1. Modèle B-SVAR avec restrictions

Nous avons imposé des restrictions sur l'existence d'impact sur le prix du cuivre ainsi que sur le délai d'impact fixé jusqu'à une période afin de tenir compte de l'impuissance de l'économie congolaise sur la scène internationale ainsi que le délai minimum requis pour le mécanisme des politiques macroéconomiques selon Friedman (1961). Le Tableau 10 présente le système d'équation du modèle B-SVAR estimé. Le Tableau 9 présente les fonctions de réponses de ce modèle.

Tableau 10 : Estimation du modèle B-SVAR avec restrictions

Bayesian VAR Estimates								
Prior type: Litterman/Minnesota								
Initial residual covariance: Full VAR								
Hyper-parameters: Mu: 0, L1: 0.1, L2: 0.5, L3: 1								
	INVPUB	INFLATION	INVPRIV	OUVERTURE	PIBH	PRIXCUIVRE	SB	TDIR
INVPUB (-1)	0.818278	0.000137	86.62439	2.03E-09	-8.15E-08	1.93E-06	-3.02E-08	3.04E-07
INVPUB (-2)	-0.127974	5.23E-05	43.49621	1.08E-09	-7.28E-08	-2.13E-05	-1.04E-08	1.36E-07
INFLATION (-1)	-10.51688	0.922054	4752.272	1.48E-06	0.000219	0.025331	-2.82E-05	-1.47E-05
INFLATION (-2)	-4.510551	-0.076033	-5195.652	1.18E-07	8.26E-05	0.005203	-6.64E-06	-3.58E-05
INVPRIV (-1)	5.81E-05	-2.67E-08	1.002012	8.00E-12	6.40E-11	3.51E-08	-1.49E-11	-6.80E-11
INVPRIV (-2)	1.28E-05	-3.72E-08	-0.039090	2.42E-12	-2.30E-11	-1.50E-08	-2.61E-13	-8.92E-12
OUVERTURE (-1)	-75480.95	85.05559	-34786128	0.916962	3.128085	-164.4962	0.145395	-1.048672
OUVERTURE (-2)	-54390.08	137.0026	24037195	-0.058804	2.231024	227.5449	-0.003500	-0.583513
PIBH (-1)	-240.3059	1.377973	-270040.9	-0.000286	1.087275	3.593396	0.000356	0.004314
PIBH (-2)	134.0596	1.567799	-1040215.	-0.000252	-0.114717	-4.807068	0.001290	-0.019960
PRIXCUIVRE (-1)	40.01995	-0.007068	45725.08	3.09E-06	0.000497	1.052330	-3.49E-07	0.000117
PRIXCUIVRE (-2)	3.658226	-0.038062	10226.12	9.62E-07	2.70E-05	-0.103931	7.81E-06	5.79E-05
SB (-1)	42236.55	-11.46389	-26360051	-0.010899	-1.273809	-6.730132	0.951601	0.203549
SB (-2)	20652.19	36.55855	7460505.	-0.004826	-0.192847	10.12340	-0.047754	-0.017311
TDIR (-1)	-1164.909	5.003803	-6305125.	0.000121	0.002816	4.760618	-0.000789	1.066480
TDIR (-2)	857.3639	3.305814	-2688882.	0.000136	-0.023284	0.685275	-0.001984	-0.137625
C	-72206.45	-840.4634	3.79E+08	0.233020	3.458867	552.9578	-0.533835	5.477046
R-squared	0.973616	0.927235	0.997590	0.996762	0.999053	0.980806	0.918162	0.981521
Adj. R-squared	0.968467	0.913037	0.997119	0.996131	0.998868	0.977061	0.902194	0.977915
F-statistic	189.1188	65.30747	2121.130	1577.854	5407.354	261.8917	57.49873	272.2148

Partant du système d'équations estimées dans le Tableau 9, l'on note les faits stylisés significatifs ci-après :

- Le système B-SVAR estimé est stable avec le vecteur des résidus normalement distribués et homoscédastiques.
- Les valeurs retardées des dépenses publiques exercent une influence positive significative et très importante sur les investissements privés, soit de 86,62 et 43,49 pour les périodes t-1 et t-2. Ce résultat appuie l'hypothèse de l'existence d'une relation entre les deux variables et donc valide nos recommandations en terme de efforts sur une stratégie de partenariat public-privé.
- De son côté, la dynamique des investissements privés ne présente qu'une faible incidence sur les investissements gouvernementaux bien que significative.
- Cependant, l'on enregistre qu'une faible incidence des deux investissements (publics et privés) sur l'output. Ceci corrèle notamment avec le faible niveau du multiplicateur des dépenses publiques.
- La dynamique des prix intérieurs exerce un impact positif sur le revenu des ménages et les investissements privés mais négatif sur les dépenses publiques. Ces évidences renforcent les relations de causalités établies ci-haut. Cette influence s'explique par le fait qu'une hausse du taux d'inflation a souvent tendance à s'accompagner de la dépréciation monétaire laquelle oblige le gouvernement à pratiquer une politique d'austérité. Toutefois, nos données infirment l'hypothèse de la procyclicité de l'inflation car une corrélation positive avec le niveau d'activité. La relation positive qu'a l'inflation avec les investissements privés montre que la hausse de ces derniers s'accompagne de la hausse de la demande globale laquelle aura des incidences sur la volatilité des prix.
- Le degré d'ouverture économique exerce une influence négative sur les investissements privés au niveau national. Ceci montre à suffisance que la compétitivité de l'économie congolaise face au reste du monde demeure encore faible. Ce qui expliquerait la substitution des investissements locaux par les importations.

#### **6.4. Analyse des chocs**

Dans les Figure 9-14, nous présentons les IFRs des variables macroéconomiques face à aux chocs de la politique budgétaire (Dépenses publiques en capital : INV PUB), chocs de la politique monétaire (Taux directeur : TDIR), chocs de demande (PIB per capita : PIBH), chocs d'offre (prix du cuivre : PC) et enfin, aux chocs d'ouverture économique (Degré d'ouverture : Ouverture).

##### **6.4.1. Choc Budgétaire**

- Nos analyses montrent qu'en présence d'un choc budgétaire (choc touchant les dépenses publiques en capital), l'impact et les réponses de variables macroéconomiques se font ressentir dès la première période.
- Lorsque l'on enregistre un choc budgétaire positif, c'est-à-dire une expansion budgétaire, l'output augmente pendant les deux premières périodes avant de connaître un retournement négatif jusqu'à la sixième période où l'activité économique connaîtra une reprise continue, soit une expansion économique. Les investissements privés réagissent favorablement avec une croissance semi-linéaire. D'où, l'infirmerie de l'existence de l'éviction budgétaire. Quant au taux directeur, ce dernier commence par baisser jusqu'à la quatrième période avant d'atteindre le point d'inflexion à la cinquième période, soit une politique monétaire restrictive pour assurer ainsi la bonne coordination (la Policy mix). Le taux d'inflation répond positivement, une hausse généralisée des prix est observée à la suite de ce choc, dans

un premier temps jusqu'à la septième période où ce taux connaîtra une baisse trop importante jusqu'à la fin. La RD Congo étant un petit pays, les effets ainsi que les réponses des cours du cuivre sur ce choc ont été annulés.

#### **6.4.2. Choc monétaire**

- Nos analyses montrent qu'en présence d'un choc monétaire (choc touchant le taux directeur), l'impact et les réponses de variables macroéconomiques se font ressentir dès la première période.
- Lorsque l'on enregistre un choc monétaire positif, c'est-à-dire une restriction monétaire, l'output augmente pendant les quatre premières périodes avant de connaître un retournement négatif jusqu'à la fin de la période d'analyse, l'activité économique connaîtra donc un recule, soit une contraction. Les investissements privés réagissent défavorablement avec une décroissance semi-linéaire. D'où, l'affirmation de la contracyclicité de la politique monétaire car cette dernière gêne la hausse de la demande globale en cas d'austérité. Quant aux dépenses publiques en capital, ces dernières commencent par baisser jusqu'à la quatrième période avant d'atteindre le point d'inflexion à la cinquième période, soit une bonne coordination (la Policy mix). Le taux d'inflation répond négativement, une baisse généralisée des prix est observée à la suite de ce choc, dans un premier temps jusqu'à la cinquième période où ce taux connaîtra une hausse trop importante jusqu'à la fin. Nous ne sommes donc pas en présence de « Price puzzle ». Comme pour le choc budgétaire, les effets ainsi que les réponses des cours du cuivre sur ce choc ont été annulés.

#### **6.4.3. Choc de demande**

- En présence d'un choc de demande (choc touchant les revenus des ménages), le taux d'inflation, les investissements publics et privés répondent simultanément à la hausse de manière continue. Le taux directeur quant à lui, connaît une augmentation importante c.à.d. la Banque centrale du Congo applique une restriction monétaire pour contenir (maîtriser) cette flambée généralisée des prix jusqu'à la cinquième période avant de procéder à un desserrement de ce taux. Il est à noter que ces évidences empiriques répondent correctement aux exigences théoriques telles que proposées dans le cadre AS-AD (OA-DA) pris pour référence dans les restrictions des signes et des zéros dans ce papier.

#### **6.4.4. Choc d'offre**

- En présence d'un choc d'offre (choc touchant les cours du cuivre), le taux directeur, les revenus de ménages, les investissements publics et privés répondent simultanément à la hausse de manière continue. La hausse du taux directeur et des dépenses publiques en capital démontre une parfaite policy mix pour riposter ce choc d'offre. Le taux d'inflation quant à lui, connaît une augmentation importante. Cette flambée généralisée des prix se prolonge jusqu'à la quatrième période avant de baisser. Cette deuxième partie de réponse du taux d'inflation rejoint également le cadre AS-AD qui voudrait l'existence des réactions inverses entre le niveau d'activité et de prix.

#### **6.4.5. Choc d'ouverture**

- En présence d'un choc relatif au degré d'ouverture économique (choc touchant l'indice de l'ouverture), le taux directeur, les revenus de ménages, les investissements publics répondent simultanément à la baisse de manière continue. La baisse du taux directeur et des dépenses publiques en capital démontre une parfaite policy mix pour riposter ce choc d'offre. Le taux d'inflation quant à lui, connaît une augmentation importante. Cette flambée généralisée des

prix se prolonge jusqu'à la cinquième période avant de baisser. Ces deux parties de réponse du taux d'inflation rejoint également le cadre AS-AD qui voudrait l'existence des réactions inverses ou identique, selon qu'il s'agit de choc d'offre ou de demande, entre le niveau d'activité et de prix étant donné que ce choc peut être assimilé à la fois à l'offre ou à la demande.

## **6.5. Décomposition de la Variance**

L'analyse de la décomposition de la variance des variables d'intérêt de notre étude semble corroborer les résultats obtenus dans la littérature. En effet, l'inflation semble être influencée par les investissements privés à un peu plus de 5% en R.D. Congo. Les chocs de demande (choc sur le PIB per capita) semblent également exercer une influence prépondérante dans l'explication de l'inflation, lissant ainsi le couloir pour le gouvernement et la BCC dans l'atteinte de son objectif de croissance économique. En effet, le gouvernement et la BCC, en agissant sur les dépenses publiques et le taux directeur, vise essentiellement à influencer la demande agrégée. Si l'on considère que la dynamique de l'inflation est essentiellement dictée par des chocs de demande, il pourrait s'avérer par conséquent aisé d'agir à la fois sur la stabilité des prix et l'activité économique avec les instruments macroéconomiques. Par ailleurs, nous pouvons noter que les chocs d'offre (choc sur le prix du cuivre) semblent n'influencent pas l'inflation à court terme, ce qui rejoint les résultats de Kenkouo (2015). La grande partie de l'explication du taux d'inflation revient sur ses propres réalisations passées, soit une explication à 60%.

En ce qui concerne la dynamique des investissements privés, elle est plus expliquée par ses propres innovations. Les résultats empiriques montrent aussi que les dépenses publiques en capital exercent une influence à plus de 15% sur les dépenses privés.

La croissance économique (ici croissance du PIB per capita) quant à elle ne semble pas être impactée par la dynamique du taux directeur. Ce résultat peut s'expliquer par le faible développement financier de la R.D. Congo, comme suggéré par les travaux de Peiris et Saxegaard (2007) ou de Mishra, Montiel et Spilimbergo (2013). Les chocs d'offre (choc sur le prix du pétrole), les chocs sur le taux de couverture (Commerce extérieur, endettement extérieur, etc.), la dynamique des prix, les investissements publics et privés ainsi que les chocs de demande sont ceux qui contribueraient le plus à la dynamique de la croissance en R.D. Congo, soit à plus de 40%. Les chocs d'offre (chocs sur le prix du pétrole) semblent donc ici avoir un impact indirect sur le PIB. Ce résultat tend à montrer la nécessité d'améliorer la productivité de l'économie congolaise pour soutenir sa croissance économique d'une part, et la faible opérabilité du canal du taux d'intérêt d'autre part.

Egalement, Les chocs de la politique monétaire semblent plus expliqués par la dynamique des investissements privés et les revenus des ménages (le PIB per capita). Ce qui démontre à suffisance la prise en compte des recommandations de Taylor (1993).

## CONCLUSION

L'objectif de ce travail était d'apprécier l'incidence de la politique budgétaire sur l'investissement privé et la croissance économique en R.D. Congo de 1990-2018. Dans ce sens, il a évalué l'intensité du multiplicateur Budgétaire afin de statuer sur mécanisme budgétaire de quelques sous périodes. Une régression simple a servi à cette fin. Nous avons estimé, comme Katuala (2020), un modèle de Vecteurs Autorégressifs structurels sous l'approche Bayésienne (B-SVAR) pour vérifier l'effet d'éviction et la dynamique macroéconomique sur les séries trimestrielles obtenues après désagrégation (Denton, 1971). La causalité de Granger (1980) et la cointégration de Johansen (1991) ont permis de statuer sur les liens entre variables alors que l'identification des chocs du modèle est inspirée des travaux de Binning (2013) qui combinent les restrictions de signes et de zéros tant à court terme qu'à long terme dans le cadre de modèles VAR structurels sous-identifiés. Dans notre travail, nous avons spécifiés 5 chocs : un choc de demande (choc sur le PIB per capital), un choc d'offre (choc sur les cours du cuivre), un choc budgétaire (sur les dépenses publiques en capital), un choc extérieur (sur l'indice d'ouverture) et un choc monétaire (choc sur le taux directeur).

La discussion de l'état de la littérature, nous a permis d'analyser les divers débats qui existent notamment quant à l'intensité du multiplicateur budgétaire, mais aussi sur l'incidence de la politique budgétaire sur les investissements privés ainsi que sur la performance macroéconomique.

Il en est ressorti que le multiplicateur budgétaire estimé se situe entre le 0 et 1 et la valeur la plus élevée se trouve dans la période 2006-2011 suivie de 2001 à 2005. Le niveau faible de ce multiplicateur démontre l'inefficacité des impulsions budgétaires sur l'activité économique durant la période d'analyse.

Plusieurs résultats clés se dégagent de nos travaux. Premièrement, il apparaît que le canal budgétaire est acceptable, bien que limité par le faible niveau de son multiplicateur, car les chocs sur dépenses publiques ont des retombées significativement escomptées sur la performance macroéconomique en R.D. Congo. Deuxièmement, tous les chocs sur les variables macroéconomiques n'ont pas eu d'incidence sur les cours du cuivre suivant notre restriction. Troisièmement, les chocs de demande semblent exercer une influence plus importante sur la dynamique de la stabilité monétaire interne (le taux d'inflation), sur les investissements publics et privés. L'hypothèse de la contracyclicité des politiques macroéconomique sous examens a été vérifiée. Ces résultats indiquent que la coordination des politiques a été de rigueur face à toute nature de choc simulé.

Etant donné que les chocs monétaire et budgétaire impactent négativement la volatilité des prix, nous exhortons le gouvernement de suivre cette piste en encourageant le bon dosage de la policy mix (une bonne coordination optimale) dans sa quête de stabilité monétaire interne et espérer par effet d'entraînement booster la croissance économique par la demande. Toutefois, nous prenons la liberté de préciser que nos résultats ne devraient pas être généralisés de manière abusive, ils ne sont valables que dans la philosophie et logique développées dans ce papier. Nous exhortons également les chercheurs à se lancer dans le développement de la modélisation B-SVAR dans les fins d'analyse des interactions entre les variables économiques. In fine, avec le développement récent du domaine de la macroéconomie, l'exploitation des modèles DSGE pour des fins d'évaluation des politiques macroéconomique en R.D. Congo semble de plus en plus très utile en termes de qualité. Les études futures peuvent s'ouvrir à d'autres types d'identifications de chocs des politiques économiques.

## BIBLIOGRAPHIE

- Alesina & Perotti (1996), "Fiscal adjustment in OECD countries ; composition and macroeconomic effects", NBER Working Papers, n°5730.
- Alesina Alberto & Perotti Roberto (1995), "Fiscal Expansion and Fiscal Adjustments in OECD countries", *Economic Policy*, n°21, 1995.
- Aschauer David (1989), "Is Public Expenditures Productive?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, Mars 1989.
- Bac C., Méary B. & Sobczak N. (1997). Déficit structurel, déficit conjoncturel : l'apport d'une modélisation multivariée, note D.P., août.
- Banque Mondiale (2002), "Qualité de la Croissance", Ed. De Boeck Université, Bruxelles (Belgique).
- Barrell N., Pain N. & Sefton J. (1997). "The Effects of Fiscal Policy and the Maastricht Solvency Criteria on European Employment", in Hairault, J.O., P.Y. Hénin et F. Portier, *Should we Rebuilt Built in Stabilizers ?* Kluwer Academic Publisher, 321-336.
- Barro Robert (1974), "Are Government Bonds Net Wealth ?", *The Journal of Political Economy*, Vol. 82, n°6, Novembre-Décembre 1974.
- Barro Robert (1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogeneous Growth", *The Journal of Political Economy*, Vol. 98, n°5.
- Barro Robert (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.106, n°2, May 1991.
- Blanchard O. & R. Perotti (2002). "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output ", *Quarterly Journal of Economics* 117(4), 1329-68.
- Blanchard O. & L. Summers (1986), "Hysteresis and The European Unemployment Problem", NBER Chapters, in: NBER Macroeconomics Annual 1986, Volume 1, pages 15-90 NBER, Inc.
- Blanchard O. & Daniel Leigh (2013), " Growth Forecast Errors and Fiscal Multipliers ", *American Economic Review*, American Economic Association, 103(3) : 117-120, mai.
- Canova F. & E. Pappa, (2007). " Price differentials in monetary unions: the role of fiscal shocks ", *Economic Journal* 117, 713-737.
- Canova, F., 2007, "Methods For Applied Macroeconomic Research", *Princeton University Press*
- Cheng, K.C., 2006, "A VAR Analysis Of Kenya's Monetary Policy Transmission Mechanism: How Does The Central Bank's REPO Rate Affect The Economy? ", (IMF Working Paper No. WP/06/300), *International Monetary Fund*.
- Creel J. B., Ducoudre C. Mathieu H. & Sterdyniak (2005), " Doit-on oublier la politique budgétaire ? Une analyse critique de la nouvelle théorie anti-keynésienne des finances publiques ", *Revue de l'OFCE*, no 92, janvier 2005.
- Creel J. & Mathieu Plane (2011).,"Petit précis de politique budgétaire par tous les temps. Les multiplicateurs budgétaires au cours du cycle ", *Revue de l'OFCE*, Presses de Sciences Po, n° 116, pp. 61-88.
- Creel J. & Francesco Saracen (2015), "Une analyse empirique du lien entre investissement public et privé ", *Revue de l'OFCE*, n° 144, décembre
- Creel, J., P. Monperrus-Veroni & F. Saraceno (2007), " Politique budgétaire discrétionnaire en France : les effets a court et a long terme ", *Revue économique*, vol. 58, n°5, septembre, 1035-1053.
- Creel, J., P. Monperrus-Veroni & F. Saraceno (2009), " Has the Golden Rule of public finance made a difference in the United Kingdom? ", *Scottish Journal of Political Economy* 56(5), 580-607.

- Denton, F-T., 1971, "Adjustment Of Monthly Or Quarterly Series To Annual Totals: An Approach Based On Quadratic Minimization", *Journal Of The American Statistical Association*, Vol. 66, p. 99–102.
- Engle, R. And Granger, C., 1987, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, p. 251-276.
- Fielding, D., 2004, "The Characteristics Of Macroeconomic Shocks In The CFA Franc Zone", *Journal Of African Economies*, Vol. 13, p. 488–517.
- Granger, W. J., 1980, "Testing For Causality: A Personal Viewpoint", *Journal Of Economic Dynamics And Control*, Vol. 2, No. 4, p. 329 – 352.
- Haavelmo T. (1945), " Multiplier effects of a balanced budget ", *Econometrica*, vol. 13, n°4, octobre, pp. 311-318.
- Heyer É. & R. Sampognaro (2015), "L'impact des chocs économiques sur la croissance dans les pays développés depuis 2014", *Revue de l'OFCE*, n° 138, juin.
- Johansen, S., 1991, "Estimation And Hypothesis Testing Of Cointegration Vectors In Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol. 59, p. 1551-1580.
- Kahn R.F. (1931), " The relation of home investment to unemployment ", *Economic Journal*, vol. 41, n°162, juin, pp.173-198.
- Katuala, H., 2020, « Politique monétaire, stabilité monétaire et croissance économique en République démocratique du Congo », HAL/MPRA, 31p.
- Keynes J.M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, New York: Harcourt (citations tirées de la version en français parue aux Editions Payot en 1942).
- King R. G., J. H. Stock et M. Watson (1995), " Temporal instability of the unemployment inflation relationship ", *Economic Perspectives of the Federal Reserve Bank of Chicago*, n° 19, pp. 2-12
- Mills Philippe & Quinet Alain (1992), "Dépenses Publiques et Croissance", *Revue Française d'Economie*, Vol. 7, n°3.
- Litterman, R.B., 1979, "Techniques De Prévision Utilisant Des Autorégressions Vectorielles", *Working Papers 115, Federal Reserve Bank Of Minneapolis, Révisé*.
- Matata, M., 2019, « Cours De Politique Economique : Deuxième Année De Licence En Sciences Economiques », *Université Protestante au Congo*.
- Munnell Alicia (1992), "Infrastructure Investment and Economic Growth", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6, n°4, Automne 1992.
- Nubukpo, Kako K. (2007), "Dépenses Publiques et Croissance des Pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine", *Afrique Contemporaine*, Vol.22, n°2.
- Peltzam Sam (1973), "The effects of public subsidies in kind on private expenditures; the case of higher education", *The Journal of Political Economy*, Vol.81, n°1, Jan-Fev 1973.
- Romer C. & J. Bernstein (2009), " The job impact of the American Recovery and reinvestment plan ", *Council of Economic Advisors*, 8 janvier.
- Romer C. & D. Romer (1989), " Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz ". *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 121-170.
- Romer C. & D. Romer (2009), " Do tax cuts starve the beast? The effect of tax changes on government spending ", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 139-200.
- Romer C. & D. Romer (2010), " The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks ", *American Economic Review* 100, 763-801.
- Rubio-Ramirez, J. F., Wagoner, D. F., and Zha, T., 2000, "Structural Vector Autoregressions: Theory Of Identification And Algorithms For Inference", *The Review Of Economic Studies*, Vol. 77, p. 665–696.
- Shapiro Matthew D. & Slemrod Joel B. (2009), "Did the 2008 Tax Rebates Stimulate Spending?", *NBER Working Paper*, n°14753.
- Solow Robert (2002), "Peut-on Recourir à la Politique Budgétaire? Est-ce Souhaitable ? ", *Revue de l'OFCE*, n°83, Octobre 2002.

Taylor, J., 1993, "Discrétion Versus Règles Politiques Dans La Pratique", *Série De Conférences Carnegie-Rochester Sur Les Politiques Publiques*, Vol. 39, No. 1, p. 195-214.s  
 Zakane Ahmed (2009), "Impact des dépenses d'infrastructures sur la croissance en Algérie. Une approche en séries temporelles multivariées (VAR) ", Les Cahiers du CREAD, n°87/2009.

## APPENDICES

### A1. Dynamiques des variables macroéconomiques

Figure 7 : Dynamique des Investissements Privés et des Investissements Publics

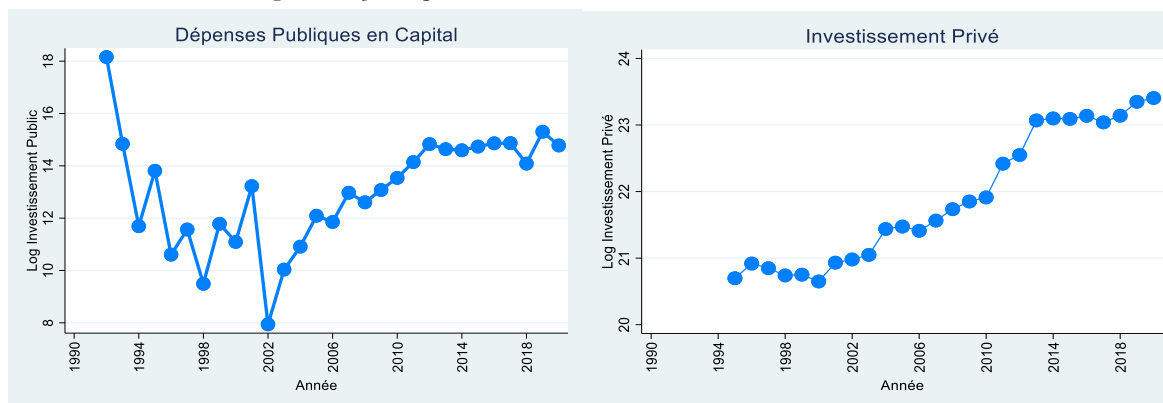


Figure 8 : Dynamique du PIB et PIB per capita

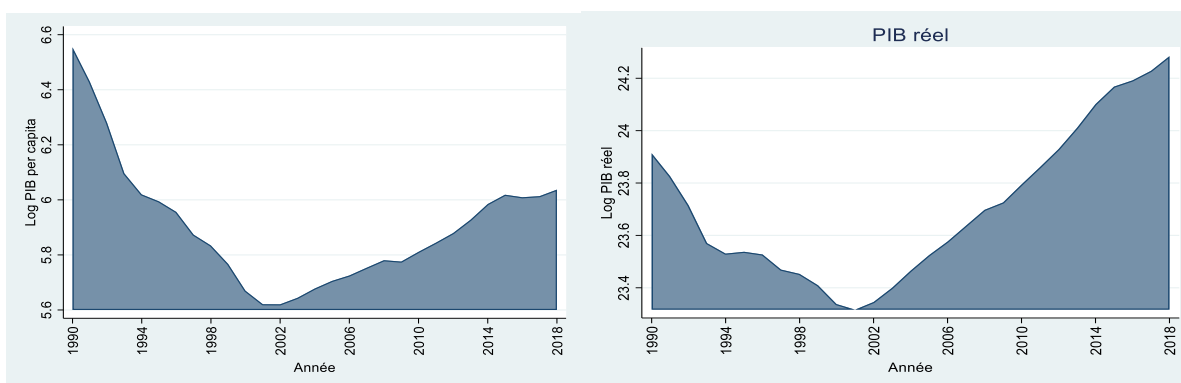
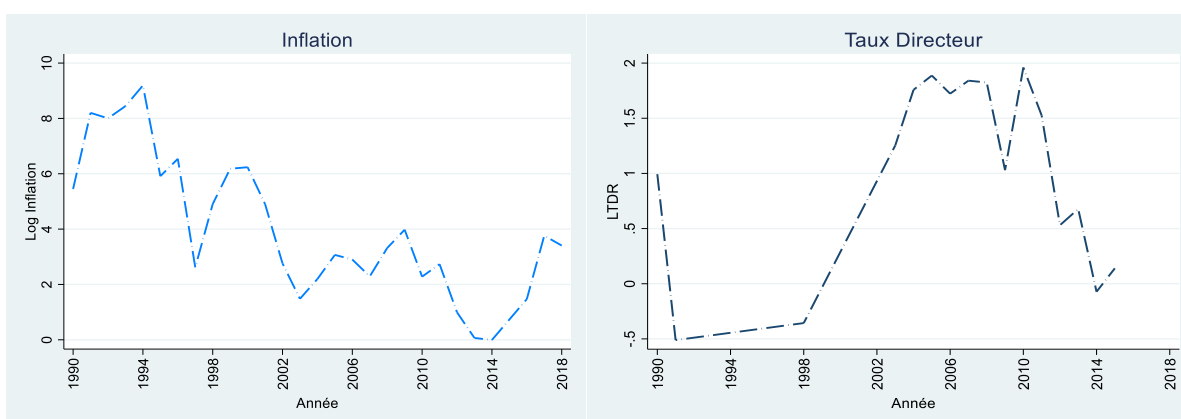


Figure 9 : Dynamique de l'Inflation et du taux Directeur



### A2. Description des variables et sources de données

Tableau 11 : Source des Données pour Estimation

Variables	Source des données
PIB	Banque mondiale, World Development Indicators, 2019.

Les données sur le PIB (Produit intérieur brut) se rapportent au revenu per capita de la population congolaise. Nous nous sommes ensuite servis du taux de croissance économique renseignant sur la dynamique de l'activité de cette série pour effectuer nos estimations

<b>Prix</b>	Banque centrale du Congo, Rapports annuels, 2007-2018.
<i>Les données sur le Prix se rapportent au taux d'inflation renseignant sur la dynamique du coût de la vie pour effectuer nos estimations</i>	
<b>Taux directeur</b>	Banque centrale du Congo, Rapports annuels, 2007-2018 Banque centrale du Congo, Rapports sur la politique monétaire, 2015-2017.
<i>Il s'agit là du taux d'intérêt nominal appliqué par la Banque centrale du Congo comme instrument principal dans la mise en œuvre de la politique monétaire.</i>	
<b>Multiplicateur Budgétaire</b>	Banque centrale du Congo, Rapports annuels, 2007-2018 Banque centrale du Congo, Rapports sur la politique monétaire, 2015-2017.
<i>Le multiplicateur fiscal est l'indicateur qui permet de mesurer l'effet de court terme d'une politique budgétaire expansionniste sur l'output. Il est défini comme étant le ratio d'un changement (variation) du niveau de l'output par rapport à un changement exogène affectant la consommation du gouvernement et/ou les impôts</i>	
<b>Investissement Privé</b>	Banque mondiale, World Development Indicators, 2019.
<i>Indique l'ensemble de dépenses productives des ménages et/ou des entreprises en vue d'augmenter la quantité ou d'améliorer la qualité des facteurs (ressources naturelles, main-d'oeuvre et capital) utilisés dans la production de biens et de services.</i>	
<b>Degré d'Ouverture</b>	Banque mondiale, World Development Indicators, 2019
<i>Le degré d'ouverture est pris comme le ratio des exportations plus importations sur le PIB. Pour un pays plus impliqué dans le commerce international, l'occasion se présentera d'importer des biens et des intrants intermédiaires essentiels à sa croissance, mais dont la production domestique est impensable à cause des coûts élevés que cela peut entraîner, du principalement au manque de technologies ou à une main-d'oeuvre non qualifiée.</i>	
<b>Cours du cuivre</b>	Marché : West Texas Intermediate (en USD)
<i>Le cours du cuivre est l'évolution du prix du cuivre, qui est à la base du marché du cuivre. Il est constitué d'un ensemble de prix déterminés par les opérateurs du marché du cuivre, concernant principalement sa valeur propre, mais aussi sa valeur spéculée à différents termes.</i>	
<b>Dépenses publiques</b>	Banque mondiale, World Development Indicators, 2019.
<i>Ce sont l'ensemble des dépenses réalisées par les administrations publiques. Leur financement est assuré par les recettes publiques (impôts, taxes, et cotisations sociales) et par l'excédent public. Nous le prenons en pourcentage du PIB.</i>	
<b>Solde budgétaire</b>	Banque mondiale, World Development Indicators, 2019.
<i>Le solde budgétaire se présente comme la variable renseignant sur les déséquilibres financiers publics. Nous nous en sommes servis comme une variable dummy avec 0 indiquant la présence d'un déficit budgétaire et 1 pour une absence de déficit.</i>	

Tableau 12 : Gouvernement et période

Période	Nombre de Gouvernement	Régime Politique	Gouverneur
1990 – 1996	11	Joseph Mobutu	Gouvernement Lunda Bulula, Gouvernement Lukoji, Gouvernement Tshisekedi I, Gouvernement Tshisekedi I, Gouvernement Mungul Diaka, Gouvernement Nguza, Gouvernement Tshisekedi II, Gouvernement Birindva, Gouvernement, Gouvernement Tshisekedi III, Gouvernement de salut national
1997 – 2000	1	Laurent Kabila	Gouvernement de Salut Public
2001 – 2006	1	Transition	Gouvernement de Transition
2007 – 2011	2	Joseph Kabila 1	Gouvernement Gizenga, Gouvernement Muzito
2012 – 2016	1	Joseph Kabila 2	Gouvernement Matata
2017- 2019	2	Alternance	Gouvernement Badibanga, Gouvernement Tshibala

### A3. Analyse de la sensibilité

Figure 10 : Choc de politique budgétaire

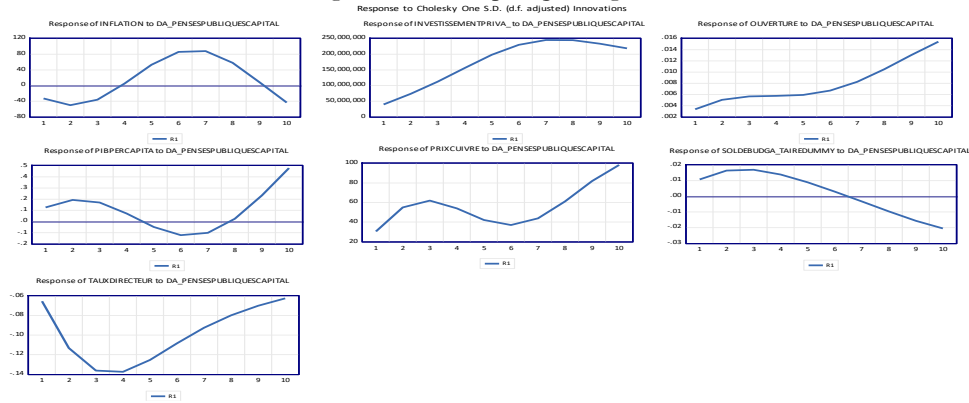


Figure 11 : Choc de politique monétaire

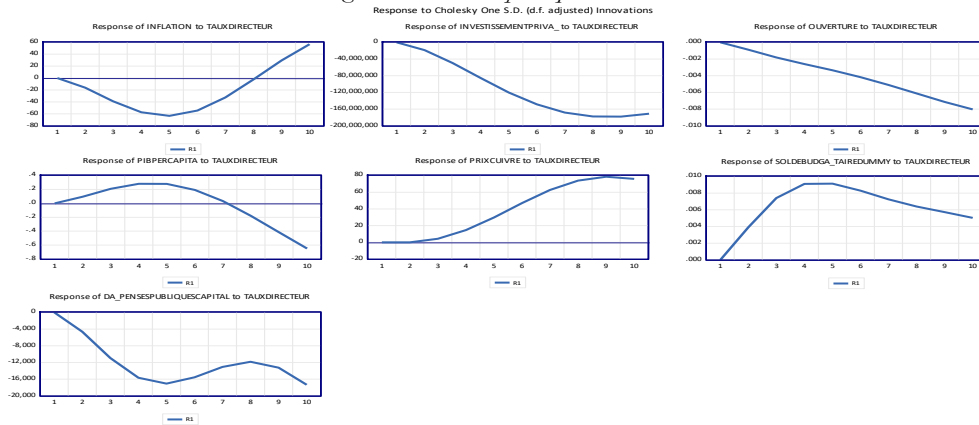


Figure 12 : Choc de demande

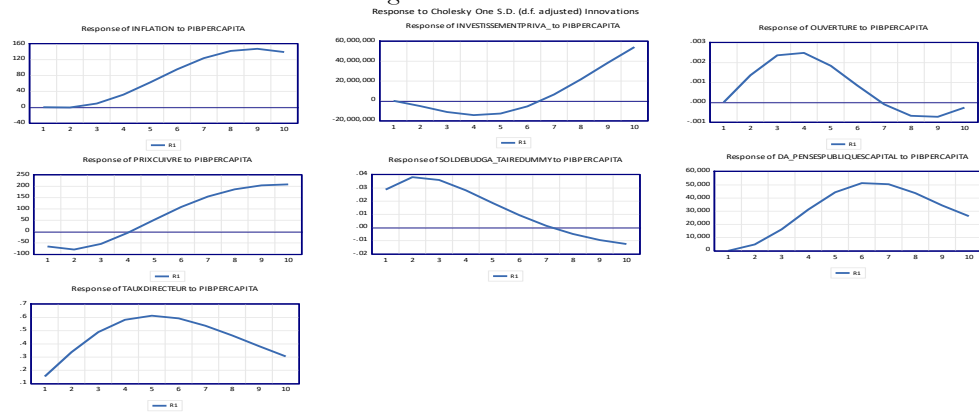


Figure 13 : Choc d'offre

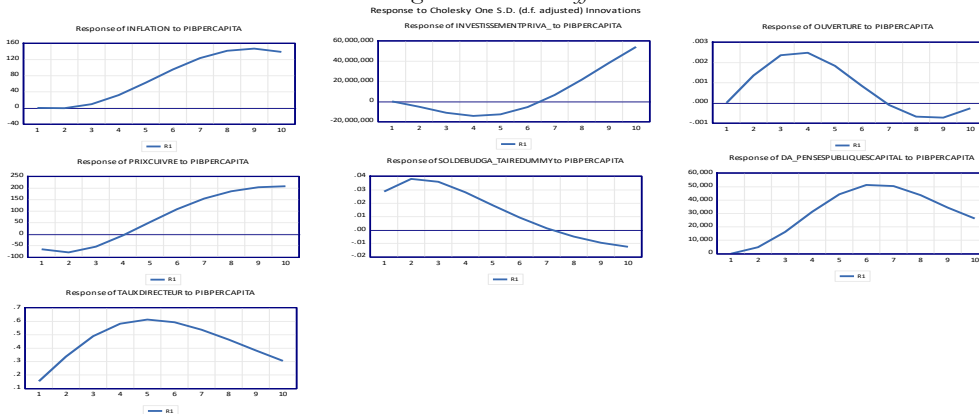


Figure 5 : Choc d'ouverture

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations

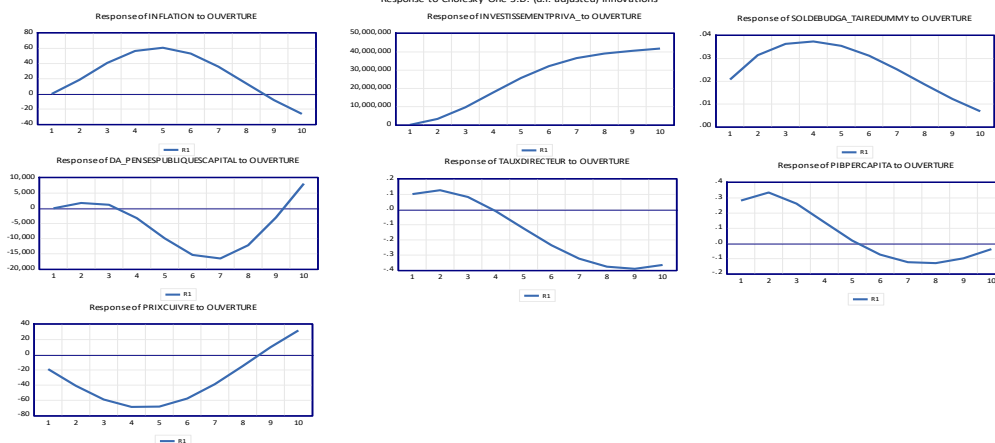
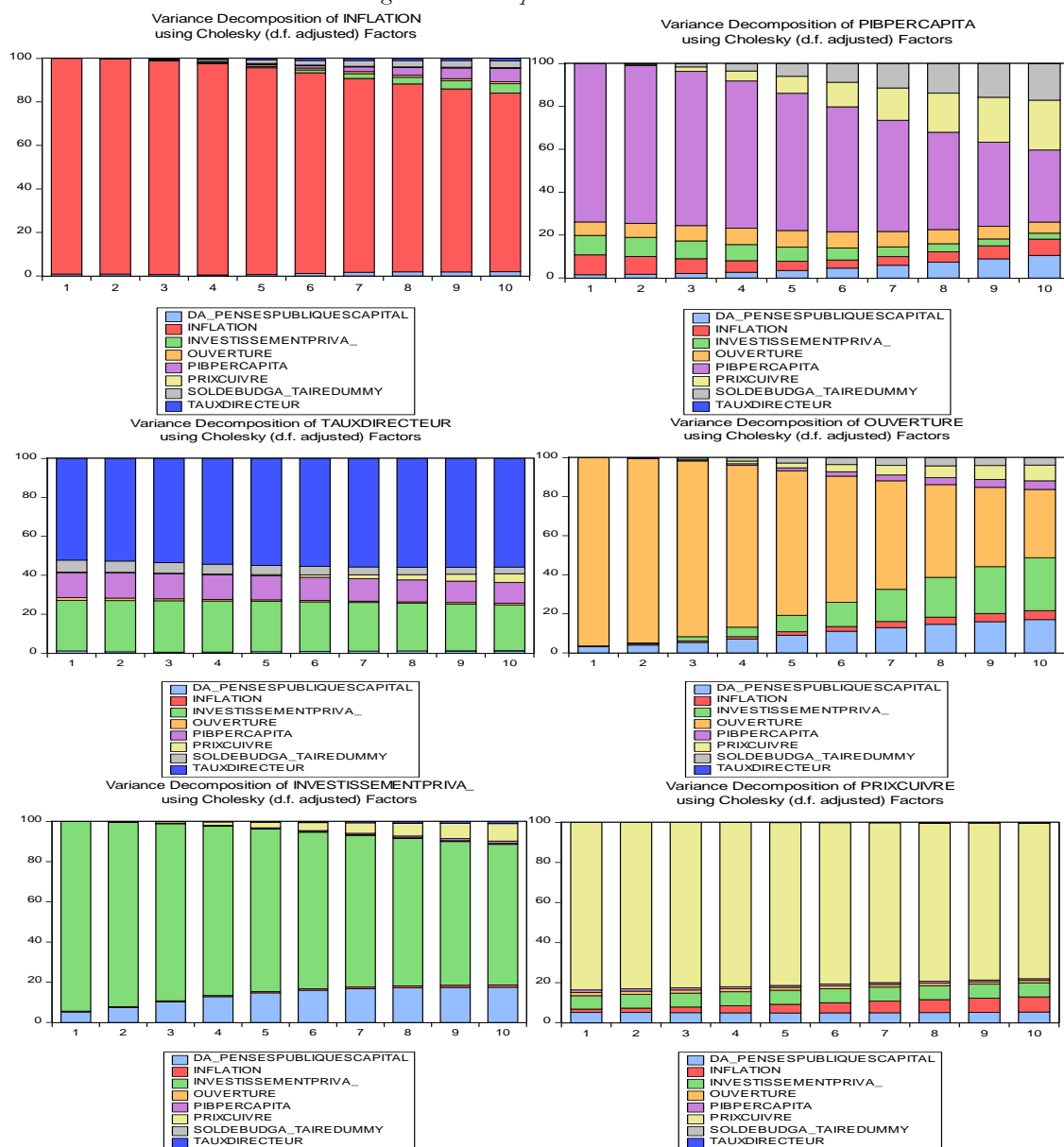
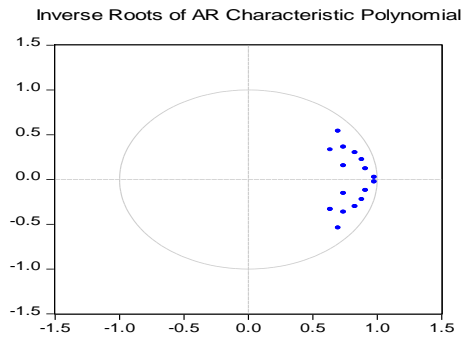


Figure 14 : Décomposition de la Variance



#### A4. Analyse de la robustesse

Figure 15 : Stabilité du B-SVAR estimé



*Hétéroscédasticité*

**VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Includes Cross Terms)**  
 Date: 06/23/20 Time: 14:03  
 Sample: 1990Q1 2018Q4  
 Included observations: 99

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
3321.678	2736	0.0000

*Autocorrélation des erreurs*

**VAR Residual Serial Correlation LM Tests**  
 Date: 06/23/20 Time: 14:01  
 Sample: 1990Q1 2018Q4  
 Included observations: 99

*Null hypothesis: No serial correlation at lag b*

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	33.20727	64	0.9995	0.500259	(64, 392.9)	0.9995
2	13.24797	64	1.0000	0.194892	(64, 392.9)	1.0000

*Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to b*

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	33.20727	64	0.9995	0.500259	(64, 392.9)	0.9995
2	84.35644	128	0.9990	0.627521	(128, 438.2)	0.9991

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

*Lag optimal*

**VAR Lag Order Selection Criteria**  
 Endogenous variables: INVPUB INFL INVPRI OUV PIBH PC SB TDIR  
 Exogenous variables: C  
 Date: 06/23/20 Time: 13:45  
 Sample: 1990Q1 2018Q4  
 Included observations: 97

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-6078.128	NA	4.35e+44	125.4872	125.6995	125.5730
1	-4724.073	2456.841	1.23e+33	98.88810	100.7992	99.66087
2	-4416.121	507.9618*	8.22e+30*	93.85817*	97.46807*	95.31783*
3	-4394.786	31.67280	2.12e+31	94.73785	100.0465	96.88442
4	-4356.435	50.60732	4.09e+31	95.26670	102.2742	98.10018

\* indicates lag order selected by the criterion  
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)  
 FPE: Final prediction error  
 AIC: Akaike information criterion  
 SC: Schwarz information criterion  
 HQ: Hannan-Quinn information criterion