



Dynare Working Papers Series  
<https://www.dynare.org/wp/>

## **Efficacité de la politique budgétaire en RDC**

M'pya Banza Mukalay

Working Paper no. 68

April 2021

**CEPREMAP**

CENTRE POUR LA RECHERCHE ECONOMIQUE ET SES APPLICATIONS

48, boulevard Jourdan — 75014 Paris — France

<https://www.cepremap.fr>

# Efficacité de la politique budgétaire en RDC

M'pya BANZA Mukalay\*

Mars 2020

## Résumé

*Cette étude fait ressortir l'impact d'une variation des impôts et taxes sur la production nationale et la demande agrégée tout en insistant sur l'influence des ménages non ricardiens. En outre, elle évalue (i) la valeur des multiplicateurs des dépenses et ceux fiscaux ainsi que (ii) les sources des fluctuations de la production. En recourant à l'estimation bayésienne d'un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) à l'aide des données trimestrielles de 1998-2018, les résultats démontrent d'un côté qu'une hausse des dépenses publiques accroît significativement la production, la consommation et l'investissement privé—avec un multiplicateur des dépenses évalué en moyenne à 0.36 à court terme—si une grande proportion des dépenses est affectée à l'investissement public. De l'autre côté, une baisse des impôts et taxes a un effet positif et significatif sur la production et la demande globale, avec un multiplicateur fiscal fixé à 0.14 en moyenne et à court terme. Cette efficacité est due au fait que la proportion des ménages non ricardiens (90%) est très élevée, permettant ainsi de stimuler l'économie. En outre, les variations cycliques de la production sont majoritairement expliquées par les chocs d'investissement public et de la taxe sur la consommation.*

**Mots-clés :** DSGE, Estimation bayésienne, Ménages ricardiens, Ménages non ricardiens, Multiplicateur, Politique budgétaire.

## Abstract (Fiscal policy effectiveness in DRC)

*A bayesian estimated dynamic stochastic general equilibrium model featuring non ricardian household (DSGE) is computed with the aims of (i) finding out the effects of government spending and tax cuts on output and aggregate demand, i.e. private consumption and investment, in the Democratic Republic of Congo using quarterly data from 1998Q1 to 2018Q2 and accounting the impact of rule-of-thumb household; (ii) evaluating the fiscal multipliers and (iii) carrying out the sources of business cycle. The main findings reveals that (i) government expenditure crowds-in output and aggregate demand (with an average multiplier fixed to 0.36 in the short run) if public expenditures are driven by public investment; (ii) tax cuts provide a significant and positive effect on the aggregate demand and the output with a multiplier evaluated to 0.14 in the short run. The rule-of-thumb household share (90%) is in general conducive to raising the level of aggregate consumption in response to government spending and tax cuts shocks. (iii) Lastly, the GDP's variability is driven by the public investment and tax on consumption shocks.*

**Keywords :** DSGE, Bayesian estimation, Fiscal policy, Ricardian household, Non Ricardian

---

\*Diplômé de l'Université Catholique de Bukavu, République Démocratique du Congo. Correspondance : [banzamukalay12@gmail.com](mailto:banzamukalay12@gmail.com)

household (rule-of-thumb), Fiscal multiplier.

*JEL Classification System* : E32, E62

## 1 Introduction

Quels sont les effets d'une augmentation des dépenses publiques ou d'une réduction des impôts et taxes sur le PIB et la demande globale en RDC ? Est-ce qu'une expansion budgétaire conduit à un effet d'éviction de la consommation des ménages et des investissements des firmes en RDC ? Ces questions sont d'actualité dans le cas de la RDC et ce travail se propose d'y répondre. En effet, une politique budgétaire (PB) est dite efficace si à la suite d'une expansion des dépenses ou d'une réduction des impôts et taxes, elle conduit à une hausse de la demande agrégée c'est-à-dire à une augmentation de la consommation privée et des investissements des entreprises. Si par contre elle aboutit à un effet inverse (baisse de la demande globale), elle est alors inefficace (Baxter & King, 1993; Bouakez & Rebei, 2007; Coenen & Straub, 2005; Fatás & Mihov, 2001; Galí et al., 2007).

Quelques études ont tenté de répondre à ces questions, notamment les trois suivantes : Barhangana (2006); Diwambuena & Boketsu (2019); Tavulyandanda (2015). Barhangana (2006) estime un modèle à correction d'erreur avec données annuelles allant 1970 à 2000 et trouve que la PB a été fortement inefficace au cours de cette période. Cette étude est complétée par celle de Tavulyandanda (2015) qui, à la différence de celle de Barhangana, se focalise sur la période allant de 2001 à 2015, période caractérisée par une forte croissance économique sans précédent en RDC. En dépit de la particularité de cette période, son étude débouche sur les mêmes résultats que celle de Barhangana (2006). Ainsi, pour ces deux auteurs, l'inefficacité de la PB peut s'expliquer par : (i) le niveau et la composition des dépenses (dépenses courantes en grande proportion orientées vers l'importation et autres investissements moins productifs), (ii) le financement de ces dépenses (hausse des impôts et emprunt public) et (iii) les déficits budgétaires renforcés par le niveau de la dette externe. L'étude de Diwambuena & Boketsu (2019) vient également en complément car elle couvre la période allant de 1980 à 2017. A la différence des précédentes études dont elle interroge les résultats, elle recourt à une combinaison des modèles TVC-SV et SVAR. Il résulte de leurs résultats, contrairement à ceux des travaux précédents, que la politique budgétaire a été fortement et partiellement efficace entre 2012 et 2015 avec un multiplicateur évalué à 2. Cette efficacité partielle est expliquée par le fait que seule la composante consommation des ménages augmente alors que l'investissement privé est évincé.

Il en résulte une ambiguïté quant au véritable rôle que la PB joue en RDC. Il est en fait difficile de dire si la PB est efficace ou non en raison de la divergence des résultats sur le sujet. Pourtant, savoir l'impact d'un choc des dépenses sur la demande agrégée est essentielle pour les autorités publiques. Celles-ci utilisent souvent la PB pour conduire l'économie vers une situation de faible taux de chômage (Beiton et al., 2001). En effet, lorsque le gouvernement procède par exemple à une hausse des salaires (composante des dépenses publiques) dans une période de récession, les résultats attendus sont que les ménages demandent davantage des biens et services, *ceteris paribus*. Cette hausse de la consommation privée conduira les entreprises à anticiper une demande effective élevée et à accroître les facteurs travail et capital en vue de rencontrer la nouvelle demande. Il en résulte un faible taux de chômage et un accroissement du bien-être au niveau de la société (Diab et al., 2016). Dès lors, l'implication des études antérieures conduites en RDC est qu'un choc budgétaire ou fiscal finira soit par évincer la demande globale (Barhangana, 2006; Tavulyandanda, 2015) soit par augmenter la consommation privée mais évincer l'investissement

(Diwambuena & Boketsu, 2019). D’où la nécessité de réinterroger les faits afin de confirmer ou infirmer les thèses en sus, apporter une nouvelle contribution sur la thématique et proposer une orientation aux autorités politiques.

Par ailleurs, au-delà de la divergence de ces résultats, le besoin de conduire une autre étude résulte du constat selon lequel, entre 1974 et 2018, les deux composantes de la demande globale semblent avoir réagi positivement à des augmentations des dépenses. En effet, suivant les données de la Banque Mondiale, les dépenses ont en somme connu une forte expansion sous la période considérée jusqu’en 2018 où elles ont connu une chute en raison des tensions politiques (voir annexe 1). Dans la même période, la consommation des ménages et les investissements privés (mesurés par la formation brute du capital fixe) ont aussi connu en moyenne une hausse. Ce qui laisse soupçonner une corrélation (et pas forcément une causalité) entre l’accroissement des dépenses et la demande globale. Ce fait stylisé remet partiellement en cause les résultats d’études précédentes et permet de considérer de manière hypothétique que la PB est efficace en RDC.

Afin de répondre aux questions soulevées et de se séparer des analyses antérieures, la présente étude recourt à un modèle général dynamique et stochastique (DSGE). Ce dernier constitue en effet l’outil privilégié pour évaluer les effets de toute politique économique (Galí et al., 2007). Contrairement aux modèles considérés dans les travaux précédents, il a l’avantage d’intégrer les comportements (décisions) rationnels des agents économiques et permet ainsi d’étudier leurs réactions aux différents chocs provoqués par le gouvernement (Torres, 2016). Cependant, le modèle DSGE Standard (*Real Business Cycle ou RBC*) et le célèbre modèle de Smets & Wouters (2003) – très utilisé dans la littérature – prédisent une réduction de la demande globale en réponse à un choc d’expansion des dépenses publiques (Bouakez & Rebei, 2007; Coenen & Straub, 2005; Fatás & Mihov, 2001; Galí et al., 2007). Cette réponse négative de la consommation globale s’explique mieux à travers l’hypothèse du revenu permanent et du cycle de vie. En effet, lorsque le gouvernement décide d’augmenter les dépenses, il se finance souvent par emprunt, qui est remboursé plus tard au travers une hausse future d’impôts. Or, l’hypothèse du revenu permanent et du cycle de vie postule en fait que l’agent maintient toujours un niveau de consommation constant dans son cycle de vie. Pour maintenir inchangé son niveau de consommation dans le temps, il a donc la capacité de lisser sa consommation par épargne ou de l’accroître en période présente par emprunt (Costa, 2016). De ce fait, si l’Etat accroît les dépenses en le finançant par emprunt public, les agents économiques anticipent rationnellement une hausse de l’imposition future et donc une baisse de la consommation future. Pour éviter ce fait, ils lissent leur consommation en augmentant l’épargne. Il en résulte une baisse de la consommation présente, des investissements privés et en somme de la demande agrégée (Coenen & Straub, 2005). Les effets escomptés de la PB ne se réalisent pas à cause des anticipations rationnelles des agents économiques.

A l’instar de Galí et al. (2007), Coenen & Straub (2005) et Iwata (2009), cette étude compte contourner cet effet d’éviction de la demande globale en s’écartant partiellement de l’hypothèse du revenu permanent et du cycle de vie par l’introduction d’un second type de ménage (ménage non ricardien). En effet, les modèles DSGE standard et de Smets & Wouters considèrent que l’économie n’est peuplée que des ménages ricardiens (MR) qui satisfont l’hypothèse du revenu permanent et du cycle de vie. Les ménages non ricardiens (MNR), en revanche, n’ont pas le même comportement : ils peuvent différer leur consommation dans le futur par épargne mais ne peuvent pas s’endetter pour accroître leur niveau de consommation dans le présent (hypothèse de contrainte de liquidité) (Costa, 2016; Galí et al., 2007; Torres, 2016). En outre, pour ce type de ménages, leur consommation ne dépend que de leur revenu salarié ou professionnel ; autrement dit, ils n’ont pas d’autres sources de revenu (dividendes, revenus locatifs, etc.). L’idée ici est de

montrer que l'efficacité de la PB en RDC peut être influencée par la proportion des MNR. En fait, l'inclusion de ces ménages peut entraîner une hausse du niveau de la demande agrégée en réponse à un choc des dépenses publiques (Mankiw, 2000). Pour Galì et al. (2007), cette inclusion entraîne une réponse positive de la consommation agrégée à un choc des dépenses si la fraction des MNR est supérieure à 60% dans une structure de marché du travail concurrentiel.

Considérer l'effet des MNR est essentiel pour la RDC puisque la quasi-totalité des ménages remplissent les critères de ce type de ménage. Partant de l'enquête 1-2-3 de 2012, il est estimé que plus de la moitié (51%) des ménages est du type informel et agricole; 21% informel non agricole (petits commerçants), 12% inactif ou au chômage avec les revenus les plus faibles variant entre 27 964 et 54 228 francs (INS, 2014). Pour ces groupes, les dépenses en biens de base (alimentation, santé, etc.) prépondèrent dans les dépenses totales et il est difficile d'épargner ou de s'endetter pour accroître le niveau de la consommation. De ce fait, la présence de ces ménages s'avère importante d'autant que cela rend efficace la PB (Arestis, 2012; Coenen & Straub, 2005).

Plusieurs études ont déjà évalué l'efficacité de la PB par l'approche VAR ou DSGE dans d'autres pays. S'agissant du VAR (ou SVAR) : Kuttner & Posen (2002) pour le Japon; Mountford & Uhlig (2009) aux Etats-Unis; Perotti (2004) pour l'OCDE; Giordano et al. (2007) en Italie; Angullo-Rodriguez et al. (2011) au Mexique; Afonso & Sousa (2009) au Portugal; De Castro (2013) en Espagne; etc. Pour le DSGE : Drygalla et al. (2018) pour l'Allemagne; Djinkpo (2019) pour la Gambie; etc. La plupart des conclusions sont quasi-similaires : un choc des dépenses ou des impôts et taxes induit une hausse de la consommation agrégée. Très peu d'auteurs ont analysé cette efficacité en considérant l'effet des MNR : entre autres, Coenen & Straub (2005) et Galì et al. (2007) pour la Zone Euro; Iwata (2009) pour le Japon, Bhattarai & Trzeciakiewicz (2016) au Royaume-Uni. Leurs résultats sont concordants : la présence de ces agents permet de rendre efficace la PB. Aucune étude n'a déjà essayé d'évaluer cette influence due aux MNR en RDC : d'où l'intérêt de mener cette étude à travers l'estimation d'un DSGE.

Cette étude s'inspire de celles de Galì et al. (2007), Coenen & Straub (2005) et Iwata (2009), mais s'en écarte en trois éléments majeurs. En premier lieu, elle n'intègre pas tous les chocs tels que considérés par Smets & Wouters (2003). En second lieu, plutôt que de considérer un simple choc des dépenses qui suit un AR(1), le présent travail décompose la PB en deux groupes : le premier comprend un choc des dépenses courantes et un choc des investissements publics. Le second groupe comprend des chocs fiscaux relatifs à la taxe sur la consommation, à l'impôt sur le revenu et à l'impôt sur les capitaux. Aucune étude en RDC, parmi celles identifiées, n'a déjà analysé les effets d'une augmentation des investissements publics ou une baisse des impôts sur l'économie congolaise en recourant à un modèle d'équilibre général. En dernier lieu, comme Iwata (2009) et Djinkpo (2019), tous ces chocs sont conduits en examinant les effets de la croissance de la dette sur chacun d'eux. Cela permet de prendre en compte les conclusions de Tavulyandanda et Barhangana relatives au recours à l'endettement et d'attirer l'attention des décideurs sur les effets de l'emprunt sur les dépenses publiques et les recettes fiscales. En outre, ce travail analyse les sources de fluctuations du PIB et génère les multiplicateurs des dépenses et fiscaux. La technique d'estimation bayésienne est conduite pour estimer les paramètres à l'aide des données trimestrielles allant de 1998Q1 à 2018Q1. La simulation des chocs ainsi que l'estimation sont faites à l'aide du logiciel Matlab 2015a sous Dynare version 4-6-1 de 2020.

Le reste du travail est structuré comme suit : en plus de cette introduction et de la conclusion, la méthodologie ainsi que les interprétations et discussions des résultats sont respectivement entamées dans les deuxième et troisième sections.

## 2 Modèle

Le modèle présenté ici s'inspire de celui de [Costa \(2016\)](#)<sup>1</sup>. Ce dernier est construit pour une économie fermée réduite à quatre agents : ménages, firmes, autorité monétaire et autorité budgétaire et fiscale. En outre, ce modèle incorpore d'autres caractéristiques (ou frictions) notamment les habitudes de consommation, les coûts d'ajustement des investissements et d'utilisation des capitaux. Similairement à [Coenen & Straub \(2005\)](#); [Galí et al. \(2007\)](#); [Iwata \(2009\)](#), ce modèle comprend deux types de ménages : les MR qui peuvent intervenir sur les marchés financiers et lisser leur consommation dans le temps, et les MNR qui ne font que consommer leur revenu disponible.

### 2.1 Ménages

Il existe au sein de l'économie deux types de ménages : une fraction  $\omega_R$  des MR qui offrent du travail, gagnent un salaire, ont accès aux marchés financiers et peuvent ainsi épargner, acheter et revendre les titres de l'Etat et acquérir des capitaux. L'autre fraction  $1 - \omega_R$  représente les MNR qui sont exclus des marchés financiers, offrent du travail mais ne consomment que leur revenu disponible ou salarié. Chaque groupe est représenté par un seul ménage (*representative household*).

#### 2.1.1 Ménage ricardien

Le problème du MR consiste à choisir à chaque période  $t$  la quantité des biens et services à consommer  $C_{R,t}$ , les capitaux physiques  $K_t$ , le niveau d'utilisation du capital installé  $U_t$ , le volume des titres  $B_t$  et le niveau d'investissement  $I_t^P$  pour maximiser son utilité.

La fonction d'utilité intertemporelle<sup>2</sup> pour ce ménage est donnée par :

$$\mathbb{E}_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_{R,t}, L_{R,t}) \quad (1)$$

Avec

$$U(C_{R,t}, L_{R,t}) = \frac{(C_{R,t} - \phi_c C_{R,t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{(L_{R,t})^{1+\varphi}}{1+\varphi}$$

Où  $\mathbb{E}_t$  reflète l'espérance mathématique. Cette dernière traduit la valeur de l'utilité future espérée résultant de la consommation et du travail compte tenu de toute l'information détenue au temps  $t$ .  $\beta$  reflète le facteur d'actualisation individuel ;  $\sigma$  l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle (ou coefficient relatif d'aversion au risque) ;  $\varphi$  l'inverse de l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire réel et  $\phi_c$  mesure l'ampleur des habitudes de consommation. Celles-ci montrent que l'utilité courante découle de la consommation courante compte tenu de la consommation passée ([Bouakez & Rebei, 2007](#); [Torres, 2016](#)).

---

1. La construction d'un modèle DSGE passe essentiellement par trois étapes : l'étude du comportement des agents pris individuellement, la génération de l'état stationnaire (déterministe) du modèle et la linéarisation du modèle. Etant donné que l'étude s'inspire largement du modèle de [Costa \(2016\)](#), le lecteur désireux d'en apprendre davantage pourra utilement s'y référer pour la dérivation des conditions du premier ordre, le calcul des variables à l'état stationnaire ainsi que la linéarisation. La présente étude ne s'est limitée qu'à donner les équations sans les démontrer afin de ne pas perdre le lecteur dans les détails et de rendre le travail moins volumineux. Cependant, à chaque étape nécessitant une manipulation mathématique, les pages s'y rapportant sont indiquées. Par ailleurs, les lecteurs peu familiers à ce type de modèle peuvent consulter [Torres \(2016\)](#) pour une introduction.

2. Cette fonction admet certaines hypothèses non reprises ici. Pour plus de détails, lire [Acemoglu \(2009\)](#), pp.147-156 ; [Costa \(2016\)](#), pp.33-34 ; et [Torres \(2016\)](#), chapitre 2.

Le menage ricardien fait face à la contrainte budgétaire suivante :

$$P_t(1 + \tau_t^c)(C_{R,t} + I_t^P) + P_t K_t^P \Psi(U_t) + \frac{B_{t+1}}{R_t^B} = W_t L_{R,t}(1 - \tau_t^l) + (1 - \tau_t^k) R_t U_t K_t^P + B_t + D_t \quad (2)$$

Le membre de gauche représente les dépenses et celui de droite les revenus de l'agent. Dans cette contrainte,  $C_{R,t}$  représente la consommation des MR;  $L_{R,t}$  le nombre de travail;  $U_{R,t}$  le niveau d'utilisation du capital installé;  $I_t^P$  l'investissement privé induit;  $R_t^P$  le taux d'intérêt du capital privé;  $R_t^B$  le taux de rendement des titres de l'Etat (ou bons du trésor);  $P_t$  le niveau général des prix;  $W_t$  le taux de salaire horaire;  $D_t$  le dividende reçu des firmes. Les paramètres  $\tau_t^c$ ,  $\tau_t^w$  et  $\tau_t^k$  représentent respectivement la taxe sur la consommation privée, l'impôt sur le revenu salarié et l'impôt sur les capitaux détenus<sup>3</sup>. La fonction  $\Psi(\cdot)$  représente le coût lié à la variation du degré d'utilisation du capital installé dans le temps (Smets & Wouters, 2003). Cette fonction prend la forme suivante (Fernández-Villaverde, 2006) :

$$\Psi(U_t) = \Psi_1(U_t - 1) + \frac{\Psi_2}{2}(U_t - 1)^2$$

. Tandis que la fonction d'accumulation du capital dans le temps est donnée par :

$$K_{t+1}^P = (1 - \delta)K_t^P + \left[ 1 - \frac{\chi}{2} \left( \frac{I_t^P}{I_{t-1}^P} - 1 \right)^2 \right] I_t^P \quad (3)$$

Avec  $\delta$  le taux de dépréciation du stock de capital,  $\psi_1$ ,  $\psi_2$  et  $\chi$  sont des paramètres de sensibilité. Le coefficient de  $I_t^P$ , représenté par  $f(\cdot)$ , décrit la fonction du coût d'ajustement de l'investissement. Suivant Smets & Wouters (2003) et Iwata (2009), le taux d'utilisation du capital et le coût d'utilisation du capital installé correspondant sont nuls à l'état stationnaire :  $U_{ss} = \Psi(U_{ss}) = 0$ . De plus, la fonction du coût d'ajustement du capital satisfait aux conditions suivantes  $f(1) = f'(1) = 0$  signifiant qu'à l'état d'équilibre (ou stationnaire), le coût d'ajustement du capital est nul mais augmente avec plus d'investissement.

Sachant que  $\Lambda_{R,t}$  et  $Q_t$  sont les multiplicateurs de Lagrange associés respectivement à la contrainte budgétaire 2 et à l'équation d'accumulation du capital 3, les conditions du premier ordre pour maximiser l'utilité intertemporelle du ménage ricardien par rapport à  $C_{R,t}$ ,  $K_{t+1}^P$ ,  $U_t$ ,  $I_t^P$  et  $B_{t+1}$  dans cet ordre donnent<sup>4</sup> :

$$\Lambda_{R,t} = \frac{(C_{R,t} - \phi_c C_{R,t-1})^{-\sigma}}{P_t(1 + \tau_t^c)} - \phi_c \beta \frac{(\mathbb{E}_t C_{R,t+1} - \phi_c C_{R,t})^{-\sigma}}{P_t(1 + \tau_t^c)} \quad (4)$$

$$Q_t = \beta \mathbb{E}_t \left[ (1 - \delta) Q_{t+1} + \Lambda_{R,t+1} R_{t+1} U_{t+1} (1 - \tau_{t+1}^k) - \Lambda_{R,t} P_{t+1} \left( \psi_1 (U_{t+1} - 1) + \frac{\psi_2}{2} (U_{t+1} - 1)^2 \right) \right] \quad (5)$$

$$\frac{R_t}{P_t} = \left( \frac{1}{1 - \tau_t^k} \right) \left[ \psi_1 + \psi_2 (U_t - 1) \right] \quad (6)$$

3. Le Code général des impôts de la RDC regroupe ceux-ci en cinq catégories en fonction du bien considéré : (i) impôts réels (sur les concessions foncières, véhicules, concessions minières, etc.); (ii) impôts sur les revenus (locatifs, mobiliers et professionnels); (iii) impôts sur les chiffres d'affaires; (iv) et d'autres prélèvements et régimes spécifiques (taxe de circulation routière, d'immatriculation, etc.) (Dj'andima, 2007). Ces impôts sont ici regroupés en trois tel que suggéré par Coenen & Straub (2005); Costa (2016); Torres (2016) et Iwata (2009). A l'instar de Djinkpo (2019), l'impôt sur les dividendes est omis étant donné que cela n'a aucun effet sur les résultats empiriques.

4. Pour une présentation détaillée dans le processus de dérivation de ces équations, se référer à Costa (2016), pp.193-195.

$$\Lambda_{R,t}P_t - Q_t \left[ 1 - \frac{\chi}{2} \left( \frac{I_t^P}{I_{t-1}^P} - 1 \right)^2 - \chi \left( \frac{I_t^P}{I_{t-1}^P} \right) \left( \frac{I_t^P}{I_{t-1}^P} - 1 \right) \right] = \chi \beta \mathbb{E}_t \left[ Q_{t+1} \left( \frac{I_{t+1}^P}{I_t^P} \right)^2 \left( \frac{I_{t+1}^P}{I_t^P} \right) - 1 \right] \quad (7)$$

$$R_t^B \beta \mathbb{E}_t \left( \frac{\Lambda_{R,t+1}}{\Lambda_{R,t}} \right) = 1 \quad (8)$$

Dans ces conditions,  $Q_t$  représente le Q de Tobin qui est un rapport entre la valeur du marché d'une entreprise (capitalisation boursière) et ses actifs réels (Beiton et al., 2001). Il permet de prendre une décision par rapport à l'investissement à effectuer.

### 2.1.2 Ménage non ricardien

Le reste des ménages  $1 - \omega_R$  ressort le nombre des MNR. Ceux-ci offrent une main d'oeuvre aux entreprises mais ont un comportement simple car font face à des contraintes de liquidité ne leur permettant pas d'emprunter et donc de stabiliser leur niveau de consommation dans le temps. Similairement à Coenen & Straub (2005); Djinkpo (2019); Galì et al. (2007); Iwata (2009), ces ménages affectent la totalité de leur revenu salarié périodique à la consommation. Etant donné qu'ils n'ont pas accès aux marchés financiers et n'acquièrent pas de capitaux, ils font face à la contrainte budgétaire suivante :

$$(1 + \tau_t^c)C_{NR,t} = (1 - \tau_t^l)W_t L_{R,t} \quad (9)$$

### 2.1.3 Détermination des salaires

Suivant Galì et al. (2007), il est supposé que le marché du travail oeuvre dans une structure imparfaite. Sur ce marché, il existe un continuum des syndicats (*unions*)  $j$  qui peuvent ou non fixer les salaires  $W_t$  des employés ricardiens et non ricardiens qu'ils représentent (avec  $j \in [R, NR]$ ). Par contre, le nombre d'heures de travail  $L_{j,t}$  offerts par ceux-ci sont déterminés par les firmes. D'une part, les syndicats qui ne peuvent pas fixer le taux de salaire, sont contraints de l'ajuster période après période suivant le schéma suivant tenant compte des rigidités des salaires<sup>5</sup> (Costa, 2016) :

$$W_{j,t} = W_{j,t-1} \quad (10)$$

D'autre part, selon la règle de Calvo, d'autres syndicats sont permis de fixer de manière optimale le taux de salaire nominal de leurs agents à une période  $t$  avec une probabilité  $1 - \theta_w$ . Ils choisissent tous un niveau identique  $W_t^*$ . Ainsi, chaque syndicat  $j$  ayant reçu la permission de fixer le taux de salaire optimal en période  $t$ , maximise l'utilité du ménage qu'il représente, donnée par l'équation 1, en prenant en considération le salaire 10 et la demande de travail différencié offert par le ménage  $j$  qui s'écrit<sup>6</sup> :

$$L_{j,t} = \left( \frac{W_t}{W_{j,t}} \right)^{\psi_w} L_t \quad (11)$$

Où  $\psi_w$  mesure l'élasticité de substitution entre services de travail différenciés. Il s'en suit la condition du premier ordre suivante :

5. contrairement à Coenen & Straub (2005); Galì et al. (2007); Iwata (2009); Smets & Wouters (2003), l'indexation des salaires (prise en compte de l'inflation passée dans les négociations salariales) n'a pas été considérée dans cette étude pour une unique raison. La plupart des syndicats représentent des ménages dont les salaires sont perçus en devises (dollars américains dans le contexte spécifique de la RDC). Ce qui réduit considérablement les effets de l'inflation sur les revenus de ces agents.

6. Voir Costa (2016, chap. 4, pp.93-95) pour une présentation formelle et détaillée dans l'établissement des salaires.

$$W_t^* = \left( \frac{\psi_w}{\psi_w - 1} \right) \mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^i \left[ \frac{L_{j,t+i}^\varphi}{\Lambda_{j,t+i} (1 - \tau_{t+i}^l)} \right] \quad (12)$$

Avec  $\theta_w$  la probabilité que le niveau optimal de salaire  $W_t^*$  choisi reste effectif durant les  $i$  prochaines périodes (Iwata, 2009).

Finalement, le niveau de salaire réel agrégé s'écrit :

$$W_t = \left[ (1 - \theta_w)(W_t^*)^{1-\lambda_w} + \theta_w W_{t-1}^{1-\lambda_w} \right]^{\frac{1}{1-\lambda_w}} \quad (13)$$

#### 2.1.4 Agrégation

L'agrégation de chaque variable spécifique  $x_{i,t}$  pour le consommateur, où  $i \in [0, 1]$ , est donnée par (Torres, 2016) :

$$x_t = \phi x_{r,t} + (1 - \phi) x_{nr,t}$$

Par conséquent, la valeur agrégée de la consommation (i.e. la somme de la consommation des MR et MNR) et du travail s'écrivent respectivement :

$$C_t = \omega_R C_{R,t} + (1 - \omega_R) C_{NR,t} \quad (14)$$

$$L_t = \omega_R L_{R,t} + (1 - \omega_R) L_{NR,t} \quad (15)$$

## 2.2 Firmes

Deux types de firmes coexistent : celles qui produisent des biens finals et qui sont en concurrence parfaite et une multitude des firmes produisant des biens intermédiaires en concurrence monopolistique dénotées par  $j \in [0, 1]$ . Ces dernières vendent leurs produits intermédiaires aux premières firmes qui les utilisent comme facteurs afin de générer les biens finals<sup>7</sup>.

### 2.2.1 Producteur du bien final

Le bien final  $Y_t$  est produit en combinant un continuum des biens intermédiaires différenciés (inputs)  $Y_{j,t}$  produits par les firmes intermédiaires  $j$ . La fonction de production agrégée du bien final est donnée par :

$$Y_t = \left( \int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\psi-1}{\psi}} dj \right)^{\frac{\psi}{\psi-1}} \quad (16)$$

Où  $\psi$  indique l'élasticité de substitution entre différents inputs ou biens intermédiaires. Le producteur du bien final vend son produit sur un marché parfaitement compétitif et maximise ses profits réels compte tenu de (16), et considère comme données les prix des inputs  $P_{j,t}$  et le prix du bien final  $P_t$ . Sa fonction de demande des inputs s'écrit :

$$Y_{j,t} = \left( \frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{-\psi} Y_t \quad (17)$$

---

7. Comme pour les ménages, toutes les firmes réparties dans les deux groupes sont représentées par deux firmes afin de simplifier l'analyse. Pour plus de détails à ce sujet, voir Acemoglu (2009), pp.158-159.

### 2.2.2 Producteurs des biens intermédiaires

Ces producteurs utilisent leurs propres facteurs de production (travail et capital) et les biens publics (infrastructures routières, etc.) afin de produire des biens différenciés (qui ne sont pas identiques). Leur fonction de production est de type Cobb-Douglas :

$$Y_{j,t} = (K_{j,t}^P)^{\alpha_1} (L_{j,t})^{\alpha_2} (K_t^G)^{\alpha_3} \quad 0 < \alpha_j < 1 \quad (18)$$

Où  $K_{j,t}^P$  et  $L_{j,t}$  dénotent respectivement le capital et le travail détenus par la firme  $j$  et  $K_t^P$  le capital public agrégé.  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  et  $\alpha_3$  dénotent respectivement les parts du capital privé  $K_{j,t}$ , du facteur travail et du capital public  $K_t^G$  dans la production de la firme  $j$ .

Chaque firme  $j$  détermine les quantités des facteurs capital et travail lui permettant de minimiser le coût total sous contrainte de la fonction de production (18). En recourant à la fonction de lagrange pour résoudre ce problème, il en résulte les demandes des facteurs suivantes :

$$U_t K_{j,t}^P = \alpha_1 MC_t \frac{Y_{j,t}}{R_t} \quad (19)$$

$$L_{j,t} = \alpha_2 MC_t \frac{Y_{j,t}}{W_t} \quad (20)$$

Le coût marginal  $MC_t$  des firmes est obtenue par :

$$MC_t = \frac{1}{(K_t^G)^{\alpha_3}} \left( \frac{W_t}{\alpha_2} \right)^{\alpha_2} \left( \frac{R_t}{\alpha_1} \right)^{\alpha_1} \quad (21)$$

### 2.2.3 Détermination du prix de l'output

<sup>8</sup> Les firmes étant en concurrence monopolistique, il faut déterminer le prix de l'output ainsi généré. Une partie des firmes a la probabilité  $\theta$  de garder le prix de l'output inchangé et une autre a la probabilité  $1 - \theta$  de fixer ce prix de manière optimale. Partant de la règle de Calvo, les firmes qui ne peuvent pas fixer le prix de l'output suivent la loi :

$$P_{j,t} = P_{j,t-1} \quad (22)$$

Pour la catégorie des firmes pouvant modifier leur prix, le prix est fixé de façon à rencontrer la demande 17 ; cela conduit à la loi suivante :

$$P_{j,t}^* = \left( \frac{\psi}{\psi - 1} \right) \mathbb{E}_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i mc_{t+i} \quad (23)$$

Finalement, le niveau général du prix agrégé des deux firmes est :

$$P_t = \left[ (1 - \theta)(P_t^*)^{1-\psi} + \theta P_{t-1}^{1-\psi} \right]^{\frac{1}{1-\psi}} \quad (24)$$

## 2.3 Gouvernement

Le gouvernement est représenté par une autorité budgétaire et une autorité monétaire (Banque centrale).

---

8. Comme pour la détermination des salaires, le lecteur pourra se référer à [Costa \(2016\)](#), pp.72-73 pour les manipulations mathématiques.

### 2.3.1 Autorité budgétaire

Le rôle de cette autorité se résume à financer les dépenses gouvernementales notamment les dépenses de consommation publique  $G_t$ , le paiement de la dette publique  $B_t$ ) et les dépenses d'investissements publics  $I_t^G$ ). Ces dépenses sont financées pour la plupart à l'aide des prélèvements des impôts et taxes (collectées sur la consommation des ménages, l'investissement privé, les revenus professionnels et les capitaux physiques) ou soit par la dette publique (dette interne ou bons du trésor,  $B_t$ ). La contrainte budgétaire du gouvernement est donnée par :

$$\tau_t^c P_t (C_t + I_t^P) + \tau_t^l W_t L_t + \tau_t^k (R_t - \delta) K_t^P + \frac{B_{t+1}}{R_t^B} - B_t = P_t G_t + P_t I_t^G \quad (25)$$

La fonction d'évolution du stock de capital public (biens publics) s'écrit :

$$K_{t+1}^G = (1 - \delta_g) K_t^G + I_t^G \quad (26)$$

Avec  $\delta_g$  le taux de dépréciation du stock de capital public.

Il a été dit en sus que l'Etat recourt à la PB afin d'agir sur la situation économique. Cette action peut soit passer par les recetttes fiscales soit par les dépenses budgétaires (Beiton et al., 2001). De ce fait, l'autorité budgétaire conduit la PB en utilisant deux groupes d'instruments (ou chocs) : ceux portant sur les dépenses publiques ( $I_t^G$  et  $G_t$ ) et ceux portant sur les mesures fiscales ( $\tau_t^c, \tau_t^k, \tau_t^l$ ). Les chocs budgétaires se réduisent à l'augmentation des dépenses courantes  $G_t$  et des investissements publics  $I_t^G$ <sup>9</sup>. Suivant Iwata (2009) et Djinkpo (2019), tous les instruments sont affectés par un changement du ratio de la dette publique par le PIB (debt-to-GDP ratio) de la période précédente. En d'autres termes, une variation du niveau d'endettement a une influence directe sur le niveau d'imposition de la période courante et le niveau des dépenses à engager dans la même période. Ainsi, tous les chocs suivent un AR(1) log-linéarisé de terme d'erreur  $\varepsilon_t^x \sim N(0, \sigma_x^2)$  :

$$\hat{X}_t = \gamma_x \hat{X}_{t-1} + (1 - \gamma_x) \phi_x (\hat{B}_t - \hat{Y}_{t-1} - \hat{P}_{t-1}) + \varepsilon_t^x \quad (27)$$

Avec  $X \in [\tau_t^c, \tau_t^k, \tau_t^l, G_t, I_t^G]$  Le coefficient  $\gamma_x$  de chaque choc s'interprète comme étant la persistance du choc considéré dans le temps. Le facteur  $(1 - \gamma_x) \phi_x$  se trouvant dans chaque équation reflète la vitesse de remboursement de la dette publique (Iwata, 2009).

### 2.3.2 Autorité monétaire

L'autorité monétaire quant à elle a pour buts généraux la stabilité des prix. Pour ce faire, elle recourt à la politique monétaire (PM) en fixant les taux d'intérêt nominaux. Cette autorité adopte un comportement guidé par la règle de Taylor suivante, linéarisée autour de son état stationnaire (Costa, 2016; Iwata, 2009) :

$$\hat{R}_t^B = \gamma_R \hat{R}_{t-1}^B + (1 - \gamma_R) (\gamma_\pi \hat{\pi}_t + \gamma_y \hat{Y}_t) + \hat{\varepsilon}_t^m \quad (28)$$

Dans cette équation,  $\gamma_\pi$  et  $\gamma_y$  reflètent les sensibilités du taux d'intérêt basique en relation avec la production et le taux d'inflation ; tandis que  $\gamma_R$  ressort le paramètre de lissage dans le temps.

9. Cette subdivision découle du fait que les dépenses publiques en RDC sont subdivisées en deux : (i) les dépenses courantes pouvant être réparties soit suivant leur nature (achats des biens et services du gouvernement, versements des intérêts sur la dette publique et subventions et transferts) soit suivant leur fonction (services communs, institutions politiques, finances, défense nationale, etc.); et (ii) les dépenses en capital (BCC, 2018). Dans ce travail, ces dépenses comprennent celles relatives à l'investissement dans le capital physique qu'acquiert l'Etat (travaux publics tels que les bâtiments, les routes, etc.)

## 2.4 Conditions d'équilibre du modèle

Le marché du travail est en équilibre lorsque la demande de travail par les firmes intermédiaires est égale aux services de travail offerts par les ménages  $L_t = \int_0^1 L_{j,t} dj$ . Similairement, le marché des capitaux est en équilibre si la demande du facteur capital par les firmes intermédiaires équivaut à l'offre des capitaux des consommateurs ricardiens  $K_t^R = \int_0^1 K_{j,t} dj$ . Les marchés des biens et services finaux sont également en équilibre lorsque la production des firmes offrant les biens finaux correspond à la demande des ménages et du gouvernement. Cette dernière condition d'équilibre se traduit par l'équation :

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + I_t^G \quad (29)$$

Le modèle linéarisé autour de son état stationnaire est synthétisée dans l'annexe 3.

## 3 Méthode d'estimation, données et calibrage

Cette sous-section a pour but de décrire brièvement la technique bayésienne utilisée pour estimer quelques paramètres du modèle (point 1), d'expliquer le processus de génération des données importantes pour l'estimation (point 2) et de présenter les valeurs a priori qui ont été données aux paramètres du modèle (point 3).

### 3.1 Estimation bayésienne

Pour déterminer les valeurs des paramètres d'un modèle DSGE, deux possibilités s'offrent au chercheur : soit procéder par calibrage (utiliser les valeurs des paramètres tirés d'autres études macroéconomiques ou microéconomiques qui les ont estimés) ou soit procéder par estimation de ces paramètres en recourant à une méthodologie appropriée (Torres, 2016). La première option est la plus simple mais le principal désavantage qui s'en dégage est le grand risque selon lequel le modèle simulé ne puisse rencontrer les caractéristiques réelles de l'économie étudiée. En plus, il est fort probable que les moments théoriques<sup>10</sup> (générés par le modèle) et les moments empiriques (générés par les données observées) diffèrent largement. Pour rendre compte des faits réels de l'économie de la RDC, cette étude a employé une estimation bayésienne et ce pour plusieurs raisons.

En premier lieu, l'estimation bayésienne permet au chercheur de recourir à l'utilisation des informations a priori (ou connues) provenant des études microéconomiques existantes ou des études qui ont recouru à une calibrage très sophistiquée (notamment en réduisant l'écart entre moments empiriques et moments théoriques). L'utilisation des informations connues sur les paramètres offrent l'avantage de rester en étroite relation avec les travaux antérieurs. En second lieu, le recours aux distributions a priori rend l'algorithme d'optimisation non-linéaire plus stable surtout lorsque la taille de l'échantillon des données est faible, comme c'est le cas ici (Coenen & Straub, 2005; Smets & Wouters, 2003). En troisième lieu, cette technique permet de caractériser complètement l'incertitude dans l'estimation des paramètres structurels (non relatifs aux cinq chocs) (Umba, 2017). Enfin, il est bon de noter que les modèles DSGE posent un problème de singularité. Cela signifie qu'il existe au sein du modèle des relations linéaires (multicollinéarité parfaite) entre les variables. Cette singularité est due du fait que le modèle génère des prédictions sur un large nombre de variables endogènes observables par rapport aux chocs exogènes

---

10. Les moments font référence aux outils statistiques de tendance centrale, de dispersion et d'aplatissement : espérance mathématique (moment d'ordre 1), écart-type (moment d'ordre 2) et moment d'ordre 3. Les moments théoriques se réfèrent aux valeurs que le modèle donne après simulation des chocs; tandis que les moments empiriques sont des valeurs que les données empiriques permettent d'obtenir (Smets & Wouters, 2003).

utilisés. La méthode bayésienne s’applique même dans le cas où la matrice variance-covariance des variables endogènes est singulière alors que ceci constitue un problème au cas où la méthode de maximum de vraisemblance est utilisée (Smets & Wouters, 2003).

La première étape dans l’implémentation d’une méthode bayésienne requiert d’attribuer, sur base de la littérature, des distributions a priori (*priors*) aux paramètres qui seront estimés (voir section troisième). Pour ce faire, soit  $p(\theta|m)$  qui dénote la distribution a priori d’un paramètre  $\theta \in$  pour un modèle quelconque  $m \in \mathcal{M}$ . A ce paramètre, il est associé la fonction de vraisemblance  $L(Y_T|\theta, m)$  pour les données observées  $Y_T = y_{t=1}^T$  conditionnelement au vecteur des paramètres  $\theta$  et au modèle  $m$ . La détermination des estimateurs est basée sur l’optimisation des distributions postérieures. La distribution postérieure ou distribution a posteriori (*posteriors*) du paramètre  $\theta$  pour un modèle  $m$  par combinaison de la vraisemblance pour les  $Y_T$  et la distribution de  $\theta$  est obtenue par (Coenen & Straub, 2005) :

$$p(\theta|Y_T, m) \propto \mathcal{L}(Y_T|\theta, m)p(\theta|m)$$

Une distribution postérieure est généralement caractérisée par des mesures standards comme des mesures de tendance centrale (le mode et l’espérance mathématique), des mesures de dispersion (écart-type) ou quelques quintiles sélectionnés. Enfin, l’inférence bayésienne est conduite en utilisant la méthode des chaînes de Markov Monte Carlo<sup>11</sup>.

Les distributions a priori des paramètres estimés ont été basées sur les modèles de Coenen & Straub (2005); Iwata (2009); Smets & Wouters (2003) et Djinkpo (2019) (voire chapitre 3 tableau 3.1).

### 3.2 Données utilisées

Contrairement à ce qui est connu, l’estimation d’un modèle DSGE n’exige pas la détention des données sur toutes les variables endogènes du modèle. En principe, le nombre des variables observées doit au plus équivaloir au nombre des chocs qui sont inclus dans le modèle (Smets & Wouters, 2003). Si cette condition n’est pas remplie, il en résulte un problème de singularité (Pfeifer, 2020). Etant donné que cette étude n’incorpore que six chocs ( $\tau_c, \tau_k, \tau_l, G_t$  et  $I_t^G$ ), il s’en suit que seulement six variables peuvent être considérées. Mais ces variables ne sont pas choisies de manière aléatoire, il faut en fait porter un choix sur (i) celles qui permettent de mesurer les paramètres auxquels le chercheur est intéressé ; (ii) celles qui ont été bien mesurées, etc. (Pfeifer, 2020). Pour ces raisons, et compte tenu du fait que cette étude s’intéresse plus aux paramètres relatifs aux chocs, les variables suivantes ont été utilisées : la dette publique interne  $B$ , les recettes fiscales issues de l’impôt sur le revenu salarié  $\tau_c$  et les recettes fiscales issues de la taxe sur la consommation  $\tau_l$ .

Le PIB a été utilisé pour générer certains ratios importants à l’état stationnaire (voire sous-section suivante). La consommation finale des ménages  $C$ , les dépenses publiques  $G$  et l’investissement privé  $IP$  (mesuré en termes de formation brute du capital fixe) ont été utilisées pour générer l’investissement public et quelques ratios à l’état stationnaire notamment  $\phi_{B_{ss}}$  et  $\phi_{I_{ss}^G}$ . Les données sont toutes exprimées en fréquence trimestrielle allant de 1998Q1 à 2018Q1 en recourant au logiciel Eviews 10.

Les données relatives à la formation brute du capital fixe (investissement privé), la consommation finale des ménages, les dépenses publiques et le PIB (réel et nominal) découle de la Banque

---

11. Pour savoir de manière plus détaillée la mise en oeuvre de la technique bayésienne pour les modèles DSGE, cf Herbst & Schorfheide (2016). Mais pour une bonne introduction à l’économétrie bayésienne, cf Koop (2003).

mondiale (2019). Ces données brutes ont été exprimées en monnaie locale (francs congolais ou CDF) à l'aide des données sur le taux de change. Cette variable dénote la valeur unitaire d'une devise (spécifiquement le dollars américains) par rapport à la monnaie locale. Etant donné qu'elle est mesurée journalièrement, elle a été capturée en prenant les moyennes annuelles. Tandis que les données sur les recettes fiscales et la dette publique interne sont respectivement issues des rapports de la Banque Centrale du Congo (2007 à 2018) et de la Direction Générale de la Dette Publique (DGDP), division du ministère des finances (2014 à 2018). L'investissement public a été généré en recourant à la formule suivante, issue de l'équilibre du modèle :  $I^G = Y - C - I^P - G$

Les données ont été déflatées afin de soustraire les effets de l'inflation à l'aide du déflateur du PIB. Ce dernier a été calculé en prenant le rapport du PIB nominal sur le PIB réel. Toutes les données nominales ont été transformées en données réelles en divisant chaque variable par le déflateur. Le logarithme a été introduit pour chaque variable car le modèle aussi a été (log-)linéarisé autour de son état stationnaire déterministique. Enfin, l'étude de stationnarité a été effectuée afin d'éviter des régressions fallacieuses (Gujarati & Porter, 2009). Les tests de Dickey-Fuller Augmenté et de Phillips-Perron ont été employés pour ce faire. Toutes les variables sont stationnaires à niveau, à l'exception des variables relatives aux recettes fiscales ( $\tau_c$  et  $\tau_l$ ), à la consommation privée  $C$  et à la dette interne  $B$ . Elles ont été rendues stationnaires en différence première.

### 3.3 Calibrage

L'estimation bayésienne requiert de fixer les valeurs moyennes a priori des paramètres du modèle. Le modèle comprend deux groupes des paramètres : ceux qui sont structurels et ceux relatifs aux six chocs considérés. Tous les paramètres n'ont pas été estimés (voir tableau 3.1). Il est nécessaire de préciser la mesure de certaines valeurs. Comme indiqué en annexe 3, les paramètres  $\phi_{B_{ss}}$  et  $\phi_{I_{ss}^G}$  ont été calibrés de telle sorte que les moments empiriques puissent correspondre aux moments théoriques. Ainsi, ils ont été déterminés en prenant les ratios des moyennes de variables ; i.e.  $\phi_{B_{ss}} = B/Y = 0.1430$  et  $\phi_{I_{ss}^G} = I^G/Y = 0.2010$ . De plus, à l'état stationnaire,  $\chi = \psi_2 = 1$ . Par ailleurs, il a été supposé qu'à l'état stationnaire la taxe sur la consommation privée  $\tau_{ss}^c$  ou TVA équivaut à 16%, l'impôt sur le revenu professionnel  $\tau_{ss}^l$  est en moyenne de 20% (Ntagoma et al., 2015) et l'impôt sur les capitaux  $\tau_{ss}^k$  est tiré de Torres (2016) et est établi à 22.5%.

La proportion des MR  $\phi$  en RDC représente 10% et le reste (90%) ressort le nombre des MNR, ce qui reflète au mieux les caractéristiques de la population de la RDC, constituée majoritairement d'une population rurale pauvre<sup>12</sup>. Le reste des paramètres relatifs aux chocs notamment les persistences des chocs  $\gamma_j$  avec  $j \in [I^G, G, \tau_c, \tau_k, \tau_l, Y, \pi, R]$  et Les coefficients des ratios dettes-PIB,  $\phi_j$  avec  $j \in [I^G, G, \tau_c, \tau_k, \tau_l, Y, \pi, R]$  ont été calibrés soit suivant Costa (2016); Djinkpo (2019); Iwata (2009). Pour le reste des paramètres, voir le tableau suivant :

## 4 Résultats

Cette section présente les résultats obtenus. Bien avant cette présentation, quelques commentaires sur les paramètres estimés sont présentés en premier lieu. Ensuite, l'efficacité de la PB est analysée à partir des simulations effectuées sur le modèle ainsi estimé. Enfin, en supplément,

12. Ntagoma et al. (2015) ont pris une proportion de 30% des ménages ricardiens. Ce qui permet d'avoir une proportion de 70% des MNR. La valeur fixée dans cette étude reste dans le voisinage de cette valeur d'autant plus qu'elle se rapproche de la réalité congolaise comprenant une large partie de la main d'oeuvre dans l'informel et l'agriculture.

TABLE 1 – Paramètres calibrés et sources

Nom du paramètre	Symbôle	Valeur	Source
Facteur d'actualisation individuel	$\beta$	0.99	Umba (2017)
Elasticité de substitution intertemporelle	$\sigma$	1.3	Umba (2017)
Désutilité du travail	$\phi$	3	Costa (2016)
Proportion des MR	$\phi$	0.1	Voir texte
Taxe sur la consommation	$\tau_{ss}^c$	0.16	Ntagoma et al. (2015)
Impôt sur le revenu salarié	$\tau_{ss}^l$	0.2	Ntagoma et al. (2015)
Impôt sur les capitaux détenus	$\tau_{ss}^k$	0.225	Torres (2016)
Part du capital privé dans la production	$\alpha_1$	0.329	Kabuya et al. (2019a)
Part du capital public dans la production	$\alpha_3$	0.07	Djinkpo (2019)
Part du travail dans la production	$\alpha_3$	0.66	Djinkpo (2019)
Elasticité de substitution entre biens inter-médiaires	$\psi$	10	Auteur
Elasticité de substitution entre travail différencié	$\psi_w$	20	Costa (2016)
Probabilité de Calvo pour les prix	$\theta$	0.65	Auteur
Probabilité de Calvo pour les salaires	$\theta_w$	0.45	Auteur
Taux de dépréciation du capital privé	$\delta$	0.15	Kabuya et al. (2019a)
Taux de dépréciation du capital public	$\delta_G$	0.035	Djinkpo (2019)

les fluctuations cycliques du PIB sont analysées à l'aide de deux outils : la décomposition de la variance de l'erreur et la décomposition de la variance historique, c'est-à-dire celle qui est basée sur les données trimestrielles utilisées.

#### 4.1 Paramètres estimés

Pour évaluer la bonté des estimateurs bayesiens d'un modèle DSGE, plusieurs outils peuvent être utilisés<sup>13</sup> et générés à l'issue de l'estimation. Parmi eux, il convient de noter le diagnostic univarié des chaînes de Monte Carlo Markov (MCMC), le diagnostic de convergence multivarié, les conditions de Blanchard-Kahn, les appariements entre les distributions a priori et postérieures, etc.

Les distributions a priori et a posteriori en annexe 2, figures 4-5, montrent deux faits importants. D'une part, la plupart des distributions a priori (couleur grise) s'apparient adéquatement aux distributions a posteriori (couleur noire). Ceci traduit l'idée que les données utilisées pour les estimations contiennent suffisamment d'information qui rencontrent les croyances de l'auteur sur les distributions a priori des paramètres (Pfeifer, 2020). D'autre part, dans l'ensemble, les paramètres estimés sont significativement différents de zéro. Ceci est vrai pour tous les paramètres y compris les écart-types des chocs à l'exception des coefficients des ratios dettes-PIB dans les chocs fiscaux ( $\tau_l$ ,  $\tau_c$  et  $\tau_k$ ) dont les moyennes a priori ont été fixées à zéro.

S'agissant du diagnostic univarié de la convergence des chaînes MCMC, il convient de signa-

13. Pour une description plus détaillée, voir le manuel d'utilisation de dynare (Adjemian et al., 2011).

ler que l'analyse a été effectuée avec 10 000 simulations de l'algorithme de Metropolis-Hastings (MH). Les ratios d'acceptation dans les deux chaînes ont été en moyenne de 38%, ce qui est plutôt satisfaisant puisque la valeur acceptable doit être dans le voisinage de 33% (Umba, 2017). Si les résultats sont concluants, les deux chaînes relatives à chaque paramètre devraient évoluer suivant une allure constante et converger vers une valeur commune (Umba, 2017). Les figure 6 et 7 (annexe 2) montrent clairement que cette exigence est rencontrée dans le cas de cette étude, à l'exception des paramètres  $e_G$  et  $\phi_c$ . Ceci est dû soit au fait que les distributions a priori ont été mal posées ou soit que le nombre des draws de l'algorithme a été faible par rapport à ces paramètres, ou soit, enfin, que les données ne contiennent pas assez d'informations qui rencontrent les hypothèses fixées a priori (Pfeifer, 2020).

Enfin, la figure 8 (annexe 2) suggère que les valeurs calibrées des paramètres offrent des solutions non-explosives au modèle et que les conditions de Blanchard-Kahn sont satisfaites car le mode estimé est au maximum de la vraisemblance postérieure pour tous les paramètres.

Le tableau 3.1 suivant donne les distributions a priori (priors) et les distributions a posteriori (posteriors) des paramètres estimés ainsi que leurs écart-types respectifs.

TABLE 3: Priors et posteriors des paramètres estimés

Paramètres	Priors		Porsterior	
	Distribution	Moyenne	Moyenne	Intervalle de confiance (90%)
<b>Paramètres structurels</b>				
$\alpha_2$	beta	0.660	0.6447	[0.5679, 0.7215]
$\alpha_3$	beta	0.070	0.0727	[0.0558, 0.0877]
$\beta$	beta	0.990	0.9905	[0.9875, 0.9932]
$\delta_G$	beta	0.035	0.0354	[0.0319, 0.0386]
$\theta$	inv. gamma	0.650	0.6397	[0.6098, 0.6712]
$\theta_w$	inv. gamma	0.450	0.4571	[0.4233, 0.4914]
$\sigma$	gamma	1.300	1.2997	[1.2714, 1.3330]
$\phi$	gamma	1.300	1.2997	[0.2517, 1.3250]
$\psi$	gamma	10.000	10.2266	[7.0250, 13.6827]
$\psi_W$	gamma	20.000	19.7896	[16.1583, 22.7895]
$\phi_c$	gamma	0.900	0.8750	[0.7415, 0.9929]
$\omega_R$	beta	0.100	0.0977	[0.0796, 0.1134]
$\gamma_G$	beta	0.500	0.5005	[0.4850, 0.5198]
$\gamma_{IG}$	beta	0.100	0.1001	[0.0828, 0.1175]
$\gamma_{\tau_c}$	beta	0.507	0.6849	[0.5824, 0.7869]
$\gamma_{\tau_l}$	beta	0.568	0.6490	[0.5502, 0.7586]
$\gamma_{\tau_k}$	beta	0.600	0.5910	[0.4452, 0.7580]
$\phi_G$	normale	0.200	0.1889	[0.0354, 0.3354]
$\phi_{IG}$	normale	0.300	0.5296	[0.3744, 0.6596]
$\phi_{\tau_c}$	normale	0.010	0.0077	[-0.0644, 0.0913]
$\phi_{\tau_l}$	normale	0.010	0.0172	[-0.0589, 0.0980]
$\phi_{\tau_k}$	normale	0.010	0.0062	[-0.0702, 0.0972]
$\gamma_R$	beta	0.800	0.7422	[0.6449, 0.8428]
$\gamma_Y$	normale	0.500	0.5119	[0.4432, 0.5926]
$\gamma_\pi$	normale	1.500	1.5050	[1.4326, 1.5783]
<b>Ecart-types estimés des shocks</b>				
$e_m$	inv. gamma	0.100	0.0684	[0.0262, 0.1095]

$e_G$	inv. gamma	0.300	0.3691	[0.0822, 0.9376]
$e_{IG}$	inv. gamma	0.300	0.4821	[0.3931, 0.5602]
$e_{\tau_c}$	inv. gamma	0.100	0.4459	[0.3940, 0.5046]
$e_{\tau_l}$	inv. gamma	0.100	0.4454	[0.3787, 0.5081]
$e_{\tau_k}$	inv. gamma	0.400	0.2856	[0.1035, 0.5106]

Les paramètres n'ont été estimés que dans le souci d'étudier les fonctions de réponse impulsionnelles ou réactions des principales variables endogènes aux chocs de la PB. Leurs interprétations n'apporte rien aux questions soulevées dans cette étude, d'autant plus qu'il s'agit d'un exercice fastidieux. Cependant, quelques paramètres nécessitent une attention particulière.

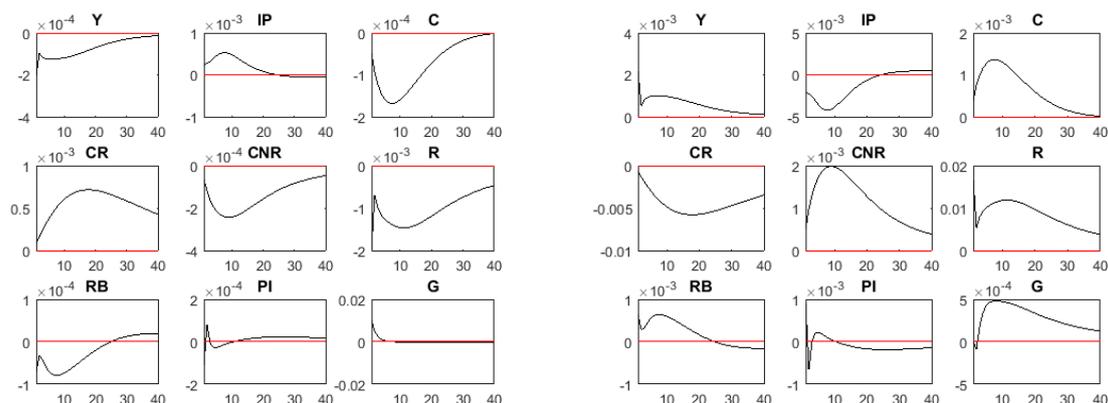
Selon les estimations faites ici, les ménages congolais exhibent des habitudes de consommation très prononcées. En effet, la valeur estimée du paramètre  $\phi_c$  de 0.875 implique qu'un changement du revenu aura tendance à entraîner une variation très lente de la consommation dans le temps (Torres, 2016). Cette valeur s'écarte de celle d'Iwata (2009) (au Japon), de Smets & Wouters (2003) et de Coenen & Straub (2005) (dans l'Union Européenne) qui ont trouvé une valeur autour de 0.4. Elle se rapproche de celle de Burriel et al. (2010) (0.847) pour l'économie espagnole.

Un autre paramètre qui attire l'attention est  $\omega_R$ , i.e. le nombre de MR. Sa valeur estimée de 0.0977 suggère que pour l'économie congolaise, le nombre des MR se fixe à 9.77%. Ce résultat confirme la thèse qu'en RDC le pourcentage des ménages qui peut maintenir un niveau constant de consommation dans le temps (par épargne ou par emprunt) est très faible, tandis que le nombre de MNR est très élevé (90.23%). L'explication derrière ce fait est que la plupart des ménages n'ont pas accès aux marchés financiers pour s'endetter afin de ramener leur consommation future vers le présent. Ce qui met en évidence le caractère exclusif des marchés financiers en RDC. Ce résultat est loin de ceux de Coenen & Straub (2005) et Iwata (2009) qui trouvent une proportion faible de ces MNR (respectivement de 37 et 25%) au sein des économies de l'Union Européenne et du Japon.

Pour ce qui est des chocs, il faut remarquer que les chocs fiscaux de consommation et de revenu sont très persistants dans le temps car de tous les chocs, ils ont des valeurs de paramètre de persistance très élevées ( $\gamma_{\tau_c}$  et  $\gamma_{\tau_l}$  valent 0.6848, 0.649 respectivement). En d'autres termes, les chocs fiscaux sont plus susceptibles d'influencer les fluctuations des variables macroéconomiques dans le temps, et plus particulièrement la production (cf section 3 pour plus de détails).

Par ailleurs, les coefficients du ratio dette-PIB des chocs ( $\phi_G$ ,  $\phi_{IG}$ ,  $\phi_{\tau_c}$ ,  $\phi_{\tau_l}$  et  $\phi_{\tau_k}$ ) sont tous positifs mais à des degrés différents. Ce résultat suggère que les taux d'imposition et le niveau des dépenses courantes et d'investissement réagissent positivement à une augmentation du niveau d'endettement de l'économie. Ces réactions varient suivant le type de choc : elles varient entre 0.006 et 0.01 dans le cas des chocs fiscaux et entre 0.19 et 0.59 pour le cas des chocs de dépenses. L'information qui en résulte est qu'un accroissement de l'endettement interne accroît considérablement les dépenses publiques courantes et d'investissement mais très peu le taux d'imposition. Ce qui démontre empiriquement que le gouvernement de la RD Congo finance la plupart de ses dépenses par emprunt et non par une mobilisation consistante des recettes fiscales. Il en résulte que la structure du mode de financement de la PB en RDC repose sur l'endettement. Or, la mobilisation des recettes est le moyen le plus efficace de financement des dépenses de l'économie (Spiegel, 2007). Cette faiblesse à pouvoir mobiliser suffisamment de ressources fiscales peut être expliquées de biens de manières : (i) l'impôt sur les revenus ne représentent qu'un faible pourcentage de l'ensemble des recettes ; (ii) les multiples exonérations et (iii) le développement du

FIGURE 1 – Fonctions de réponses impulsionnelles issues des chocs de dépenses



secteur informel qui jusque là échappe au contrôle de l'Etat (Spiegel, 2007).

## 4.2 Etude de l'efficacité de la PB en RDC

Cette section présente les principaux résultats de l'étude. Il convient de rappeler que l'objectif principal ici est d'analyser les effets d'une augmentation des dépenses publiques et/ou une baisse des impôts et taxes sur la consommation privée, l'investissement privé et la production. Pour répondre à cette question, cinq chocs<sup>14</sup> (exclu celui relatif à la politique monétaire) ont été simulés. La sous-section 1 présente les effets d'une augmentation des dépenses courantes et des investissements publics et la sous-section 2 ressort ceux d'une réduction des impôts et taxes. L'analyse du multiplicateur intervient dans la sous-section 3. Les simulations se sont réalisées sur une durée de 40 périodes, chaque période représentant un trimestre.

### 4.2.1 Dépenses courantes et investissements publics

Les figures 3.1 donnent les fonctions de réponse impulsionnelles des principales variables d'intérêt. Le graphique de droite présente les effets d'un choc des dépenses d'investissement, tandis que celui de gauche ceux d'un choc des dépenses courantes. L'axe des abscisses représente le temps exprimé en trimestre, alors que l'axe des ordonnées donne les déviations en pourcentage des variables ayant subi le choc. La ligne rouge indique l'état stationnaire ou le niveau d'équilibre initial avant le choc.

Comme il se remarque parfaitement, un accroissement de 1% des dépenses courantes (majoritairement constituées des salaires en RDC) réduit la production nationale à l'impact et la consommation globale des ménages. Cependant, il accroît le niveau d'investissement privé et la consommation des MR. Ce résultat est très différent de ce que la théorie prédit : en effet, les résultats attendus seraient qu'une hausse des dépenses finisse soit par accroître ou soit par réduire la production et la demande globale. Ce qui ressort des résultats suggère en fait un résultat mixte. Une des manières d'expliquer ce fait résulte du raisonnement suivant. Lorsque le gouvernement vote un budget plus élevé pour les périodes à venir (accroît les dépenses), les firmes anticipent une hausse de la demande des biens et services publics et investissent davantage. Les

14. Sans compter le choc issu de la politique monétaire. En effet, ce choc a été introduit afin de remplacer le choc de productivité dans le modèle. Ainsi, la politique monétaire compte plus dans l'explication des fluctuations des variables.

autorités budgétaires s'endettent par création des bons du trésor ou de façon bilatérale auprès des organisations privées. Cependant, compte tenu du niveau élevé de corruption<sup>15</sup> au sein de l'économie, les capitaux s'en trouvent détourner, ce qui agit négativement sur le PIB et le taux d'intérêt nominal des titres de l'Etat.

Une seconde manière de l'expliquer est tout aussi liée au détournement des fonds. En 2018, il est estimé que plus de 90% des dépenses courantes ont été allouées aux services communs, institutions politiques et ministères (BCC, 2018). Il en résulte qu'en RDC la classe politique est celle des "bourgeois" et représente ainsi les MR. Avec le taux de corruption et de détournement des fonds, une expansion budgétaire conduit à l'enrichissement de cette classe et étant donné que les MR détiennent également les entreprises, il en résulte un accroissement du niveau d'investissement. Ce qui devrait pousser le gouvernement à procéder à plus de vigilance par rapport à l'allocation des ressources publiques.

A l'issue d'une augmentation des investissements publics (construction des routes de dessertes agricoles, ...), la production nationale et la consommation finale privée augmentent à l'impact. Cependant, ce choc amène les entreprises à réduire le niveau d'investissement. En effet, comme il a été dit en sus, le gouvernement de la RDC finance ses dépenses d'investissement par emprunt. Autrement dit, parce que le raisonnement se mène au sein d'une économie fermée, l'Etat crée des titres ou bons du trésor afin de financer sa politique. Ceci provoque une augmentation du taux d'intérêt nominal des titres et des capitaux privés sur les marchés financiers et conduit les entreprises à baisser leur niveau d'investissement. L'éviction de l'investissement privé rencontre les prévisions théoriques de l'analyse néoclassique. Celle-ci démontre en effet qu'une hausse des dépenses finit par accroître le taux d'intérêt des capitaux privés et décourage ainsi l'investissement privé (Mountford & Uhlig, 2009).

La baisse du niveau de consommation des MR se comprend mieux à l'aide du principe de l'équivalence ricardienne : ces ménages anticipent au fait une baisse de leur consommation future et décident donc de réduire sensiblement leur consommation afin de faire face à l'imposition future. Par contre, comme il a été prédit, les MNR eux accroissent significativement leur niveau de consommation. Etant les plus nombreux au sein de l'économie (plus de 90%), ils auront un effet sur la consommation privée agrégée et ainsi sur la richesse nationale produite. Après vingt trimestres, les entreprises remarquent la demande effective du marché et haussent leur niveau d'investissement privé.

#### 4.2.2 Réduction des impôts et taxes

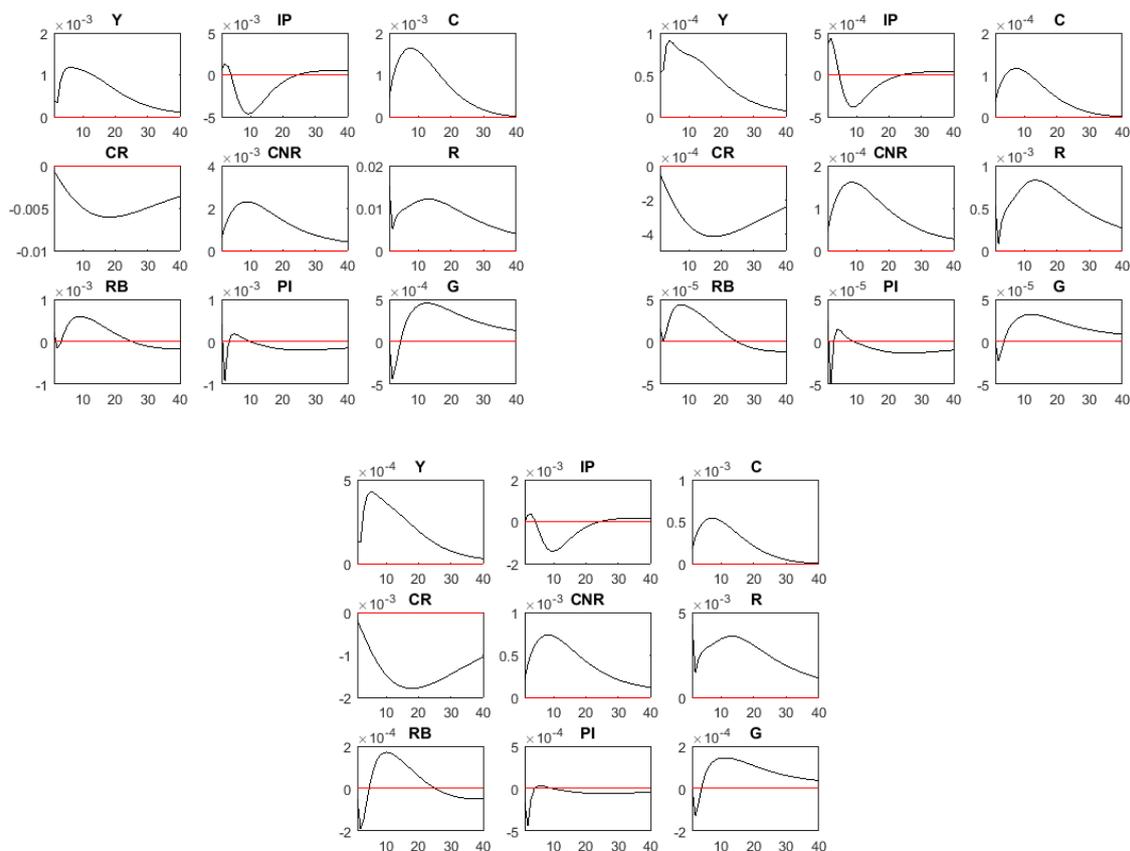
Les graphiques de réponses impulsionnelles aux chocs fiscaux sont donnés par les figures 3.2 ci-dessous. Les graphiques de dessus (gauche et droite) présentent respectivement les effets d'une réduction de la taxe sur la consommation et de l'impôt sur les capitaux, tandis que celui en-bas décrit ceux d'une réduction de l'impôt sur le revenu. Contrairement aux chocs des dépenses, en somme, une réduction des taux d'imposition et de taxation est fortement efficace car elle accroît à la fois le niveau de production, la consommation finale et l'investissement privé des entreprises. Par hypothèse de l'équivalence ricardienne, les MR eux réduisent leur niveau de consommation.

De manière synthétique, les réponses des variables aux chocs budgétaires et fiscaux sont concluantes et permettent d'affirmer que la PB en RDC est efficace puisqu'elle augmente le niveau de la pro-

---

15. Selon le rapport de *Transparency International* de 2019, cité par la Radio Okapi le 25 janvier 2020, la RDC est classée 168 sur 180 pays dans l'indice de perception de la corruption, faisant d'elle l'un des pays les plus corrompus du monde dans presque tous les secteurs.

FIGURE 2 – Fonctions de réponses impulsionnelles issues des chocs de dépenses



duction nationale, l'investissement privé et la consommation finale des ménages. Toutefois, cette efficacité dépend fortement du volet de la PB considéré. D'un côté, le volet budgétaire montre qu'une hausse des dépenses publiques en général a des effets positifs sur l'économie que si une grande proportion de ces dépenses est affectée aux investissements publics. De l'autre, le volet fiscal indique qu'une baisse d'imposition a des effets majeurs sur la production, la consommation des ménages et l'investissement des firmes.

Ces résultats sont en harmonie avec ceux trouvés dans la littérature, à l'exception de l'effet du choc des dépenses courantes sur l'investissement privé. En effet, les études ayant porté dans les PD montrent qu'un accroissement des dépenses publiques en général hausse la production et la demande globale (Bouakez & Rebei, 2007; Galì et al., 2007; Iwata, 2009; Mountford & Uhlig, 2009, entre autres). Toutefois, comme dit en sus, cette efficacité est expliquée différemment selon les auteurs (voir section 1.1.3 du premier chapitre). Pour Galì et al. (2007); Iwata (2009) et Coenen & Straub (2005), cet effet de stimulation (ou *crowding-in effect*) dépend du nombre des MR au sein de l'économie car l'impact de la PB passe par ceux-ci afin de jouer sur la production. Autrement dit, lorsque le gouvernement hausse les dépenses ou baisse les impôts et taxes, les MNR, réfléchissant à court-terme, en profitent pour consommer davantage et créent ainsi une forte demande pour les entreprises s'ils sont majoritaires (supérieurs à 60%) au sein de l'économie (Galì et al., 2007). Ainsi, l'effet de la PB dépend de leur proportion. Celle-ci est cependant faible dans plusieurs PD : 37% dans l'Union européenne (Coenen & Straub, 2005), 25% au Japon (Iwata, 2009), 12% au Royaume-Uni (Bhattarai & Trzeciakiewicz, 2016). Selon

Coenen & Straub (2005), cette faiblesse explique pourquoi la PB n'est pas efficace au sein de l'Union européenne.

Dans le cadre de cette étude, il a été montré que la proportion des MNR dépasse 90%, ce qui explique l'efficacité de la PB en RDC et confirme ainsi l'hypothèse fixée initialement. Les résultats trouvés ici sont partiellement similaires à ceux de Diwambuena & Boketsu (2019) et largement différent de ceux de Barhangana (2006) et Tavulyandanda (2015). Pour Diwambuena & Boketsu (2019), un choc budgétaire augmente la consommation privée et la production mais évince l'investissement privé. Les résultats trouvés ici suggèrent plutôt que c'est la composante dépenses d'investissements publics qui accroît le PIB et la consommation finale, mais évince (faiblement) l'investissement des firmes du fait de la hausse du taux d'intérêt des capitaux privés. Par contre, les dépenses courantes elles, réduisent le PIB et la consommation des ménages sans décourager l'investissement privé.

### 4.2.3 Multiplicateurs des dépenses et fiscaux

Afin d'évaluer quantitativement l'impact de la PB, ce travail recourt au multiplicateur keynésien. C'est un indicateur mesurant l'accroissement de l'output en réponse à un changement d'une des composantes de la PB données par  $\Delta F_t \in [G_t, IG_t, \tau_t^c, \tau_t^l \text{ et } \tau_t^k]$  résultant de  $k$  périodes en avant :  $\Delta Y_{t+k}/\Delta F_t$  (Zubairy, 2010). Ces multiplicateurs sont issus des IRFs :

TABLE 4: Multiplicateurs des dépenses et fiscaux

	$G_t$	$IG_t$	$\tau_t^c$	$\tau_t^l$
A l'impact	-0.02	0.22	0.04	0.013
Après 3 ans	-0.0765	0.512	0.371	0.143

A l'impact, un accroissement de 1% des dépenses courantes réduit de 0.02 la production nationale alors qu'une hausse de 1% d'investissements publics l'augmente considérablement de 0.22. Ce résultat suggère que les dépenses d'investissement doivent représenter une part importante des dépenses publiques pour deux raisons. D'une part, elles peuvent servir dans la stabilisation de l'activité économique à court terme et rendre ainsi la PB contracyclique. D'autre part, leurs effets s'agrandissent au bout de trois ans et multiplient le PIB par 0.512, alors que les dépenses courantes le réduisent encore davantage. Pour ce qui est des chocs fiscaux, une réduction de la taxe sur la consommation et de l'impôt sur le revenu salarié multiplie la production par 0.04 et 0.013 respectivement. Toutefois, ces chocs contribuent fortement à la stimulation du PIB au bout de trois ans avec des impacts marginaux évalués à 0.4 et 0.14 respectivement pour les premier et deuxième chocs.

Ces résultats sont concordant avec ceux trouvés dans la littérature. En effet, dans les PD, le multiplicateur varie entre 0 et 1 en temps normal, et peut excéder 1 en temps anormal où les économies subissent une forte récession. Par ailleurs, dans ces pays, les multiplicateurs des dépenses (0.75) sont souvent supérieurs aux multiplicateurs fiscaux (0.25). Pour les PED par contre, ces multiplicateurs sont inférieurs à ceux des PED, variant dans le court terme entre 0.1-0.3 pour les multiplicateurs des dépenses et 0.2-0.4 pour les multiplicateurs fiscaux (Batini et al., 2014). Les résultats trouvés suggèrent que le multiplicateur des dépenses publiques est en moyenne (après trois ans) de 0.366 si une proportion importante de ces dépenses est allouée aux investissements publics. En revanche, si les dépenses courantes prépondèrent, alors ce multiplicateur se situe à 0.16. Ces résultats confirment les conclusions des études antérieures dans les PED notamment celle de (Batini et al., 2014) et en RDC (Diwambuena & Boketsu, 2019)

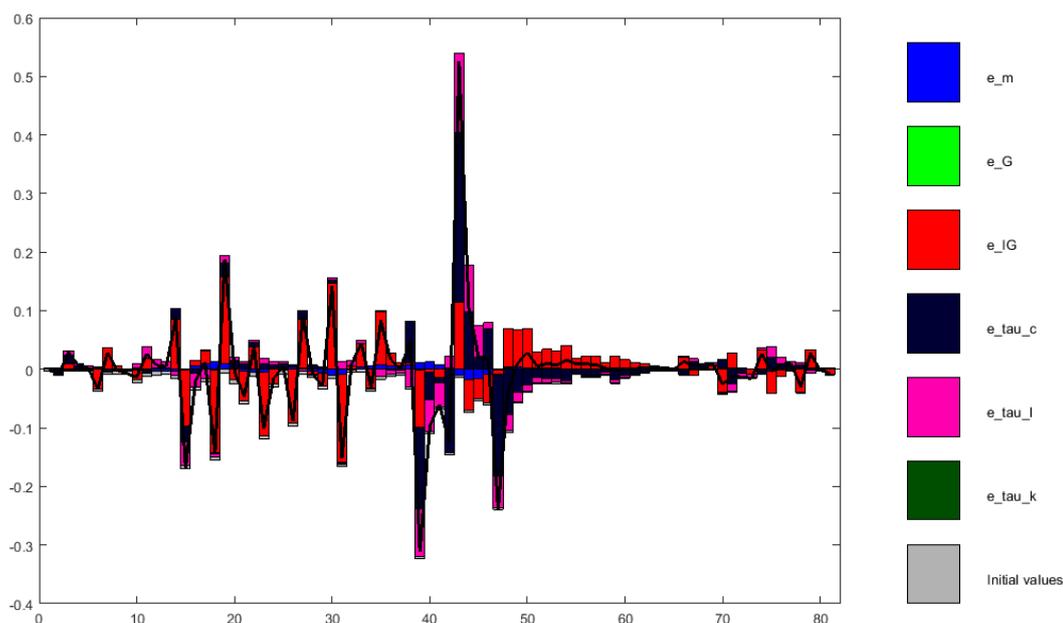
particulièrement. Pour [Diwambuena & Boketsu \(2019\)](#), le multiplicateur des dépenses en RDC varie entre -0.15 et 0.35. Du côté du multiplicateur fiscal, la présente étude trouve qu'il est fixé à 0.14 en moyenne sur trois ans. Ces conclusions sont dans la limite acceptable suivant les études antérieures ([Batini et al., 2014](#); [Diwambuena & Boketsu, 2019](#); [Djinkpo, 2019](#); [Iwata, 2009](#)).

### 4.3 Fluctuations du cycle économique

Cette section ressort la source de fluctuations de la production à l'aide de la décomposition de la variance historique (point 3.3.1) et de la décomposition de la variance des erreurs de prévision (point 3.3.2). Ce dernier outil vient en complément car étudie ces déterminants dans le court, moyen et long terme. Il permet en outre de dégager les principaux chocs qui causent les fluctuations de la consommation et de l'investissement privés.

#### 4.3.1 Décomposition de la variance historique

FIGURE 3 – Décomposition de la variance historique du PIB



L'analyse de la décomposition historique (figure 4.3.1) de la production révèle que depuis le premier trimestre de l'année 1998, la variation cyclique (périodique) du PIB est majoritairement expliquée par le choc d'investissement public. Ce choc est suivi par ceux de la taxe sur la consommation finale et de l'impôt sur le revenu salarié. Le grand pic montre qu'entre 2008Q1 et 2010Q1, période marquée par la crise économique et financière, une réduction de ces deux taux, à eux seuls, a pu permettre de générer un multiplicateur fiscal dépassant 0.5. La politique monétaire vient en quatrième position dans l'explication des variations du PIB.

Les résultats trouvés ici semblent être en contradiction avec ceux trouvés par [Kabuya, Ntagoma, & Tsasa \(2019b\)](#). En effet, pour ces auteurs, les chocs de productivité et des dépenses

publiques expliquent en grande partie les fluctuations du PIB en RDC. Alors que les chocs fiscaux les expliquent mais de manière minoritaire. La différence majeure d'avec cette étude résulte de ce que le choc de productivité a été ignoré car les innovations sont peu significatives ou à des niveaux faibles dans les PED comparées aux PD. Dans cet ordre d'idée, la RDC consomme plus les technologies importées des PD comme c'est le cas pour les PED en général mais en génère peu. Ainsi, ce volet a été explicitement ignoré au sein du modèle afin de ne retenir que les chocs vraisemblables à l'économie de la RDC. Les renseignements généraux qui en résultent peuvent être ainsi formulés : le gouvernement doit plus miser sur l'accroissement des investissements publics et la réduction des impôts et taxes en période de crise, ou de recession économique surtout, afin de relancer l'activité économique ou de la maintenir à un niveau stable.

### 4.3.2 Décomposition de la variance des erreurs de prévision

Comme l'exercice précédent, la décomposition de la variance des erreurs de prévision est un instrument permettant de ressortir les chocs déterminant les fluctuations de la production mais dans le futur. Pour ce faire, cette étude de la variabilité de l'output s'étale sur un horizon de 32 trimestres afin d'établir une comparaison avec les résultats de [Diwambuena & Boketsu \(2019\)](#). La nécessité de recourir à cet outil découle du souci de pouvoir confirmer ou infirmer si réellement les chocs des dépenses d'investissement public et fiscaux (sur la consommation et le revenu salarial) expliquent aussi la variabilité de la production dans le court (1 an), moyen (2 ans) et long termes (8 ans). Le tableau 3.3 suivant en donne la synthèse :

TABLE 5: Décomposition de la variance des erreurs de prévision (en pourcentage)

Périodes	Chocs	Y	C	IP
$t = 1$	Dépenses courantes	0.65	0.34	0.01
	Dépenses d'investissement public	72.79	21.87	0.66
	Taxe sur la consommation et l'investissement	2.38	32.09	0.06
	Impôt sur le revenu salarié	0.25	4.29	0.00
	Impôt sur les capitaux	0.04	0.19	0.02
	Politique monétaire	23.89	41.22	99.24
$t = 4$	Dépenses courantes	0.51	0.36	0.02
	Dépenses d'investissement public	41.59	23.81	1.10
	Taxe sur la consommation et l'investissement	13.60	33.37	0.14
	Impôt sur le revenu salarié	1.90	4.04	0.01
	Impôt sur les capitaux	0.14	0.18	0.02
	Politique monétaire	42.26	38.24	98.71
$t = 8$	Dépenses courantes	0.47	0.38	0.05
	Dépenses d'investissement public	34.78	25.06	3.36
	Taxe sur la consommation et l'investissement	25.27	35.56	1.78
	Impôt sur le revenu salarié	3.27	4.05	0.13
	Impôt sur les capitaux	0.16	0.18	0.03
	Politique monétaire	36.23	34.77	94.64
$t = 32$	Dépenses courantes	0.41	0.39	0.09
	Dépenses d'investissement public	28.37	25.44	5.80
	Taxe sur la consommation et l'investissement	28.03	36.03	5.78
	Impôt sur le revenu salarié	3.09	3.81	0.52

Impôt sur les capitaux	0.15	0.17	0.05
Politique monétaire	39.95	34.16	87.77

Ce tableau renseigne que dans l'ensemble, la variabilité de la production et de la consommation privée est due en grande partie aux chocs d'investissements publics et de la taxe sur la consommation, et cet effet est persistant et significatif dans le temps. Les effets du choc d'investissement public se réduisent considérablement dans le temps alors que ceux relatifs à la taxe sur la consommation vont en augmentant. Pour [Diwambuena & Boketsu \(2019\)](#) cependant, les chocs de productivité et de dépenses publiques contribuent le plus aux variations de la production. Comme dit plus haut, le choc de productivité n'a pas été considéré, il a été remplacé par le choc monétaire. En outre, les deux chocs expliquent très peu les fluctuations de l'investissement. En effet, ce dernier est plus expliqué par la politique monétaire recessionniste qui encourage les entreprises à investir. Le choc sur le revenu salarié contribue aux variations de la consommation des ménages, mais cet effet se réduit du court au long terme. En somme, à court terme, la contribution des chocs d'investissements publics et de la taxe sur la consommation est évaluée à près de 75% des variations de la production à très court terme, se réduisant jusqu'à 66% dans le long terme. Il en résulte que ces deux chocs expliquent significativement les variations du PIB dans les périodes simulées. Bien que la politique monétaire contribue fortement aux fluctuations de tous les agrégats, elle explique plus celles de l'investissement privé avec des effets décroissants dans le temps (de 99% à 87%).

## 5 Conclusion et recommandations

Ce travail avait pour but général de répondre à la question : quels sont les effets d'une augmentation des dépenses et/ou d'une réduction des impôts et taxes sur la production, la consommation et l'investissement privés. De manière plus précise, l'idée était d'évaluer l'efficacité de la politique budgétaire en présence des ménages hétérogènes constitués par les ricardiens et les non ricardiens. Les objectifs subsidiaires étaient d'évaluer quantitativement cet impact à travers le multiplicateur et d'étudier les principaux chocs ayant contribué aux fluctuations du PIB en RDC.

Les résultats principaux trouvés montrent qu'une expansion des dépenses publiques accroît la production, la consommation des ménages et l'investissement des firmes que si elles servent à financer les investissements publics. Cette expansion entraîne un multiplicateur des dépenses évalué à 0.366, valeur se trouvant dans l'intervalle estimé par [Diwambuena & Boketsu \(2019\)](#) pour l'économie de la RDC. Pour ce qui est du volet fiscal, une réduction des impôts et taxes accroît significativement les trois principaux agrégats avec un multiplicateur fiscal estimé en moyenne sur 3 ans à 0.14. Ces résultats démontrent qu'en RDC une PB financée par emprunt stimule significativement l'activité économique dans son ensemble. Quant aux variations cycliques du PIB, la décomposition de la variance historique révèle que la grande partie de ces fluctuations, observées depuis le premier trimestre 1998, résulte des chocs d'investissement public et de la taxe sur la consommation. Par ailleurs, sur 40 trimestres simulés, la décomposition de la variance montrent que les deux chocs précédents contribuent significativement et de manière persistante aux changements du PIB et de la consommation. Tandis que la politique monétaire explique significativement les variations de l'investissement privé.

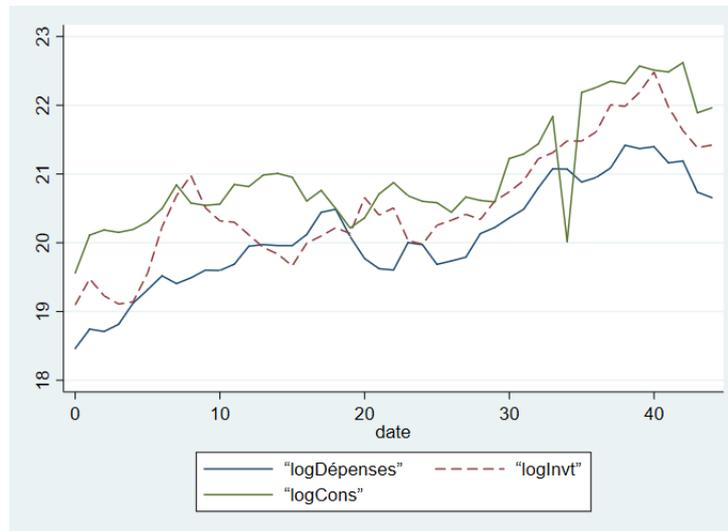
Les recommandations formulées ici sont que le gouvernement doit (i) accroître la part des dépenses en capital car celles-ci ont un effet significatif et persistant sur l'activité économique ; (ii) en période de recession, une politique fiscale de réduction d'impôts et taxes doit être entreprise afin de favoriser la consommation des ménages et, par ricochet, l'investissement privé.

Cela pourra permettre de réduire considérablement le taux de chômage en temps de crise. (iii) Le gouvernement doit également veiller à financer sa PB par les recettes fiscales collectées en période de surchauffe et lutter contre la corruption, le détournement des fonds et les exonérations.

Il faut préciser que cette étude n'a pas pu intégrer le système bancaire et les échanges avec le reste du monde. Les recherches ultérieures pourraient intégrer ces aspects afin d'en ressortir le multiplicateur keynésien en économie ouverte. Par ailleurs, [Kaminsky et al. \(2004\)](#) et [Alesina et al. \(2008\)](#) ont démontré que dans les pays développés la PB est contra-cyclique alors qu'elle est pro-cyclique dans les PED. Le présent travail n'a pas pu préciser ce fait de manière empirique pour le cas de la RDC à partir des données utilisées. Les recherches futures peuvent aussi juger de la validité de cette hypothèse en RDC.

## A Annexes

### A.1 Dépenses, Investissements et Consommation privés de 1974 à 2018 (Banque Mondiale)



### A.2 Distributions a priori et a posteriori des paramètres ; diagnostics univariés des chaînes de MCMC et Mode check plots

FIGURE 4 – a-Distributions a priori et a posteriori

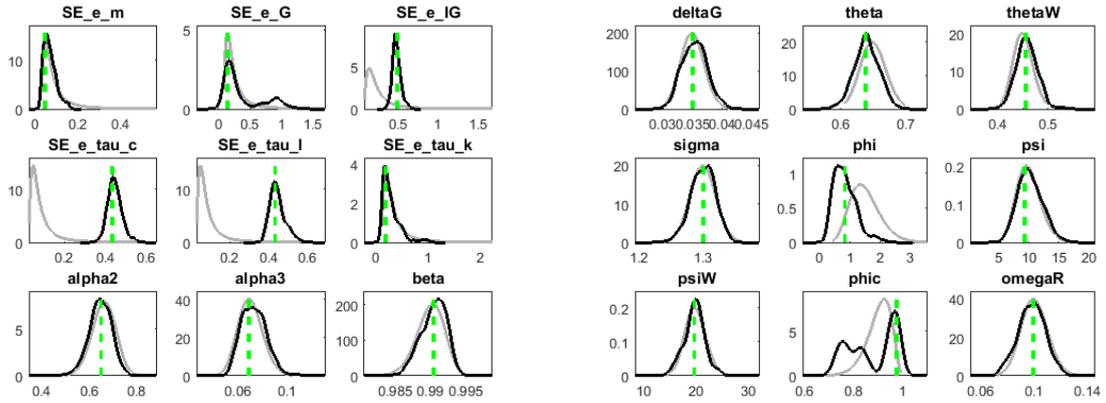


FIGURE 5 – b-Distributions a priori et a posteriori

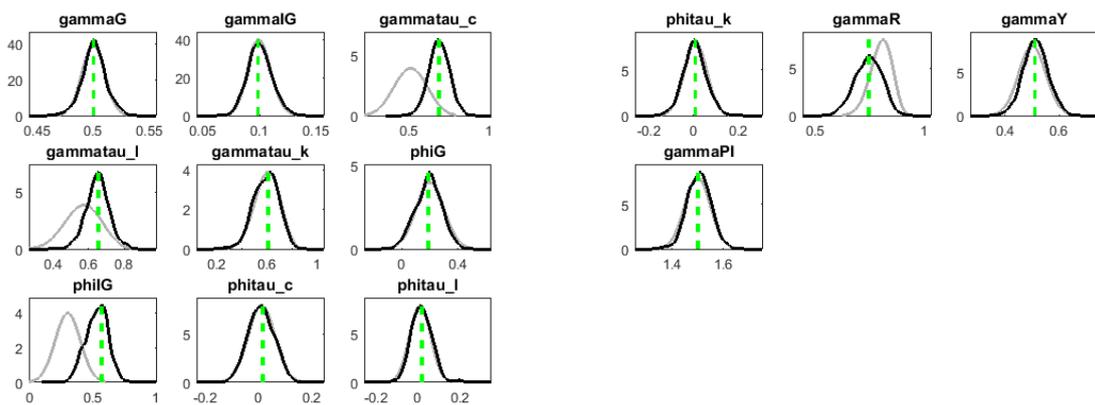


FIGURE 6 – a-Diagnostic univarié des chaînes de MCMC

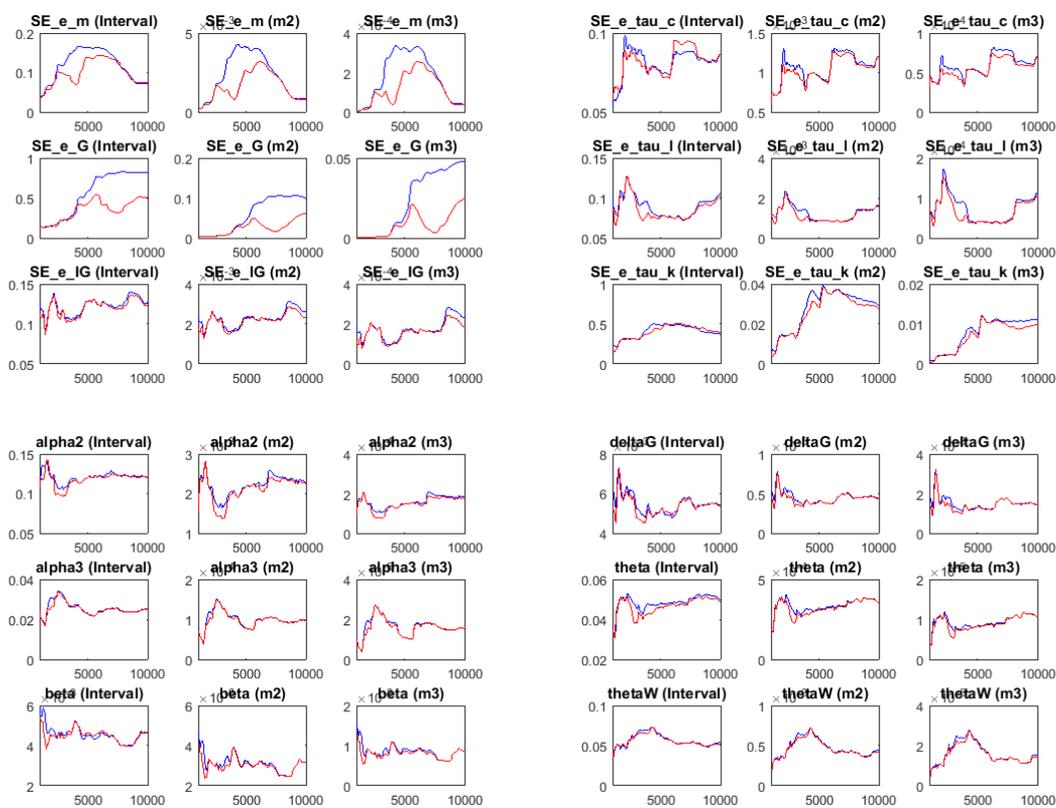


FIGURE 7 – b-Diagnostic univarié de la convergence des chaînes MCMC

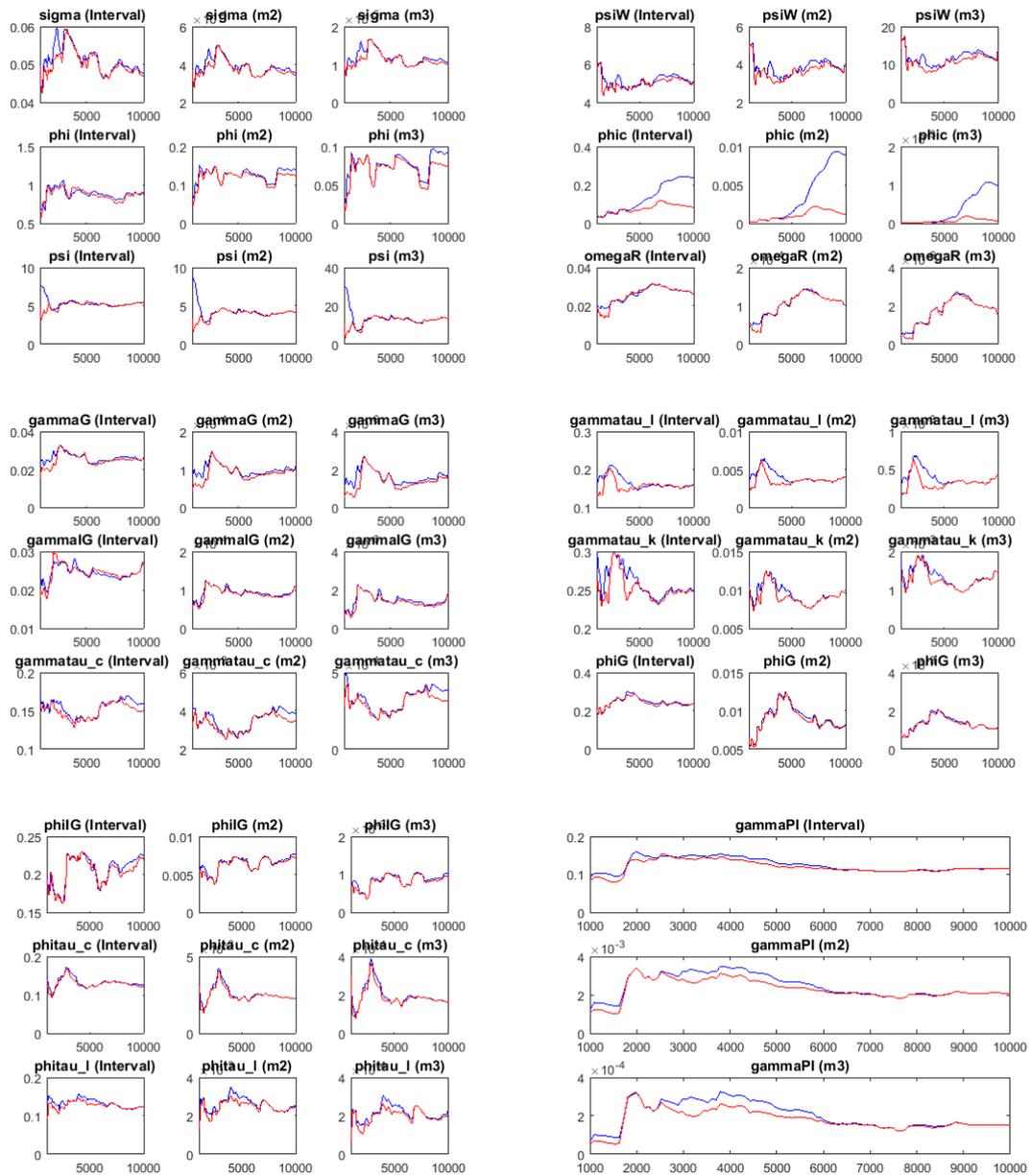
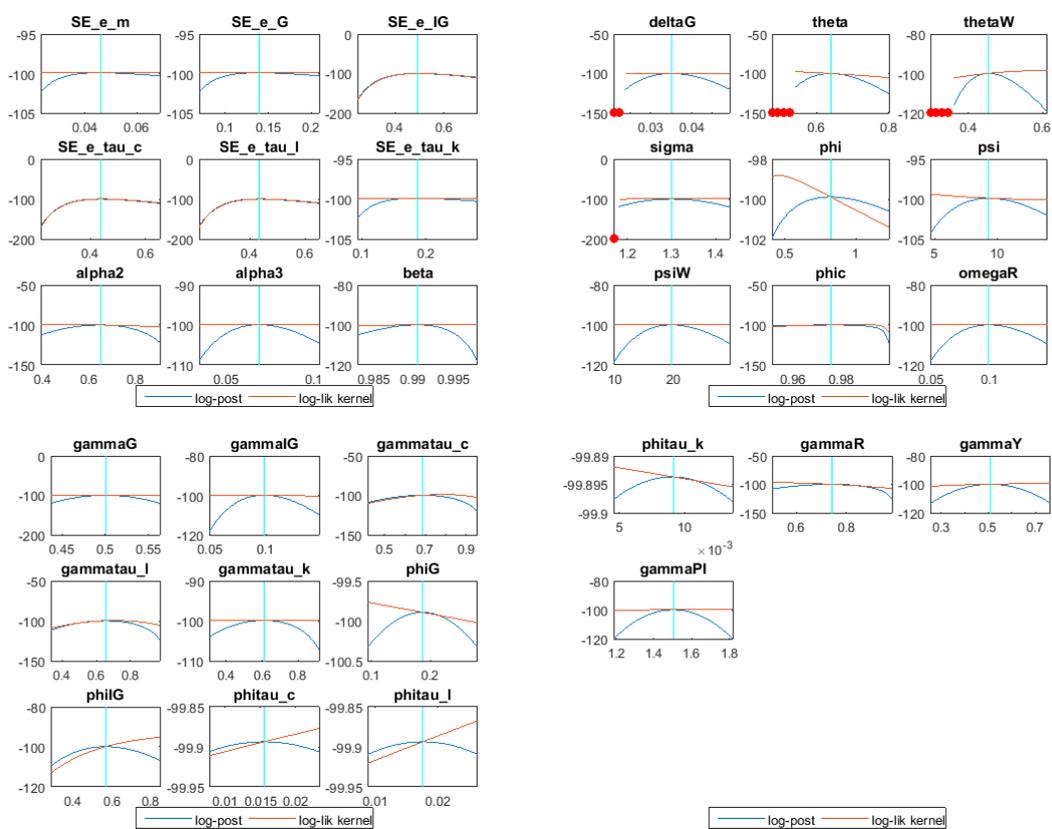


FIGURE 8 – Mode check plots (Conditions de Blanchard-Kahn)



### A.3 Forme log-linéaire du modèle

Les lettres " $\hat{X}$ " dénotent les déviations des variables par rapport à leurs états stationnaires ; tandis que les lettres " $X_{ss}$ " représentent les variables à l'état stationnaire. Quelques hypothèses importantes ont été considérées pour la linéarisation :  $C_{R,ss} = C_{NR,ss} = C_{ss}$  ;  $L_{r,ss} = L_{nr,ss} = L_{ss}$  ;  $K_t^G = 0.2$  ;  $I_{ss}^G = \phi_{I_{ss}^G} Y_{ss}$  ;  $B_{ss} = \phi_{B_{ss}} Y_{ss}$  ;  $U_{ss} = Q_{ss} = P_{ss} = \pi_{ss} = \chi = \psi_2 = 1$  et  $\psi_2 = (1 + \tau_{ss}^{ss}) [1/\beta - 1 + \delta]$  (Costa, 2016; Iwata, 2009; Smets & Wouters, 2003). La forme linéaire du modèle est donnée par le tableau suivant :

TABLE 6: Forme log-linéarisée du modèle

(1)	$\hat{\Lambda}_{R,t} = \left[ \frac{\sigma}{(1-\phi_c)(1-\phi_c)} \right] \left[ \phi_c \beta (\mathbb{E}_t \hat{C}_{R,t+1} - \phi_c \hat{C}_{R,t}) - (\hat{C}_{R,t} - \phi_c \hat{C}_{R,t}) \right] - \hat{P}_t - \left( \frac{\tau_{ss}^c}{1+\tau_{ss}^c} \right) \hat{\tau}_t^c$
(2)	$\hat{\pi}_{w,t} = \beta \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{w,t+1} + \left[ \frac{(1-\theta_w)(1-\beta\theta_w)}{\theta_w} \right] \left[ \varphi L_{R,t} - \Lambda_{R,t} + \left( \frac{\tau_{ss}^l}{1+\tau_{ss}^l} \right) \hat{\tau}_t^l \right]$
(3)	$\hat{Q}_t = -(\hat{R}_t - \pi_{t+1}) + \frac{1-\delta}{1-\delta+(1-\tau_{ss}^k)i_{ss}} \mathbb{E}_t \hat{Q}_{t+1} + \frac{(1-\tau_{ss}^k)i_{ss}}{1-\delta+(1-\tau_{ss}^k)i_{ss}} \mathbb{E}_t \hat{i}_{t+1}^k - \frac{\tau_{ss}^k i_{ss}}{1-\delta+(1-\tau_{ss}^k)i_{ss}} \mathbb{E}_t \hat{\tau}_{t+1}^k$
(4)	$\hat{\pi}_{w,t} = \hat{W}_t - \hat{W}_{t-1}$
(5)	$P_{ss} C_{R,ss} \left[ (\hat{P}_t + \hat{C}_{R,t})(1 + \tau_{ss}^c) + \tau_{ss}^c \tau_t^c \right] + P_{ss} I_{ss}^P \left[ (\hat{P}_t + \hat{I}_t^P)(1 + \tau_{ss}^c) + \tau_{ss}^c \tau_t^c \right] + \frac{B_{ss}}{R_{ss}^B} (\hat{B}_t - \hat{R}_t^B)$ $= W_{ss} L_{R,ss} \left[ (\hat{W}_t + \hat{L}_{R,t})(1 - \tau_{ss}^l) - \tau_{ss}^l \hat{\tau}_t^l \right] + R_{ss} K_{ss}^P \left[ (\hat{R}_t + \hat{K}_t^P)(1 - \tau_{ss}^k) - \tau_{ss}^k \hat{\tau}_t^k \right] + B_{ss} B \hat{B}_t$
(6)	$\hat{Q}_t = \beta \mathbb{E}_t \left[ (1 - \delta) Q_{ss} \hat{Q}_{t+1} + \Lambda_{R,ss} R_{ss} (1 - \tau_{ss}^k) \left( \hat{\Lambda}_{R,t+1} + \hat{R}_{t+1} + \hat{U}_{t+1} - \frac{\tau_{ss}^k}{1-\tau_{ss}^k} \tau_{t+1}^k \right) - \Lambda_{R,ss} \right]$
(7)	$\hat{K}_{t+1}^P = (1 - \delta) \hat{K}_t^P + \delta \hat{I}_t^P$
(8)	$\hat{\Lambda}_{t+1} = \hat{\Lambda}_{R,t} - \hat{R}_t^B$
(9)	$\hat{\pi}_{w,t} = \beta \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{w,t+1} + \left[ \frac{(1-\theta_w)(1-\beta\theta_w)}{\theta_w} \right] \left[ \varphi \hat{L}_{NR,t} - \hat{\Lambda}_{NR,t} + \left( \frac{\tau_{ss}^l}{1-\tau_{ss}^l} \right) \hat{\tau}_t^l \right]$
(10)	$\pi_t = \hat{P}_t - \hat{P}_{t-1}$
(11)	$\hat{C}_t = \phi C_{R,ss} \hat{C}_{R,t} + (1 - \phi) C_{NR,ss} \hat{C}_{NR,t}$
(12)	$\hat{L}_t = \phi L_{R,ss} \hat{L}_{R,t} + (1 - \phi) L_{NR,ss} \hat{L}_{NR,t}$
(13)	$\hat{Y}_{j,t} = \alpha_1 (\hat{U}_t + \hat{K}_t^P) + \alpha_2 \hat{L}_t + \alpha_3 K_t^G$
(14)	$\hat{K}_t^P = \hat{U}_t + \hat{L}_t - \hat{R}_t + \hat{W}_t$
(15)	$\hat{m}c_t = \alpha \hat{R}_t + (1 - \alpha) \hat{W}_t - \alpha_g \hat{K}_t^G$
(16)	$\hat{\pi}_t = \beta \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{t+1} + \left[ \frac{(1-\theta_w)(1-\beta\theta_w)}{\theta_w} \right] \left[ \hat{M}C_t - \hat{P}_t \right]$
(17-22)	$\hat{X}_t = \gamma_x \hat{X}_{t-1} + (1 - \gamma_x) \phi_x (\hat{B} - \hat{Y}_{t-1} - \hat{P}_{t-1}) + \epsilon_t^x \quad \text{avec} \quad X \in [\tau_t^c, \tau_t^l, \tau_t^k, G_t, I_t^G]$

$$(23) \frac{B_{ss}}{R_{ss}^B}(\hat{B}_{t+1} - \hat{R}_t^B) - B_{ss}\hat{B}_t + T_{ss}\hat{T}_t = P_{ss}\hat{G}_t(\hat{G}_t + \hat{P}_t) + P_{ss}\hat{I}_t^G(\hat{P}_t + \hat{I}_t^G)$$

$$(24) T_{ss}\hat{T}_t = \tau_{ss}^c P_{ss} \left[ C_{ss}(\hat{C}_t + \hat{P}_t) + I_{ss}^P(\hat{I}^P + \hat{P}_t) \right] + \tau_{ss}^l W_{ss} L_{ss}(\hat{W}_t + \hat{L}_t) + \tau_{ss}^k K_{ss}^P \left[ R_{ss}(\hat{R} + \hat{K}^P) - \delta \hat{K}_t^P \right]$$

$$(25) \hat{K}_{t+1}^G = (1 - \delta)\hat{K}_t^G + \delta\hat{I}_t^G$$

$$(26) \hat{R}_t^B = \gamma_R \hat{R}_{t-1}^B + (1 - \gamma_R)(\gamma_\pi \hat{\pi}_t + \gamma_y \hat{Y}_t) + \hat{\epsilon}_t^m$$

$$(26) \hat{Y}_t = \frac{C_{ss}}{Y_{ss}} \hat{C}_t + \frac{I_{ss}^P}{Y_{ss}} \hat{I}_t^P + \frac{I_{ss}^G}{Y_{ss}} \hat{I}_t^G + \frac{G_{ss}}{Y_{ss}} \hat{G}_t$$

## Références

- Acemoglu, D. (2009). *Introduction to modern economic growth*. Princeton University Press.
- Adjemian, S., Bastani, H., Juillard, M., Karamé, F., Maih, J., Mihoubi, F., et al. (2011). *Dynare : Reference Manual Version 4* (Dynare Working Papers N° 1). CEPREMAP.
- Afonso, A., & Sousa, R. M. (2009). *The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Portugal : a Bayesian SVAR Analysis* (Working Papers N° 9). School of Economics and Management.
- Alesina, A., Campante, F., & Tabellini, G. (2008). Why is Fiscal Policy often Procyclical. *Journal of the European Economic Association*, 6(5), 1006-1036.
- Angullo-Rodriguez, H., Castillo-Duran, M. A., Garza-Rodriguez, J., Gonzalez-Hernandez, M. G., & Puente-Ortiz, R. (2011). The Effectiveness of Fiscal Policy in Mexico. *The Empirical Economics Letters*, 10(6).
- Arestis, P. (2012). Fiscal Policy : a Strong Macroeconomic Role. *Review of Keynesian Economics, Inaugural Issue*, 93-108.
- Barhangana, F. A. (2006). *Efficacité de la Politique Budgétaire en RDC*. (Mémoire de Licence, Inédit, UCB)
- Batini, N., Eyraud, L., & Weber, A. (2014). *A Simple Method to Compute Fiscal Multipliers* (Vol. 14; IMF Working Paper N° 93). International Monetary Fund.
- Baxter, M., & King, R. G. (1993). Fiscal Policy in General Equilibrium. *The American Economic Review*, 83(3), 315-334.
- BCC. (2018). *Rapport Annuel de la Banque Centrale du Congo de 2018* (Rapport technique). Banque Centrale du Congo.
- Beiton, A., Cazorla, A., Dollo, C., & Draï, A.-M. (2001). *Dictionnaire des Sciences Economiques*. Armand Colin.
- Bhattarai, K., & Trzeciakiewicz, D. (2016). Macroeconomics Impacts of Fiscal Policy Shocks in the UK : A DSGE Analysis. *Economic Modelling*, 61.
- Bouakez, H., & Rebei, N. (2007). Fiscal Policy in General Equilibrium. *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economie*, 40(3), 954-979.
- Burriel, P., Fernández-Villaverde, J., & Rubio-Ramirez, J. (2010). MEDEA : A DSGE model for the Spanish economy. *Series*, 1(1-2).

- Coenen, G., & Straub, R. (2005). Non-Ricardian Households and Fiscal Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area. *Computing in Economics and Finance*, 102.
- Costa, C. J. (2016). *Understanding DSGE*. Vernon Press. (Series in Economic Methodology)
- De Castro, F. (2013). *The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Spain* (Working Paper Series N° 311). Bank of Spain.
- Diab, W., Atlam, B., & Nimer, N. (2016). A Critical Literature Survey of the Macroeconomic Effects of Policy in Light of Recent empirical evidence. In (p. 781-790). 18th International Scientific Conference on Economic and Social Development. (Building Resilient Society)
- Diwambuena, M. J., & Boketsu, B. J.-P. (2019). Politique Budgétaire et Performances Macroeconomiques en République Démocratique du Congo. *Révue Congo Challenge*, 1(2), 202–227.
- Dj'andima, M. J.-M. F. (2007). *Code Général des Impôts*. Presses Universitaires du Congo.
- Djinkpo, M. (2019). *A DSGE model for Fiscal Policy Analysis in The Gambia* (Rapport technique). West African Monetary Agency/Department of Research and Statistics.
- Drygalla, A., Holtemöller, O., & Kiesel, K. (2018). The Effects of Fiscal Policy in an Estimated DSGE Model—The Case of the German Stimulus Packages during the Great Recession. *Macroeconomics Dynamics*, 1–31.
- Fatás, A., & Mihov, I. (2001). *Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment : Theory and Evidence* (Working Paper). INSEAD.
- Fernández-Villaverde, J. (2006). *A Baseline DSGE Model* (Rapport technique). NBER and Banc of Atlanta.
- Galí, J., López-Salido, J., & Vallés, J. (2007). Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227–270.
- Giordano, R., Momigliano, S., Neri, S., & Perotti, R. (2007). The effects of fiscal policy in Italy : Evidence from a VAR model. *European Journal of Political Economy*, 23, 707–733.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5th éd.). Mc-Graw-Hill Irwin.
- Herbst, E. P., & Schorfheide, F. (2016). *Bayesian Estimation of DSGE Models*. Princeton University Press.
- INS. (2014). *Résultats de l'Enquête sur l'Emploi, le Secteur Informel et sur la Consommation des ménages de 2012 : Enquête 1-2-3* (Rapport Global). Institut National de la Statistique et Ministère du Plan et Suivi de la Mise en Oeuvre de la Révolution de la Modernité.
- Iwata, Y. (2009). *Fiscal Policy in an Estimated DSGE Model of the Japanese Economy : Do Non-Ricardian Households Explain All?* (Rapport technique). Economic and Social Research Institute/Cabinet Office/Government of Japan.
- Kabuya, K., Ntagoma, J.-B., & Tsasa, J.-P. (2019a). Réexamen de la Dynamique Macroéconomique en RDC (I) : Comptabilité de la Croissance. *Révue Congo Challenge*, 1(1), 1–25.
- Kabuya, K., Ntagoma, J.-B., & Tsasa, J.-P. (2019b). Réexamen de la Dynamique Macroéconomique en RDC (II) : Comptabilité du cycle économique. *Révue Congo Challenge*, 1(1), 26–48.

- Kaminsky, G., Reinhart, C., & Végh, C. (2004). When it rains, it pours : Procyclical capital flows and macroeconomic policies. *National Bureau of Economics Research (NBER) Macroeconomics Annual*, 19, 11-82.
- Koop, G. (2003). *Bayesian Econometrics*. John Wiley and Sons.
- Kuttner, K. N., & Posen, A. S. (2002). Fiscal Policy Effectiveness in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 16, 536–558.
- Mankiw, G. N. (2000). The Savers-Spenders theory of the fiscal policy. *American Economic Review*, 90(2), 120–125.
- Mountford, A., & Uhlig, H. (2009). What are the Effects of Fiscal Policy Shocks. *Journal of Applied Econometrics*, 24, 960–992.
- Ntagoma, J.-B. K., Tsasa, J.-P. V., & Mavingu, M. N. (2015). Inclusivité et Marché du travail en RDC : Approche par le modèle DSGE non-ricardien. *Révue Congolaise de Politique Economique*, 1(2), 139–186.
- Perotti, R. (2004). *Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries* (Working Paper N° 276). IGIER/Innocenzo Gasparani Institute for Economic Research/Bocconi University.
- Pfeifer, J. (2020). *An Introduction to Graphs in Dynare* (Rapport technique). Universität der Bundeswehr München.
- Smets, F., & Wouters, R. (2003). An Estimated Dynamic Stochastic General equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123–1175.
- Spiegel, S. (2007). *Politique Macroéconomique et Politique de Croissance : Stratégies Nationales de développement, Notes d'orientations*. Nations Unies, Département des Affaires Economiques et Sociales (DAES/UNDESA).
- Tavulyandanda, N. A. (2015). *Politique Budgétaire en RDC : Instruments, Moyens et Efficacité*. (Mémoire de Licence, Inédit, Université Catholique du Graben)
- Torres, J. L. (2016). *Introduction to Dynamic Macroeconomic General Equilibrium Models* (Second éd.). Vernon Press. (Series in Economic Methodology)
- Umba, G. B. (2017). *Estimation bayésienne d'un modèle DSGE pour une petite économie ouverte : Cas de la RDCongo* (Rapport technique). Banque Centrale du Congo.
- Zubairy, S. (2010). *On Fiscal Multipliers : Estimates from a Medium Scale DSGE Model* (Rapport technique N° 30). Bank of Canada.