Volume 17 Issue 44
Originally issued as E6



Global Journal of HUMAN-SOCIAL SCIENCE: E
Economics
Volume 17 Issue 6 Version 1.0 Year 2017
Type: Double Blind Peer Reviewed International Research Journal
Publisher: Global Journals Inc. (USA)
Online ISSN: 2249-460x & Print ISSN: 0975-587X

Estimation Bayésienne D'un Modèle DSGE Pour une Petite Economie Ouverte: Cas De la RD Congo

By Gilles Bertrand UMBA

Resume- Ce travail a eu pour objectif d'estimer un modèle DSGE en économie ouverte pour la RD Congo en se référant aux techniques bayé siennes pour les données trimestrielles allant de 2002q1 à 2016q4 en vue d'analyser les relations entre les principales variables macroéconomiques et simuler l'impact de quelques principaux chocs sur leur évolution. Les résultats d'estimation du modèle ont été globalement satisfaisants, en particulier en ce qui concerne les tests de convergence de Brooks et Gelman (1998). Les résultats qui ressortent de l'analyse de la décomposition historique ont révélé l'influence des chocs sur le taux de change, sur la production, des chocs de productivité interne et externe comme principaux déterminants de l'évolution du taux directeur et du taux d'inflation domestique. L'analyse de la décomposition historique de la variation du taux de change a indiqué l'influence notoire des chocs du taux de change et de politique monétaire dans l'explication de la dépréciation du taux de change durant les trois derniers trimestres de l'année 2016.

Mots-cles: economie ouverte, modèles dynamiques stochastiques d'equilibre général, techniques bayésiennes, nouvelle macroéconomie keynésienne.

GJHSS-E Classification: JEL Code: C32, C51, E52, F41



Strictly as per the compliance and regulations of:



© 2017. Par Gilles Bertrand UMBA. This is a research/review paper, distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-Noncommercial 3.0 Unported License http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/), permitting all non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Estimation Bayésienne D'un Modèle DSGE Pour une Petite Economie Ouverte: Cas De la RD Congo

Gilles Bertrand UMBA

Résumé- **Ce travail a eu pour objectif d'estimer un modèle DSGE en économie ouverte pour la RD Congo en se référant aux techniques bayé siennes pour les données trimestrielles allant de 2002q1 à 2016q4 en vue d'analyser les relations entre les principales variables macroéconomiques et simuler l'impact de quelques principaux chocs sur leur évolution. Les résultats d'estimation du modèle ont été globalement satisfaisants, en particulier en ce qui concerne les tests de convergence de Brooks et Gelman (1998). Les résultats qui ressortent de l'analyse de la décomposition historique ont révélé l'influence des chocs sur le taux de change, sur la production, des chocs de productivité interne et externe comme principaux déterminants de l'évolution du taux directeur et du taux d'inflation domestique. L'analyse de la décomposition historique de la variation du taux de change a indiqué l'influence notoire des chocs du taux de change et de politique monétaire dans l'explication de la dépréciation du taux de change durant les trois derniers trimestres de l'année 2016.**

Mots-clés: economie ouverte, modèles dynamiques stochastiques d'equilibre général, techniques bayé-siennes, nouvelle macroéconomie keynésienne.

I. Introduction

Les chocs affectant l'économie ont depuis toujours été d'importants déterminants dans l'explication de l'évolution future des variables macroéconomiques internes. Ceux affectant l'offre aussi bien que la demande peuvent entrainer des changements imprévisibles de l'offre globale et de la demande globale et nécessitent donc une action en termes de politique macroéconomique. L'autorité monétaire effectue continuellement une évaluation de la source et de l'ampleur des chocs économiques aussi bien extérieurs qu'intérieurs, et elle agit pour atténuer leur impact. De manière générale, l'action de cette dernière consiste principalement dans le maniement de ses instruments de politique monétaire, principalement le taux directeur. Ce qui affecte consécutivement les variables cibles de la politique monétaire.

Toutefois dans la pratique, aucune autorité monétaire n'a un ensemble d'informations parfaites au moment où il détermine le taux directeur. Dans un contexte d'informations imparfaites, les attentes des banques centrales quant à l'offre et aux chocs du côté de la demande peuvent ne pas correspondre à leurs valeurs réelles, contrairement à l'information parfaite, dans laquelle les banques centrales peuvent mieux anticiper, et donc compenser, tous les chocs. Cependant, une incertitude sur les mécanismes de transmission et sur l'impact réel de la réponse de la Banque Centrale.

Des profonds changements dans la théorie macroéconomique ont commencé à influencer la conception et la mise en œuvre de la politique monétaire aussi bien au sein des pays avancés que ceux en développement. Ces changements dans la théorie macroéconomique et la modélisation économétrique ont offert la possibilité aux banquiers centraux de concevoir de meilleures pratiques en vue d'obtenir des résultats de politique de stabilisation contra cycliques plus efficaces.

Avec la critique de Lucas (1976), les modèles économétriques traditionnels ont été fortement remis en cause du fait que leurs coefficients ne changent pas en cas de changement des politiques et que, par conséquent, ils étaient structurellement invariants et que les politiques basées sur pareils modèles étaient susceptibles d'être biaisées. Avec les travaux de Kydland et Prescott (1982), les modèles de cycles réels (Real Business Cycles) basés sur les fondements microéconomiques ont été reconnus comme susceptible de décrire correctement les fluctuations économiques pour l'économie américaine. Toutefois ces modèles n'ont pas joué un rôle essentiel en vue d'expliquer les actions de politique monétaire. Cette lacune entre la nouvelle perception de la théorie macroéconomique et la pratique de la politique monétaire a conduit les économistes nouveaux keynésiens à souligner l'importance des rigidités nominales et réelles et le rôle de la politique monétaire en vue de stabiliser les fluctuations économiques à court terme.

Les modèles résultant de cette nouvelle synthèse néoclassique ont été qualifiés de nouveaux keynésiens et soulignent que les actions de la politique monétaire ont des effets non-triviaux sur le cycle économique et les variables réelles. Les caractéristiques

Author: UMBA, e-mails: bertrand.umba@bcc.cd, gilles.umba2014@gmail.com

© 2017 Global Journals Inc. (US)

essentielles de ces modèles ont été étudiés par Gali et Gertler (1999) et autres. Ces modèles fournissent les fondements théoriques des modèles d'équilibre général dynamique stochastique (DSGE) préconisés dans ce travail en d'analyser l'évolution des variables macroéconomiques pour la RD Congo.

Au cours des années, beaucoup d'éléments ont été incorporés par des chercheurs pour que ces modèles simulent convenablement les variables du monde réel. Néanmoins, l'applicabilité de ces modèles à l'analyse des politiques a été limitée par la difficulté d'estimer leurs paramètres à partir des données réelles. Par conséquent, les chercheurs ont entièrement compté sur l'étalonnage des paramètres où les paramètres sont basés sur certaines propriétés théoriques de l'économie ou empruntés à d'autres études économétriques ou à des modèles déjà calibrés.

La calibration a cependant conduit à un débat prolongé parmi les macro-économistes. En effet, plusieurs argumentent que la calibration est une méthode qui discipline le choix des paramètres pour un modèle en utilisant ses propriétés de court et de long termes. Toutefois, beaucoup soutiennent qu'il s'agit d'une méthode informelle qui ne permet pas d'évaluer la qualité de l'ajustement ni d'établir un critère de comparaison entre les modèles. Avec les développements récents influencés par les travaux de Smet et Wouters (2003 et 2007) et Christiano et al (2005), les techniques bayésiennes ont été de plus en plus utilisées en vue de pallier aux faiblesses de la calibration Ce qui a rendu de plus en plus courant l'estimation des modèles de petite et moyenne taille être pour différents pays.

Parmi les études faites pour les pays d'Afrique subsaharienne, Peiris et Saxegaard (2007) ont fait une première tentative d'estimation des modèles DSGE en les adaptant à quelques caractéristiques des pays d'Afrique Subsaharienne pour l'analyse de la politique monétaire du Mozambique. Pour ce faire, ces derniers recourent à l'approche bayésienne en utilisant des données trimestrielles allant de 1996 à 2005 pour 18 variables macroéconomiques fondamentales. En outre, les auteurs incluent les frictions sur le marché du crédit dans le modèle en supposant l'existence d'une prime sur les taux de dépôt et une version de la fonction de réaction de la politique monétaire développée dans les travaux de Adam et al (2009). Les auteurs concluent que les pays d'Afrique subsaharienne à l'instar du Mozambique sont enclins à de nombreux chocs exogènes et les résultats suggèrent qu'un ancrage du taux de change et moins efficace qu'un ciblage d'inflation en raison de la volatilité des taux d'intérêts.

Alege (2009) a eu à examiner les sources de la croissance économique au Nigeria en recourant à un modèle de cycle réel dans l'esprit des modèles DSGE. A cet effet, trois types de chocs ont été considéré à savoir le choc relatif à l'offre de monnaie, le choc technologique et celui relatif à l'offre d'exportation. En utilisant les techniques bayésiennes, les résultats suggèrent que l'économie du Nigéria est influencée ainsi bien par les chocs nominaux que ceux réels qui affecte son économie. Ces résultats ont également révélé que l'économie du Nigéria est fortement dépendante de leurs produits d'exportation, le pétrole en particulier.

Garcia (2010) a développé un modèle équilibré Dynamique général DSGE-NK en vue d'analyser la pertinence de la relation de la courbe de Phillips pour l'économie nigériane. Le modèle a incorporé des caractéristiques prospectives (telles que les anticipations d'inflation) dans la fonction d'objectif de politique monétaire de la Banque Centrale du Nigeria. Estimant avec les données trimestrielles nigérianes de 1995 à 2007, les résultats justifient les actions politiques actuelles du CBN pour contrôler l'inflation. En effet, l'action sur le taux directeur est suffisamment fort pour réduire les pressions inflationnistes et ramener l'activité économique à un niveau d'équilibre. En outre, ce dernier renseigne que la Banque Centrale devra consentir à une perte de croissance de 3% pour réduire le taux d'inflation de 10%.

À la suite de Garcia (2010), le modèle DSGE d'Adebiyi et Mordi (2016) a appliqué des techniques d'estimation bayésiennes pour d'évaluer l'effet pass-through du taux de change sur les prix domestiques. Pour ce faire, ces derniers utilisent des données trimestrielles allant de 1990 à 2011. L'étude a révélé que le taux d'inflation réagit positivement et significativement au taux de change dans le court terme. Tout particulièrement, ces derniers trouve un faible niveau de pass-through qui va de 0.09 pour le premier trimestre à 0.18 pour le deuxième trimestre puis retombe à 0.07 et 0.01 respectivement durant le troisième et le quatrième trimestre. L'auteur attribue ces performances notamment à une plus grande crédibilité de la politique monétaire au Nigéria ainsi qu'à un changement important dans la structure commerciale.

Pour l'Afrique du Sud, Steinbach, Mathuloe et Smit (2009) ont utilisé un modèle DSGE-NK en vue d'analyser les interactions de l'économie avec le reste du monde en utilisant une approche bayésienne pour les données trimestrielles allant de 1990 à 2007. Le modèle utilisé par les auteurs considère deux économies à savoir celle domestique représentée par l'Afrique du Sud et celle étrangère englobant le reste du monde. Tout d'abord, l'économie domestique a été modélisée comme une petite économie ouverte en prenant en compte un pass-through incomplet du taux de change. Le modèle a été adapté pour inclure une rigidité réelle sous la forme de la formation d'habitudes externes dans la consommation et des rigidités nominales supplémentaires grâce à une indexation partielle des prix intérieurs à l'inflation passée, au prix échelonné, au salaire ajusté à la Calvo (1983) et à une

© 2017 Global Journals Inc. (US)

indexation partielle de les salaires à l'inflation passée des prix à la consommation. En outre, le reste du monde a été supposé avec les mêmes caractéristiques qu'une économie fermée en considérant que ce dernier ne serait pas affecté par les développements dans l'économie sud-africaine.

Houssa et al (2009) ont utilisé un modèle DSGE en économie ouverte, similaire à la version DSGE développée par Adolf son et al (2007) et Christiano, et al (2005), pour analyser la Politique monétaire, particulièrement du Ghana. Pour ce faire, ces derniers recourent à l'approche bayé sienne en utilisant les données trimestrielles allant de 1981 à 1997. Les auteurs trouvent que les chocs technologiques permanents sont la plus importante source de fluctuations de l'activité économique. En outre, ces derniers montrent également l'importance des chocs de politique budgétaire dans l'explication des variations des variables du modèle. La règle de politique monétaire estimée indique un accent plus orientés vers les fluctuations de l'output en ignorant l'inflation, les importations et les exportations.

A notre connaissance, la seule étude empirique utilisant une approche bayésienne des modèles DSGE pour la RD Congo est celle de Tsasa (2012) qui utilise un cadre d'analyse nouvelle keynésienne en économie fermée en vue d'effectuer un diagnostic de la politique monétaire. Pour ce faire, ce dernier procède à l'estimation dudit modèle en considérant des données trimestrielles allant de 2002 à 2011. Le modèle utilisé comporte les trois relations macroéconomiques standard à savoir : la relation IS dynamique, la courbe de Phillips nouvelle Keynésienne et la règle de politique monétaire. Les résultats obtenus à l'issue de ces investigations révèlent notamment un écart de production peu sensible aux variations du taux d'intérêt et une inflation courante plus sensible à l'inflation future anticipée.

Ce travail quant à lui est un essai d'estimation par approche bayésienne d'un modèle DSGE sur base du celui initialement formulé par Gali et Monacelli (2002) en vue d'analyser les interactions entre les principales variables macroéconomiques dans le cadre d'une petite économie ouverte. Ainsi, les résultats de cette étude peuvent être exploitées en vue de faire avancer les discussions pour parvenir à un cadre d'analyse de la politique monétaire en RD Congo qui donnerait des orientations utiles aux décideurs de politique monétaire.

La suite du présent travail est structurée comme suit : La section 2 décrira le cadre d'analyse en économie ouverte utilisée pour modèle DSGE en détail. La section 3 décrira brièvement la technique bayé sienne utilisée dans le cadre de ce travail en vue d'estimer le modèle DSGE en économie ouverte (DSGE-SOE) proposée. La section 4 exposera les résultats empiriques du modèle DSGE-SOE en utilisant les techniques bayé siennes. Et pour finir, la section 5 présentera les conclusions générales du présent travail.

II. Présentation Du Modèle Utilisé

Le modèle utilisé dans le cadre de ce travail s'inspire essentiellement de celui élaboré par Gali et Monacelli (2002) en vue d'analyser la politique monétaire en considérant une petite économie ouverte. Plusieurs travaux se sont inspirés de ce cadre de référence en vue d'analyser les fluctuations des variables macroéconomiques. Quoiqu'il soit vrai que les modèles de cette famille ont largement évolué depuis les travaux de ces derniers comme illustré ci-haut, le cadre d'analyse utilisé offre toujours l'avantage d'appréhender la dynamique des variables macroéconomiques de l'économie étudiée et contribue à établir des fondements solides pour des analyses futures plus approfondies.

a) Comportement des ménages

L'objectif du consommateur est de maximiser la valeur anticipée de la somme actualisée des fonctions utilité relatives à chaque période:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{{C_t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{{N_t}^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (1)$$

Où N_t indique les heures de travail et C_t est un indice de consommation composite défini comme suit:

$$C_t = \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} {C_{H,t}}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} {C_{F,t}}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (2)$$

Avec $C_{H,t}$ et $C_{F,t}$ étant les indices de consommation des biens domestiques et ceux des biens étrangers. Ces indices sont des aggrégations des quantités de biens consommés de ces deux types de biens et sont définis comme suit:

$$C_{H,t} = \left(\int_0^1 C_{H,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad ; \quad C_{F,t} = \left(\int_0^1 C_{F,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

Notons que η mesure l'elasticité de substitution entre les biens domestiques et ceux étrangers. L'elasticité de substitution entre les biens dans chaque catégories et donnée par ε. Nous supposons que $\eta > 0$ et $\varepsilon > 1$.

La maximisation de la contrainte de (1) est sujet à la séquence de contraintes inter-temporelles de la forme suivante:

$$\int_0^1 \left[P_{H,t}(i) C_{H,t}(i) + P_{F,t}(i) C_{F,t}(i) \right] di + E_t \{ Q_{t,t+1} D_{t+1} \} \leq D_t + W_t N_t + T_t \quad (3)$$

© 2017 Global Journals Inc. (US)

Pour $t = 0,1,2,\ldots$ où $P_{H,t}(i)$ et $P_{F,t}(i)$

dénote les prix des biens i respectivement domestiques et étrangers, D_{t+1} est le prix nominal pour la période $t+1$ du portefeuille detenu à la fin de la période t, lequel inclut les parts des firmes, W_t est le salaire nominal, et $T_t$fait référence aux transferts et taxes forfaitaires. Toutes les variables précitées sont exprimées en unité de monnaie nationale. $Q_{t,t+1}$est le facteur d'actualisation stochastique des rendements en terme nominale. Nous supposons que les ménages ont accès à un ensemble complet de créances éventuelles. L'allocation optimale de toute dépense donnée dans chaque catégorie donne les fonctions de demande suivantes:

$$C_{H,i}(i) = \left(\frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon} C_{H,t}\ ; \quad C_{F,i}(i) = \left(\frac{P_{F,t}(i)}{P_{F,t}}\right)^{-\varepsilon} C_{F,t} \tag{4}$$

Pour tout $i \in [0,1]$ où $P_{H,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{H,t}(i)^{1-\varepsilon} di\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ et $P_{F,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{F,t}(i)^{1-\varepsilon} di\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ sont les indices de prix pour les biens domestiques et importés.

L'allocation optimale des dépenses entre biens domestiques et étrangers implique de ce fait que:

$$C_{H,t} = (1-\alpha)\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta} C_t\ ; \qquad C_{F,t} = (1-\alpha)\left(\frac{P_{F,t}}{P_t}\right)^{-\eta} C_t \tag{5}$$

Où $P_t \equiv \left[(1-\alpha){P_{H,t}}^{1-\eta} + \alpha {P_{F,t}}^{1-\eta}\right]^{\frac{1}{1-\eta}}$ représente l'indice de prix à la consommation. Notons que, lorsque les indices de prix pour les biens domestiques et étrangers sont égaux, le paramètre α représente l'indice d'ouverture. En prenant en compte la condition d'optimalité ci-dessus, la contrainte budgétaire inter-temporelle devient:

$$P_t C_t + E_t\{Q_{t,t+1} D_{t+1}\} \leq D_t + W_t N_t + T_t \tag{6}$$

Les conditions d'optimalité peuvent ainsi s'écrire comme suit:

$$C_t^{\sigma} N_t^{\varphi} = \frac{W_t}{P_t} \tag{7}$$

$$\beta R_t \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right) = 1 \tag{8}$$

$$\text{Avec } R_t^{-1} = E_t\{Q_{t,t+1}\}$$

En forme log-linéaire, les relations (7) et (8) peuvent-être réécrites comme suit:

$$w_t - p_t = \sigma c_t + \varphi n_t$$

$$c_t = E_t\{c_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho)$$

Où les lettres en minuscule désignent les variables log-linéarisées. $\rho \equiv -\log\beta$ et $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ désignent respectivement le taux d'actualisation temporel et le taux d'inflation.

Dans le reste du monde, il est supposé un ménage représentatif faisant face à un problème identique à celui évoqué ci-haut. De ce fait, une solution similaire à celui présenté ci-haut s'obtiendrait à cet effet. La taille de la petite économie ouverte est également supposée négligeable par rapport au reste du monde lequel nous incite à considérer celle-ci avec les caractéristiques similaires à une économie fermée.

A partir de ce stade, plusieurs hypothèses et définitions seront introduites en vue de découler un nombre d'identités qui sont explicités dans les lignes qui suivront. En considérant que $P_t = P_{H,t}^{1-\alpha} P_{F,t}^{\alpha}$ lorsque $= 1$, nous obtenons l'expression log-linearisée suivante autour d'un état d'équilibre où $P_{H,t} = P_{F,t}$ comme suit:

$$p_t \equiv (1-\alpha)p_{H,t} + \alpha p_{F,t} = p_{H,t} + \alpha s_t \tag{10}$$

Où $s_t \equiv p_{F,t} - p_{H,t}$est l'expression en logarithme du terme de l'échange. Il s'en suit que la relation entre l'inflation domestique et l'inflation globale est donné comme suit:

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t \tag{11}$$

Cette relation établit que l'écart de deux mesures de l'inflation est proportionnel à la variation en pourcentage du terme de l'échange, avec un coefficient de proportionnalité donné par l'indice d'ouverture α.

En outre, nous supposons la loi du prix unique s'applique c'est-à-dire que $P_{F,t}(i) = \mathcal{E}_t P_{F,t}^*(i)$ pour tout $i \in [0,1]$. $\mathcal{E}_t$ désigne le taux de change nominal et $P_{F,t}^*(i)$ indique le prix du bien étranger i en monnaie étrangère. En intégrant tous les biens et en exprimant sous forme log-linéaire nous obtenons $p_{F,t} = e_t + p_{F,t}^*$. En incluant cette dernière relation dans l'expression désignant le terme de l'échange, nous obtenons:

$$s_t \equiv e_t + p_t^* - p_{H,t} \tag{12}$$

A présent, nous représentons la relation définissant le taux de change réel en logarithme comme suit:

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t = s_t + p_{H,t} - p_t = (1-\alpha)s_t \tag{13}$$

La condition de premier ordre évoquée dans la relation (8) est également supposée être vérifiée pour le reste du monde et cette dernière peut être exprimée comme suit:

© 2017 Global Journals Inc. (US)

$$\beta\left(\frac{C_{t+1}^*}{C_t^*}\right)^{-\sigma}\left(\frac{P_t^*}{P_{t+1}^*}\right)\left(\frac{e_t}{e_{t+1}}\right)=Q_{t,t+1} \quad (14)$$

Les relation (8) et (14) nous permettent de dégager la relation ci-dessous:

$$C_t=\vartheta C_t^* Q_t^{\frac{1}{\sigma}} \quad (15)$$

Avec ϑ désignant une constante qui dépend des conditions initiales (données telles que $\frac{\alpha\vartheta}{\alpha^*}=1$). En considérant l'expression logarithmique de la relation (15), nous obtenons:

$$c_t=c_t^*+\left(\frac{1-\alpha}{\sigma}\right)s_t \quad (16)$$

En considérant que les marchés sont complets au niveau mondial, une relation peut être établie entre la consommation domestique, la consommation étrangère et les termes de l'échange. Ainsi, la condition de parité de taux d'intérêt non-couvert peut s'écrire comme suit:

$$E_t\{Q_{t,t+1}[R_t-R_t^*(\mathcal{E}_{t+1}/\mathcal{E}_t)]\}=0$$

Cette relation peut être linéarisée par rapport à un état d'équilibre pour obtenir l'expression suivante:

$$r_t-r_t^*=E_t\{\Delta e_{t+1}\} \quad (17)$$

En combinant l'expression linéarisée du terme de l'échange à la relation (17), nous obtenons l'équation différentielle stochastique ci-après:

$$s_t=(r_t^*-E_t\{\pi_{t+1}^*\})-(r_t-E_t\{\pi_{H,t+1}\})+E_t\{s_{t+1}\} \quad (18)$$

L'équation ci-dessus peut être résolue de manière récursive vers le futur pour obtenir ce qui suit:

$$s_t=E_t\{\textstyle\sum_{k=0}^{\infty}[(r_{t+k}^*-E_t\{\pi_{t+k+1}^*\})-(r_{t+k}-E_t\{\pi_{H,t+k+1}\})]\} \quad (19)$$

b) Comportement des firmes

i. *Technologie de Production*

Il est supposé que chaque firme produise un bien spécifique en utilisant une technologie de production représentée par

$$Y_t(i)=A_tN_t(i)$$

Où $a_t\equiv\log A_t$ suit le processus autoregressif d'ordre 1 $a_t=\rho_a a_{t-1}+\varepsilon_t$. Ainsi le coût marginal en terme nominal est supposé commun entre les firmes et donné par:

$$mc_t^n=-v+w_t-a_t$$

Où $v=-\log(1-\tau)$, avec τ représentant les subvention d'emploi qui peuvent être accordées par le gouvernement.

Définissons la production agrégée, d'une manière similaire à la production agrégée, ainsi que l'emploi agrégé comme suit:

$$Y_t\equiv\left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}di\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}};\quad N_t\equiv\int_0^1 N_t(i)\,di=\frac{Y_tU_t}{A_t},\ \text{où}\quad U_t\equiv\int_0^1\frac{Y_t(i)}{Y_t}di$$

La production agrégée peut être linéarisée comme suit:

$$y_t=a_t+n_t$$

Le processus de production du reste du monde peut être représentée par une relation similaire en considérant que la technologie suit le processus autorégressif $a_t^*=\rho_a^*a_{t-1}^*+\varepsilon_t^*$ où $\{\varepsilon_t^*\}$ peut être susceptible d'être correlé à ε_t.

c) Fixation des Prix

Il est supposé que les firmes fixent leur prix à la Calvo (1983). De ce fait, une proportion $(1-\theta)$ est uniquement en mesure d'ajuster leur prix à chaque période, avec une probabilité de réoptimiser le prix indépendante du temps passé depuis le dernier changement de prix. La stratégie de prix optimal de fixation de prix par la firme représentative au temps t peut être approximée par l'expression suivante:

$$\bar{p}_{H,t}=\mu+(1-\beta\theta)\textstyle\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\{mc_{t+k}^n\} \quad (21)$$

Où $\bar{p}_{H,t}$ denote le nouveau prix fixé en logarithme et $\mu\equiv\log\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)$ qui correspond au logarithme de la marge de prix à l'état d'équilibre. Une règle de fixation de prix similaire peut être obtenue pour les firmes opérant dans le reste du monde.

d) Equilibre

i. *Demande et détermination du produit*

Comme dérivée plus haut, l'équation d'Euler log-linéarisée en considérant leconditions d'efficience de marché $y_t^*=c_t^*$ implique la relation suivante pour le reste du monde:

$$y_t^*=E_t\{y_{t+1}^*\}-\frac{1}{\sigma}(r_t^*-E_t\{\pi_{t+1}^*\}-\rho) \quad (22)$$

En outre, notons $C_{H,t}^*$pour indiquer la consommation mondiale pour le bien domestique i. La condition d'efficience de marché pour une petite économie ouverte requiert que:

$$Y_t(i)=C_{H,t}(i)+C_{H\,t}^*(i)$$

$$=\left(\frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon}\vartheta Y_t^*\left[\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta}(1-\alpha)Q_t^{\frac{1}{\sigma}}+\left(\frac{P_{H,t}}{\mathcal{E}_tP_t^*}\right)^{-\eta}\alpha\right] \quad (23)$$

© 2017 Global Journals Inc. (US)

En agrégeant la production de biens domestiques i, nous obtenons l'expression ci-après:

$$Y_t = \vartheta Y_t^* \mathcal{S}_t^{\eta} \left[(1-\alpha)\mathcal{Q}^{\frac{1}{\sigma}-\eta} + \alpha\right] \quad (24)$$

Et l'approximation linéaire de la relation (24) est représentée comme suit:

$$y_t = y_t^* + \frac{\omega_\alpha}{\sigma} s_t \quad (25)$$

Où $\omega_\alpha \equiv 1 + \alpha(2-\alpha)(\sigma\eta - 1) > 0$. En particulier, lorsque $\sigma\eta = 1$, nous trouvons que:

$$y_t = y_t^* + \eta s_t \quad (26)$$

En intégrant l'équation (16) dans la relation (25) en utilisant s_t, nous pouvons exprimer la consommation domestique comme étant une moyenne pondérée de la production locale et de celle mondiale lequel donne:

$$c_t = \Phi_\alpha y_t + (1-\Phi_\alpha) y_t^* \quad (27)$$

Où $\Phi_\alpha \equiv \frac{1-\alpha}{\omega_\alpha} > 0$. Lorsque $\alpha = 0$, à l'instar d'une économie fermée, $\omega_0 = 1$, $\Phi_0 = 1$ et par conséquent $c_t = y_t$ pour tout t. Et si nous considérons $\sigma\eta = 1$, les relations (16) et (26) peuvent être combinées en vue d'obtenir:

$$c_t = (1-\alpha) y_t + \alpha y_t^* \quad (28)$$

En réunissant les équations (27), (11) et (25) à travers l'équations d'Euler log-linéarisée, nous obtenons la production domestique exprimée comme fonction des taux d'intérêts réels et de la production mondiale:

$$y_t = E_t\{y_{t+1}\} - \frac{\omega_\alpha}{\sigma}\left(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\} - \rho\right) + (\omega_\alpha - 1) E_t\{y_{t+1}^*\} \quad (29)$$

Il va de cette relation que le niveau de production d'une petite économie ouverte est une fonction négative du taux d'intérêt réel courant et anticipé. En outre, il est une fonction positive de la croissance mondiale anticipée si $\sigma\eta > 1$ et négative au cas contraire.

En vue de représenter la balance commerciale, notons $NX_t \equiv \left(\frac{1}{Y}\right)\left(Y_t - \frac{P_t}{P_{H,t}} C_t\right)$ pour désigner les exporations nettes exprimé comme étant une fraction de la production à l'état d'équilibre Y. Dans le cas où $\sigma = \eta = 1$, il s'en suit que des relations (15) et (24) $P_{H,t} Y_t = P_t C_t$ pour tout t. Ceci conduit à l'approximation linéaire $nx_t \simeq y_t - c_t - \alpha s_t$ laquelle combinée aux relations (25) et (27) implique que:

$$\begin{aligned} nx_t &= (1-\Phi_\alpha)(y_t - y_t^*) - \alpha s_t \\ &= \frac{\alpha\Lambda}{\omega_\alpha}(y_t - y_t^*) \end{aligned} \quad (30)$$

$$\text{Où } \Lambda \equiv (2-\alpha)(\sigma\eta - 1) + (1-\sigma)$$

En supposant une fois de plus que $\sigma = \eta = 1$, nous avons $nx_t = 0$ pout tout t. D'une manière générale, le signe de la relation entre le différentiel de production et les exportations nettes est ambigu, dépendant du signe de Λ. Lorsque ce dernier est positif, le différentiel de production génère un surplus commercial et inversement si ce dernier est négatif. Λ désigne également l'effet sur les exportations nettes d'un changement du terme de l'échange étant donné $nx_t = \frac{\alpha\Lambda}{\sigma} s_t$. Ainsi ce dernier indiquerait les conditions de Marshall-Lerner.

ii. *Offre: Coût marginal et dynamique de l'inflation*

Il est supposé que la dynamique de l'inflation dans le reste du monde correspond à celui de l'économie ouverte avec un prix fixé à la Calvo. En combinant l'équation (21) à la version linéarisée de la relation décrivant l'évolution du prix agrégée, nous dérivons la relation suivante:

$$\pi_t^* = \beta E_t\{\pi_{t+1}^*\} + \lambda \widehat{mc}_t^* \quad (31)$$

Où $\widehat{mc}_t^* \equiv mc_t^* + \mu$ indique le coût marginal réel exprimé en logarithme, en déviation par rapport à son état d'équilibre $-\mu$ alors que la pente est donnée par $\lambda \equiv \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}$.

Le coût marginal est ainsi donné par:

$$\begin{aligned} mc_t^* &= -v^* + (w_t^* - p_t^*) - a_t^* \\ &= -v^* + \sigma c_t^* + \varphi n_t^* - a_t^* \\ &= -v^* + (\sigma + \varphi) y_t^* - (1+\varphi) a_t^* \end{aligned} \quad (32)$$

Dans la petite économie ouverte, la dynamique de l'inflation domestiques en terme de coût marginal réel est décrite de manière similaire comme suit:

$$\pi_{H,t} = \beta E_t\{\pi_{H,t+1}\} + \lambda \widehat{mc}_t \quad (33)$$

La détermination du coût marginal réel comme fonction de la production domestique au sein de la petite économie ouverte diffère quelque peu de celle en économie fermée en raison de la présence d'un écart entre la production et la consommation, et entre les prix intérieurs et les prix à la consommation. Ce qui donne:

$$\begin{aligned} mc_t &= -v + w_t - a_t - p_{H,t} \\ &= -v + (w_t - p_t) + (p_t - p_{H,t}) - a_t \\ &= -v + \sigma y_t^* + \varphi y_t + s_t - (1+\varphi) a_t \end{aligned} \quad (34)$$

© 2017 Global Journals Inc. (US)

En substituant la relation (25) pour s_t, nous pouvons réécrire la relation ci-dessus comme suit:

$$mc_t = -v + \left(\frac{\sigma}{\omega_\alpha} + \varphi\right) y_t + \sigma\left(1 - \frac{1}{\omega_\alpha}\right) y_t^* - (1+\varphi)a_t \quad (35)$$

e) Dynamique de l'équilibre

En vue d'analyser la dynamique de l'équilibre aussi bien au niveau de l'économie fermée que du reste du monde, nous commencerons par définir les deux écarts de production respectivement comme suit:

$$\tilde{y}_t \equiv y_t - \bar{y}_t \; ; \tilde{y}_t^* \equiv y_t^* - \bar{y}_t^*$$

i. *Dynamique de l'économie mondiale*

En régime de prix flexibles, les coûts réels marginaux dans l'économie mondiale seront supposés constants à travers le temps et donné par $mc^* \equiv -\mu$. Le niveau naturel de la production mondiale sera ainsi donné par:

$$\bar{y}^* = \Omega_0 + \Gamma_0 a_t^* \quad (36)$$

Où $\Omega_0 \equiv \frac{v^*-\mu}{\sigma+\varphi}$ et $\Gamma_0 \equiv \frac{1+\varphi}{\sigma+\varphi}$. En plus, une relation entre le coût marginal réel et l'écart de production peut être définie comme suit:

$$\widehat{mc}_t^* = (\sigma + \varphi)\tilde{y}_t^*$$

Cette relation, combinée à la relation (31), permet d'obtenir la nouvelle courbe de Philips (New Keynesian Phillips Curve):

$$\pi_t^* = \beta E_t\{\pi_{t+1}^*\} + \kappa_0 \tilde{y}_t^* \quad (37)$$

Où $\kappa_0 \equiv \lambda(\sigma + \varphi)$. Ainsi, la relation (22) peut également réécrite en terme d'écart de production:

$$\tilde{y}_t^* = E_t\{\tilde{y}_{t+1}^*\} - \frac{1}{\sigma}(r_t^* - E_t\{\pi_{t+1}^*\} - \overline{rr}_t^*) \quad (38)$$

Où $\overline{rr}_t^* \equiv -\sigma(1-\rho_a^*)\Gamma_0 a_t^* + \rho$ représente le taux d'intérêt anticipé naturel ou wicksellien), celui qui prévaudrait dans un équilibre de prix flexible. Notons que les relations (37) et (38) combinés à une règle de politique monétaire déterminant pleinement le taux d'intérêt mondial décrit pleinement la dynamique de l'inflation et de la croissance mondiale.

ii. *Dynamique de la petite économie ouverte*

Le niveau nature de production de la petite économie ouverte est trouvée en supposant que $mc_t = -\mu$ pour tout t, ce qui donne:

$$\bar{y}_t = \Omega_\alpha + \Gamma_\alpha a_t + \Theta_\alpha y_t^* \quad (39)$$

Où $\Omega_\alpha \equiv \frac{\omega_\alpha(v-\mu)}{\sigma+\omega_\alpha\varphi}$, $\Gamma_\alpha \equiv \frac{\omega_\alpha(1+\varphi)}{\sigma+\omega_\alpha\varphi} > 0$, et $\Theta_\alpha \equiv \frac{\sigma(1-\omega_\alpha)}{\sigma+\omega_\alpha\varphi}$

Il s'en suit de la relation (35) que le coût marginal réel et l'écart de production seront relation conformément à la relation suivant:

$$\widehat{mc}_t = \left(\frac{\sigma}{\omega_\alpha} + \varphi\right)\tilde{y}_t$$

En combinant la relation ci-dessus à la relation (33), nous dérivons la nouvelle courbe de Phillips pour la petite économie ouverte exprimée en considérant l'écart de production:

$$\pi_{H,t} = \beta E_t\{\pi_{H,t+1}\} + \kappa_\alpha \tilde{y}_t \quad (40)$$

Où $\kappa_\alpha \equiv \lambda\left(\frac{\sigma}{\omega_\alpha} + \varphi\right)$. Signalons que lorsque $\alpha = 0$ la pente de la relation est donnée par $\kappa_0 \equiv \lambda(\sigma + \varphi)$ et la relation (40) correspond à une nouvelle courbe de Phillips en économie fermée. Ainsi, le degré d'ouverture affecte la dynamique de l'inflation à travers son influence sur la pente de la courbe de Phillips.

En utilisant la relation (29), il est aisé de dériver la nouvelle courbe IS pour l'économie ouverte exprimée par rapport à l'écart de production comme suit :

$$\tilde{y}_t = E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{\omega_\alpha}{\sigma}\left(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\} - \overline{rr}_t\right) \quad (41)$$

Où $\overline{rr}_t \equiv \rho - \frac{\sigma(1+\varphi)(1-\rho_a)}{\sigma+\varphi\omega_\alpha} a_t - \varphi\Theta_\alpha E_t\{\Delta y_{t+1}^*\}$ représente le taux d'intérêt naturel en économie ouverte.

f) Politique Monétaire

La politique monétaire dans le cadre de ce travail, contrairement aux travaux de Gali et Monacelli (2002), est définie non seulement comme étant réactive aux écarts de production et à l'inflation mais aussi à la dépréciation du taux de change. De ce fait, la règle de politique monétaire dans le cadre de ce travail est représentée comme suit:

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{\Pi_t}{\Pi_{t-1}}\right)^{\rho_\pi} \left(\frac{\bar{Y}_t}{\bar{Y}}\right)^{\rho_Y} \left(\frac{E_t}{E_{t-1}}\right)^{\rho_e} \Upsilon_t \quad (42)$$

En ajoutant une composante autorégressive, la relation (42) peut être linéarisée sous la forme suivante:

$$r_t = \rho_\pi \pi_t + \rho_Y \tilde{y}_t + \rho_e(e_t - e_{t-1}) + \upsilon_t \quad (43)$$

Il est supposé que le cadre de politique monétaire au niveau mondial suit le processus suivant:

$$r_t^* = \varphi_\pi^* E_t\{r_{t+1}^*\} + \varphi_a^* a_t^* + \upsilon_t^* \quad (44)$$

g) Chocs Stochastiques

Dans le cadre de cette étude, quatre principaux chocs seront analysés à savoir les chocs technologiques internes et externes ainsi que les chocs de politique monétaire internes et externes. Les différents chocs sont décrits par les processus suivants:

$$a_t^* = \rho_a^* a_{t-1}^* + \varepsilon_t^{a^*} \quad (45)$$

$$\upsilon_t^* = \rho_\upsilon^* \upsilon_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\upsilon^*} \quad (46)$$

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \rho_{aa^*}\varepsilon_t^{a^*} + \varepsilon_t^a \quad (47)$$

$$\upsilon_t = \rho_\upsilon \upsilon_{t-1} + \varepsilon_t^\upsilon \quad (48)$$

Aux chocs mentionnés, trois erreurs de mesures ε_t^s, ε_t^y et ε_t^π respectivement sur la relation (12) prise en différence, la relation (25) et la relation (11) en vue de faire face au problème de singularité

© 2017 Global Journals Inc. (US)

stochastique du fait que le modèle présente sept variables observées et que leur nombre devrait correspondre au nombre des chocs présents dans le modèle.

III. Analyse Empirique

a) Approche Bayésienne

Dans le cadre de ce travail, l'approche bayésienne a été utilisée pour plusieurs raisons évidentes. Comme discuté par plusieurs chercheurs, le principal avantage de la méthodologie bayésienne est qu'elle permet une caractérisation complète de l'incertitude dans l'estimation des paramètres structurels en simulant les distributions postérieures. Cette méthodologie fournit également un moyen élégant d'incorporer les informations à priori sur les paramètres provenant aussi bien des études microéconomiques que des exercices macroéconomiques précédents et, par conséquent, permet de créer une connexion entre la littérature basée sur la calibration et l'analyse des politiques rigoureuses.

Un autre point à noter est que les modèles DSGE accusent usuellement d'une singularité du fait qu'ils génèrent des prédictions sur un large nombre de variables endogènes observables par rapport aux chocs exogènes utilisés en vue d'alimenter le modèle. Ceci implique qu'il existe une combinaison linéaire entre les variables qui se vérifie en l'absence de bruits. 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.

L'approche bayésienne suppose que, dans un modèle, il existe un ensemble de paramètres inconnus $\theta \in \Theta$ qui lui est associé. L'objectif de l'implémentation d'une estimation bayésienne est de caractériser la distribution postérieure des paramètres du modèle. A partir du théorème de Bayes, la distribution à posteriori peut être obtenue comme suit:

$$p(\theta|Y^T) = \frac{L(Y^T|\theta)p(\theta)}{\int L(Y^T|\theta)p(\theta)d\theta} \propto L(Y^T|\theta)p(\theta) \qquad (49)$$

Où $p(\theta)$indique la densité à priori du vecteur paramètre θ, $L(Y^T|\theta)$ est la vraisemblance de l'échantillon Y^T avec T observations et $\int L(Y^T|\theta)\, p(\theta)d\theta$ correspond à la densité inconditionnelle de l'échantillon. La connaissance de la distribution posterieure permet d'implémenter l'inférence bayesienne. En général, l'objectif de l'inférence bayésienne peut être exprimée par $E[g(\theta)|Y^T]$ où $g(\theta)$ est une fonction d'intérêt, définit par:

$$E[g(\theta)|Y^T] = \int g(\theta)p(\theta|Y^T)d\theta = \frac{\int g(\theta)p^*(\theta|Y^T)d\theta}{\int p^*(\theta|Y^T)d\theta} = \frac{\int g(\theta)L(Y^T|\theta)p(\theta)d\theta}{\int L(Y^T|\theta)p(\theta)d\theta} \qquad (50)$$

Où $p^*(\theta|Y^T) \propto p(\theta|Y^T) \propto L(Y^T|\theta)p(\theta)$ est n'importe quelle densité posterieure de Kernel pour θ.

En vue d'obtenir les résultats de la densité postérieur, l'algorithme de Metropolis MCMC MH (Monte Carlo Markov Chain-Metropolis Hasting algorithm) est utilisé. A cet effet, le filtre de Kalman permet d'obtenir la vraisemblance en vue d'obtenir les résultats inhérents à la distribution à posteriori. En effet, le modèle décrit ci-haut peut être réécrit sous une forme espace-état comme suit:

$$\wp_t = F(\theta) + G(\theta)\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim nid(0, I) \qquad (51)$$

$$Y_t = H(\theta)\wp_t \qquad (52)$$

Où $F(\theta)$, $G(\theta)$ et $H(\theta)$ sont des fonctions non linéaires du vecteur θ des paramètres structurels. $\wp_t$ Représente le vecteur des variables d'état incluant notamment les variables endogènes et les variables anticipées. ε_t représente le vecteur de 7 chocs d'innovations. La représentation espace-état est décrit par l'équation de transition (51) et l'équation de mesure (52).

b) Résultats Empiriques

En vue de procéder à l'analyse empirique, le modèle présenté utilisé a été linéarisé autour des variables d'équilibre. Les données ont été de fréquence trimestrielle allant de 2002q1 à 2016q4. Sept variables ont principalement été utilisés dans le modèle à savoir: le taux d'inflation et le taux de croissance des Etats-Unis comme proxies du taux d'inflation et de croissance mondial, l'écart de production, le taux directeur en variation, l'écart de production, le taux de croissance du PIB, le taux de change en variation et l'indice de prix à la consommation. En vue d'obtenir le taux de croissance du PIB en rythme trimestriel, ce dernier a été trimestrialisée en utilisant l'approche de Litterman (1983).

Il est important de noter que les moyennes des variables utilisées ont été soustraites initialement de leur moyenne en vue d'obtenir des séries centrées sur zero. L'écart de production a été obtenu en utilisant un PIB potentiel calculé en utilisant le filtre HP. L'algorithme d'optimisation utilisé en vue d'obtenir les estimation initiales du mode de la distribution postérieure du vecteur des paramètres est celui de Monte Carlo.

En outre, il a été difficile de choisir le vecteur des paramètres à priori pour l'estimation bayesienne du fait que jusqu'à présent, aucune estimation bayesienne d'un modèle DSGE en économie ouverte avec autant de paramètres n'a encore été fait pour la RD Congo. D'une manière générale, le choix des valeurs à priori est basée sur les considérations suivantes : i) le choix des paramètres structurels refletés par le jugement des chercheurs sur la structure de l'économie congolaise ; ii) l'absence des études analysant les fondements microéconomiques en vue d'apprehender les paramètres estimés pour la RD Congo a été levée par le

© 2017 Global Journals Inc. (US)

recourt aux resultats d'autres études des pays émergents ; iii) le choix des à priori est également refleté par l'imposition des contraintes de non-négativité. En effet, la distribution beta a été utilisé pour confiner les paramètres dans un intervalle unitaire. Les distributions Gamma et Normale ont été utilisé pour représenter les paramètres dans $\mathbb{R}^+$. La distribtuion Gamma inverse a été choisie pour tenir compte de la précision des chocs. Tous les paramtères du modèle ont été estimés à l'exception des chocs sur la production hors mines, sur le taux de change réel et sur l'inflation. Le facteur d'actualisation a été calibré à 0.99. Le coefficient d'ouverture a été calibré à 0.6 qui correspond à la moyenne des coefficients d'ouverture calculés de 2002 à 2016. La probabilité de Calvo a été fixée à 0.75 dans le cadre cette étude. Les ecart-types des chocs sur la production hors mine, le taux de change réel et l'inflation ont été calibrés à 0.1.

Les distributions à priori des paramètres et des ecart-types sont représentés de manière détaillée dans le tableau ci-dessous:

Tableau 1: Densités à priori des paramètres du modèle

Paramètres	Symboles	prior_mean	Mode	s.d.	prior	pstdev
Facteur d'actualisation	β	0.990	1.0000	0.0399	gamm	0.1000
Elasticité de subst. Intertemporelle	σ	1.000	1.3098	0.0754	gamm	0.1000
Degré d'ouverture	α	0.600	0.5282	0.0851	beta	0.1000
Elast susbt entre bien dom et etran.	η	1.000	0.9874	0.1032	gamm	0.1000
Param de desutilité du travail	φ	3.000	3.0376	0.0903	gamm	0.1000
Probabilité de Calvo	θ	0.750	0.7346	0.0924	gamm	0.1000
Pente Courbe Philips	λ	0.086	0.4601	0.0671	norm	0.1000
omega_a	ω_α	1.000	0.9201	0.0678	gamm	0.1000
kappa_a	κ_α	0.343	0.5294	0.1376	gamm	0.1000
BigGamma_a	Γ_α	1.000	0.7792	0.0583	gamm	0.1000
Influence de a_t^* sur a_t	ρ_{aa^*}	0.300	0.3703	0.0797	beta	0.1000
ρ_a technologie, AR(1)	ρ_a	0.900	1.0000	0.0027	norm	0.2000
ρ_a^* technologie, AR(1)	ρ_a^*	0.750	0.9433	0.0303	beta	0.2000
ρ_v politique monétaire, AR(1)	ρ_v	0.300	0.0912	0.0660	beta	0.2000
ρ_v^* politique monétaire, AR(1)	ρ_v^*	0.300	0.3258	0.1481	beta	0.2000
Taylor, inflation	ρ_π	1.500	1.5701	0.0598	gamm	0.1000
Taylor, Output gap	ρ_Y	0.100	0.2455	0.0758	norm	0.1000
Taylor, Taux de change	ρ_e	0.500	0.5481	0.0650	gamm	0.1000
Coefficient de $E_t\{r_{t+1}^*\}$	φ_π^*	1.010	1.0985	0.0948	gamm	0.1000
Coefficient de a_t^*	φ_a^*	-0.250	-0.0585	0.0497	norm	0.1000
Ecart-type technologie a_t	ε_t^a	0.100	0.0158	0.0016	invg	0.5000
Ecart-type technologie a_t^*	$\varepsilon_t^{a^*}$	0.100	0.0196	0.0030	invg	0.5000
Ecart-type v_t	ε_t^v	0.075	0.0458	0.0047	invg	0.5000
Ecart-type v_t^*	$\varepsilon_t^{v^*}$	0.050	0.0106	0.0017	invg	0.5000

Le test de diagnostic univarié des chaines de Monte Carlo Markov (MCMC) de Brooks and Gelman (1998) sont un outil important d'évaluation des résultats. L'analyse a été effectuée avec 500000 simulations de Metropolis Hastings. Les deux ratios d'acceptation par chaînes ont été respectivement de 27,5 et 27,48%, ce qui est plutôt satisfaisant. Si les résultats sont concluants, deux choses devraient se produire. En premier, les resultats devraient être similaires au sein de n'importe quel éventail de simulation MH. En second, les resultats entre les différentes chaînes devraient être proches tel qu'indiqué par Pfeifer (2014). Dans l'annexe 1, les deux lignes sur les cartes représentent des mesures spécifiques du paramètre concerné à la fois au sein et entre les chaînes. Pour que les resultats soient sensibles, ceux-ci devraient être relativement constants et devraient converger. Les graphiques en annexe (annexe 1) montrent que cette exigence est réalisée dans notre étude.

Les diagnostics de convergence multivariée sont basés sur la portée de la fonction de vraisemblance postérieure au lieu des paramètres individuels. La dernière figure de l'annexe 1 illustre la proximité des deux lignes, ce qui indique la convergence des paramètres. Les variables historiques et lissés des variables observées sont representés sur la figure 1. Si l'ajustement du modèle est satisfaisant, les deux lignes devraient se chevaucher. Ceci est vrai pour notre modèle pour toutes les variables observées. Tous les tests de diagnostic MCMC suggèrent que la chaîne de Markov a convergé vers ses distributions stationnaires après le nombre d'itérations défini.

© 2017 Global Journals Inc. (US)

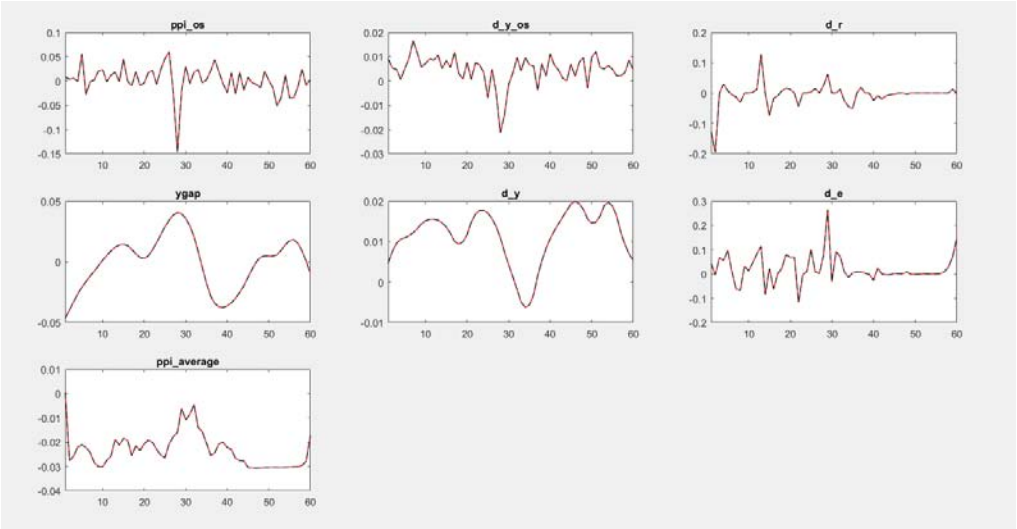


Figure 1: Evolution historique des variables observées dans le modèle

Les résultats de l'estimation à posteriori sont indiqués dans le tableau 2. Le facteur d'actualisation obtenu a été de 0.95, ce qui est assez proche des résultats obtenus dans la plupart d'études sur les modèles DSGE. Le coefficient d'ouverture obtenu est de 0.56 contre 0.6 postulé à priori. Le pente de la courbe de Philips indique que les prix domestiques sont susceptibles d'augmenter de 0.455% si la production hors mine se situe à 1% de son niveau potentiel. Les coefficients attachés à l'inflation, à l'écart de production et au taux de change dans la règle de politique monétaire sont respectivement estimés à 1.59, 0.25 et 0.55. Ceci indique que la politique monétaire réagit plus sévrement aux pressions inflationnistes et une dépréciation du taux de change qu'à une déviation de la production de son niveau potentiel. En outre, les chocs technologiques aussi bien internes qu'externes (0.9974 et 0.9403) semblent être plus persistents que les chocs de politique monétaire (0.1208 et 0.4252). Le degré d'influence des chocs technologiques externes sur ceux internes se situe à 0.3987. Ce faible niveau indique que le progrès technique ont niveau interne est faiblement correlé à celui de l'exterieur.

Tableau 2 : Estimations à posteriori des paramètres du modèle

Paramètres	Symboles	prior_mean	post._mean	90% HPD_interval		prior	Pstdev
Facteur d'actualisation	β	0.990	0.9519	0.8953	1.0000	gamm	0.1000
Elasticité de subst. Intertemporelle	σ	1.000	1.2962	1.1252	1.4623	gamm	0.1000
Degré d'ouverture	α	0.600	0.5600	0.4151	0.7088	beta	0.1000
Elast susbt entre bien dom et etran.	η	1.000	1.0004	0.8375	1.1648	gamm	0.1000
Param de desutilité du travail	φ	3.000	3.0351	2.8668	3.2011	gamm	0.1000
Probabilité de Calvo	θ	0.750	0.7522	0.5843	0.9106	gamm	0.1000
Pente Courbe Philips	λ	0.086	0.4547	0.3432	0.5638	norm	0.1000
omega_a	ω_α	1.000	0.9247	0.7913	1.0630	gamm	0.1000
kappa_a	κ_α	0.343	0.5699	0.3689	0.7698	gamm	0.1000
BigGamma_a	Γ_α	1.000	0.7900	0.6703	0.9139	gamm	0.1000
Influence de a_t^* sur a_t	ρ_{aa^*}	0.300	0.3987	0.2324	0.5601	beta	0.1000
ρ_a technologie, AR(1)	ρ_a	0.900	0.9974	0.9940	1.0000	norm	0.2000
ρ_a^* technologie, AR(1)	ρ_a^*	0.750	0.9403	0.8976	0.9879	beta	0.2000
ρ_v politique monétaire, AR(1)	ρ_v	0.300	0.1208	0.0030	0.2218	beta	0.2000
ρ_v^* politique monétaire, AR(1)	ρ_v^*	0.300	0.4252	0.1899	0.6650	beta	0.2000
Taylor, inflation	ρ_π	1.500	1.5889	1.4224	1.7559	gamm	0.1000
Taylor, Output gap	ρ_Y	0.100	0.2473	0.1026	0.3918	norm	0.1000
Taylor, Taux de change	ρ_e	0.500	0.5508	0.4262	0.6743	gamm	0.1000
Coefficient de $E_t\{r_{t+1}^*\}$	φ_π^*	1.010	1.2352	1.0598	1.3933	gamm	0.1000
Coefficient de a_t^*	φ_a^*	-0.250	-0.0428	-0.1163	0.0310	norm	0.1000

© 2017 Global Journals Inc. (US)

Ecart-type technologie a_t	ε_t^a	0.100	0.0161	0.0130	0.0191	invg	0.5000
Ecart-type technologie a_t^*	$\varepsilon_t^{a^*}$	0.100	0.0196	0.0151	0.0241	invg	0.5000
Ecart-type v_t	ε_t^v	0.075	0.0467	0.0382	0.0547	invg	0.5000
Ecart-type v_t^*	$\varepsilon_t^{v^*}$	0.050	0.0114	0.0087	0.0140	invg	0.5000
Log data density [Laplace approximation]		865.787601					

IV. Analyse des Fonctions De Réponse Impulsionnelles

Les reponses impulsionnelles bayesienne sont calculés en vue d'évlauer la réponse de l'économie aux différents types de chocs pris en compte dans notre modèle. L'ampleur du choc dans chaqque cas correspond à l'écart-type dudit choc dans le modèle estimé. Les resultats sont présenté sur les figures qui suivent. Les surfaces en gris représentent les intervalles de densité postérieure les plus élevées.

a) Chocs de Productivité

Deux types de chocs de productivité seront pris en compte à savoir : le choc de productivité d'origine interne et le choc de productivité provenant du reste du monde.

i. *Réponse des variables à un choc positif de productivitié au niveau externe*

Il ressort de l'analyse des réponses impulsionnelles ci-dessous qu'un choc de productivité reduit le coût marginal réel lequel conduit à la baisse des prix des produits domestiques. Ceci augmente le niveau de compétivité lequel pousse les agents domestiques à substituer les biens domestiques aux biens étrangers initiallement consommés. L'inflation baisse à la suite de la baisse des coûts de production. La banque centrale réagit à un assouplissement de la politique monétaire. Ceci conduit à la depréciation du taux de change. Une augmenttion graduelle du taux d'intérêt 5 trimestres après le choc ramène à l'équilibre les variables macroéconomiques.

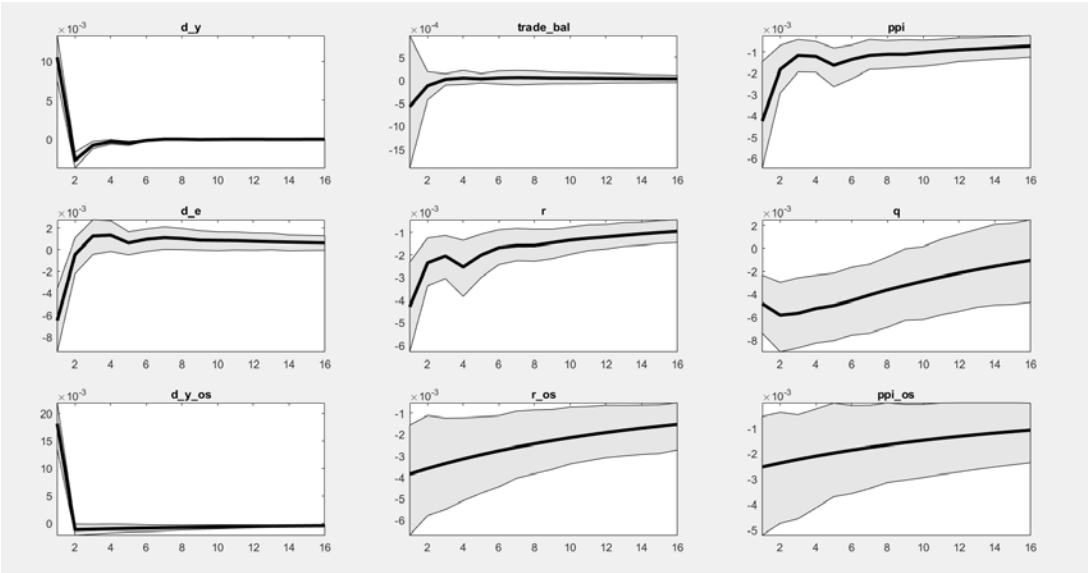


Figure 2: Réponse à un choc technologique externe

ii. *Réponse des variables à un choc positif technologique interne*

Comparativement aux effets d'un choc technologique externe, un choc dû à un changement positif de la productivité interne conduit à l'augmentation du niveau de production et améliorer l'évolution de la balance commerciale. A cette évolution de la production, le niveau des prix augmente et la monnaie nationale se deprécient durant les premières périodes suivant le choc, ce qui conduit la banque centrale à durcir sa politique monétaire durant les premiers trimestres. Au bout de 6 trimestres, les variables macroéconomiques retrouvent leur sentiers d'équilibre d'avant le choc.

© 2017 Global Journals Inc. (US)

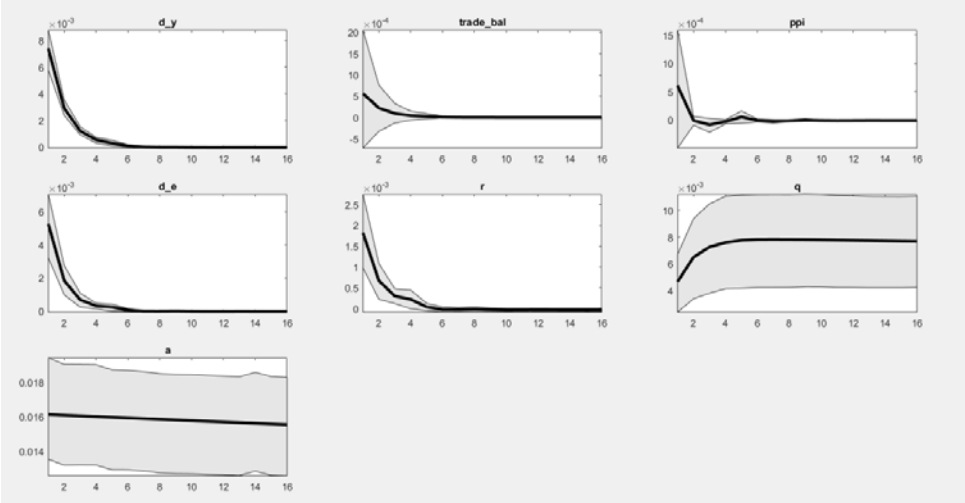


Figure 3: Réponse à un choc technologique interne

b) Chocs de politique monétaire

Comme mentionné plus haut, deux types de chocs monétaires seront considerés à savoir : le choc de politique monétaire interne et le choc de politique monétaire externe.

i. *Réponse des variables à un choc positif sur la politique monétaire interne*

L'analyse des fonctions de réponse impulsionnelles indique qu'un choc monétaire positif entraine une rélèvement du taux directeur. Ce qui conduit à une baisse de l'inflation et de la croissance économique de la production hors mines. La hausse du taux directeur entraine une depréciation du taux de change nominal et réel ainsi qu'une déterioation de l'évolution des termes de change.

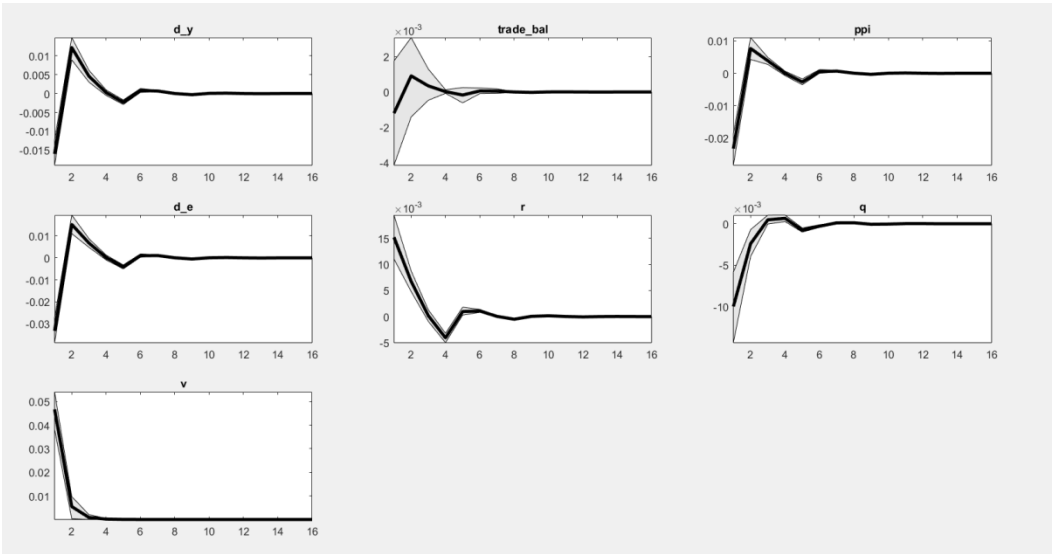


Figure 4: Réponse à un choc de politique monétaire interne

ii. *Réponse des variables à un choc positif sur la politique monétaire externe*

L'effet d'un resserrement de la politique monétaire mondiale se traduit par une baisse de l'activité mondiale qui n'est pas sans conséquence sur le taux de croissance de la production hors mine et sur l'inflation en raison de la baisse de la demande mondiale. En outre, le resserrement de la politique monétaire mondiale conduit également à une dépréciation du taux de change nominal et réel. Ce qui conduit à une contraction de la politique monétaire intérieure en vue d'atténuer la dépréciation initiale des taux de change. Le choc positif sur la politique monétaire externe entraine des effets positifs sur la balance commerciale pour les 3 premiers trimestres avant d'être négatifs pour les trimestres suivants jusqu'au 6ème trimestre.

© 2017 Global Journals Inc. (US)

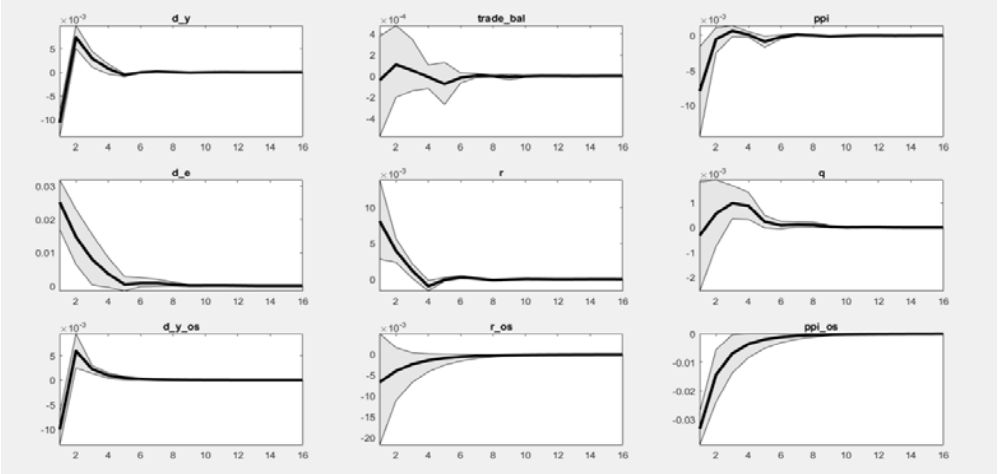


Figure 5: Réponse à un choc de politique monétaire externe

c) *Réponse des variables à un choc positif en provenance du taux de change*

Un choc positif en provenance du taux de change réel entraine une croissance économique plus élevée, à travers un effet de compétitivité, et une inflation plus élevée au premier trimestre. A l'inflation plus élevée s'adjoint une détérioration des termes de l'échange du fait que l'inflation étrangère reste inchangée. L'excédent commercial entraine une appréciation du taux de change, ce qui conduit à une politique expansionniste menée par l'autorité monétaire en vue d'atténuer l'appréciation initiale du taux de change. L'effet d'un choc positif en provenance de l'erreur du taux de change réel s'amoindrit jusqu'à disparaitre complètement au bout de 7 trimestres après le choc.

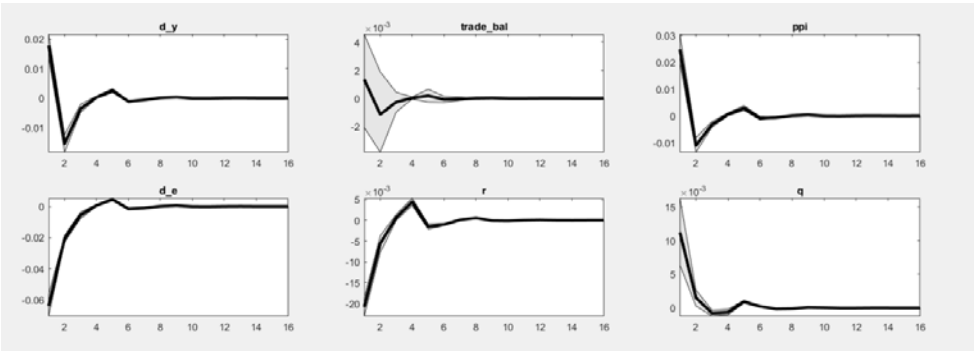


Figure 6: Réponse à un choc en provenance du taux de change réel

d) *Réponse des variables à un choc positif en provenance du PIB hors mines*

Un choc positif liée au PIB hors mine conduit conjointement à une appréciation du taux de change et une baisse de l'inflation. L'inflation étrangère n'étant pas affectée par ledit choc, cette situation conduit à une détérioration des termes de l'échange et à une chute de la croissance au second trimestre après le choc. L'autorité monétaire entreprend une politique monétaire expansionniste en vue d'atténuer l'effet néfaste de la détérioration des termes de l'échange sur la croissance économique de la production hors mines.

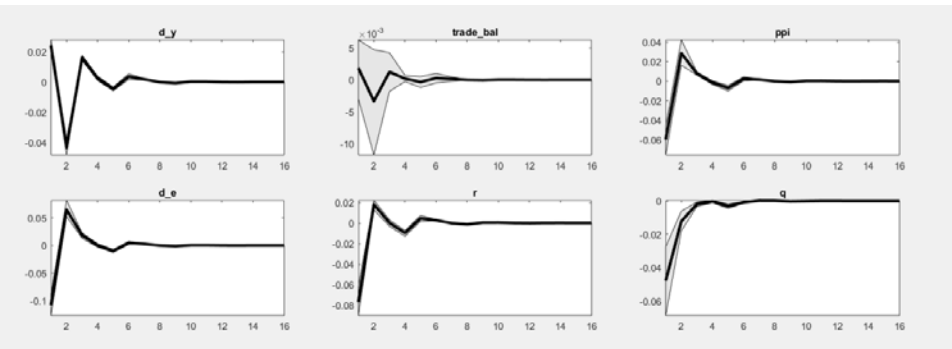


Figure 7: Réponse à un choc en provenance du PIB hors mines

© 2017 Global Journals Inc. (US)

e) Réponse des variables à un choc positif en provenance de l'inflation

Un choc positif en provenance de l'inflation entraine une détérioration de la balance commerciale et une détérioration des termes de l'échange et, par conséquence, une baisse de la croissance de la production hors mines. Les prix étrangers n'étant pas influencé par le choc sous-analyse, la hausse des prix conduit une appréciation du taux de change aux premiers trimestres suivant le choc. Ainsi, la politique monétaire s'assouplit durant les 2 premiers trimestres et se resserre pour les trimestres suivants à la suite de la détérioration des termes de l'échange comme illustré dans la figure ci-dessous.

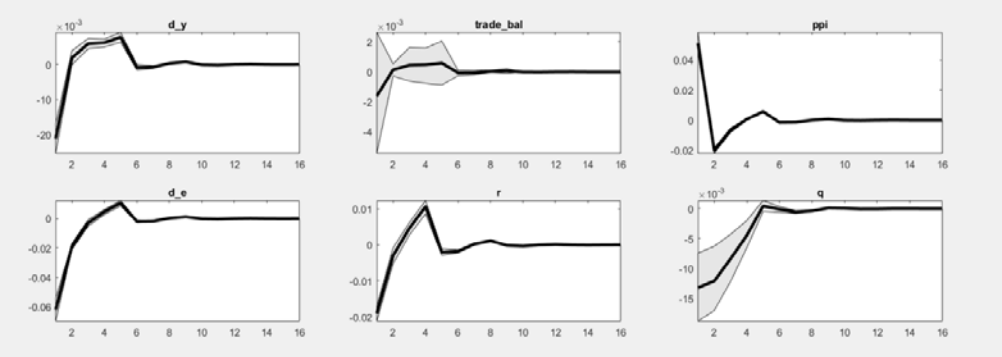


Figure 8: Réponse à un choc en provenance de l'inflation

V. Analyse Des Décompositions Historiques

L'un des principaux objectifs des modèles en économie ouverte est d'expliquer le rôle joué par les chocs aussi bien internes qu'externes sur l'évolution de l'activité économique. Pour ce faire l'analyse des décompositions historiques des principales variables a été effectuée sur les données allant de 2002q1 à 2016q4 en vue d'évaluer la capacité du modèle à expliquer leurs déterminants durant la période sous analyse.

a) Décomposition historique du taux d'intérêt (directeur)

L'analyse de la décomposition historique du taux d'intérêt révèle que le choc lié à la production hors mines, le choc de politique monétaire interne et celui de productivité externe ont été les principaux facteurs ayant guidé son évolution durant la période sous analyse. En outre, le choc lié au taux de change a connu une ampleur plus importante au point d'être le principal facteur expliquant l'évolution du taux directeur durant les trois derniers trimestres de l'année 2016, ce qui concorde avec la réalité des faits remarqués au cours de ladite année, marquée notamment par un resserrement de la politique monétaire.

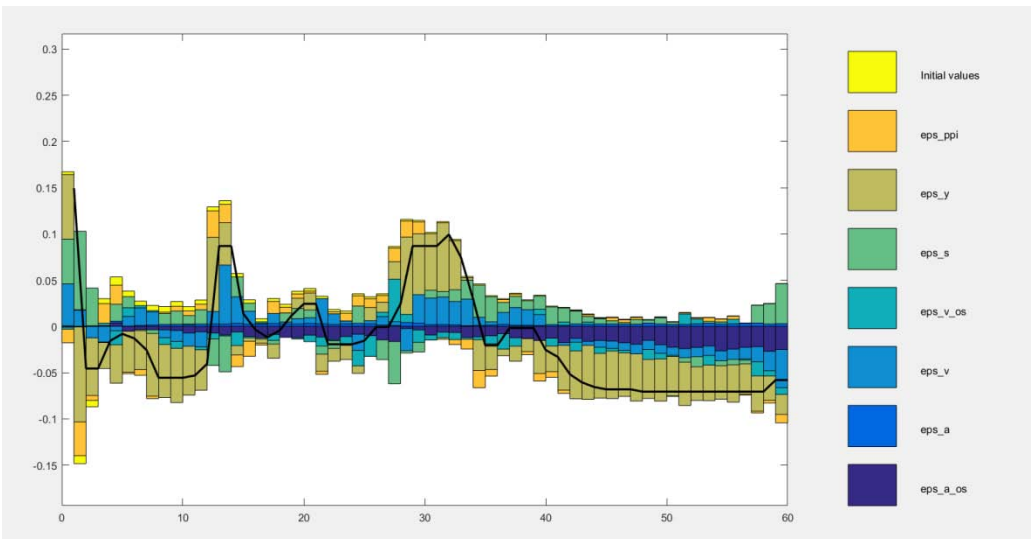


Figure 9: Décomposition historique du taux d'intérêt (directeur)

© 2017 Global Journals Inc. (US)

b) Décomposition de l'output gap hors mines

L'analyse de la décomposition historique de l'output gap de la production hors mines révèle que l'erreur liée à l'inflation ainsi que le choc de politique monétaire ont été les principaux facteurs ayant conduit l'évolution de la variable sous analyse d'une manière globale. Durant les trois derniers trimestres, l'erreur liée au taux de change a contribué négativement et d'une ampleur plus forte à l'évolution de l'écart de production hors mines. En outre, la politique monétaire externe ne détermine pas significativement l'évolution de l'output gap hors mines durant toute la période.

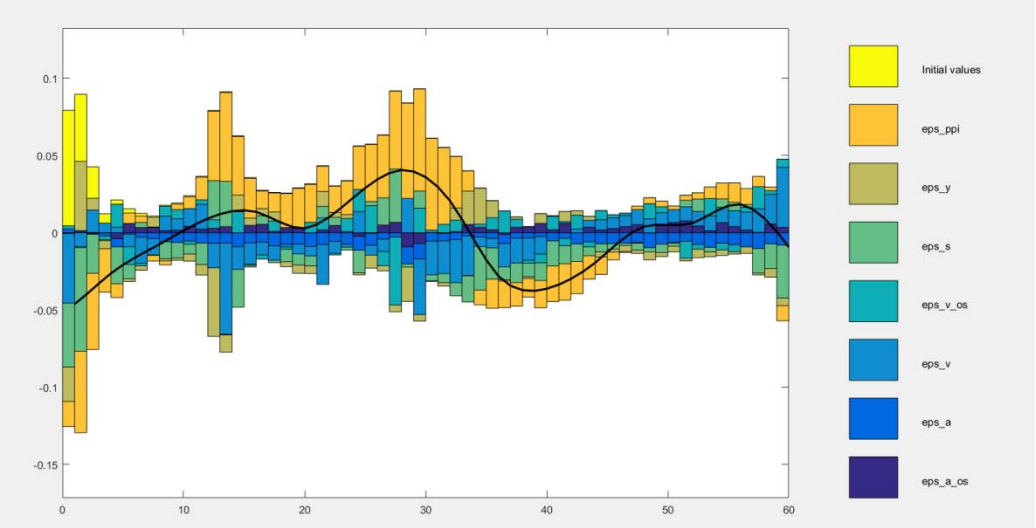


Figure 10: Décomposition historique de l'output gap hors mines

c) Décomposition du taux de dépréciation nominal

L'analyse de la décomposition historique du taux de change nominal révèle que le choc lié au taux de change constitue le principal facteur expliquant l'évolution de la variable durant la période considérée. L'influence positive notoire dudit choc durant les années 2002, 2010, 2011 et 2016 sur la dépréciation du taux de change traduit la réalité vécue au cours des années considérées. En effet, les années 2010 et 2011 ont été principalement marquées par les effets néfastes de la crise économique mondiale sur l'économie congolaise notamment marquée par la détérioration des termes de l'échange.

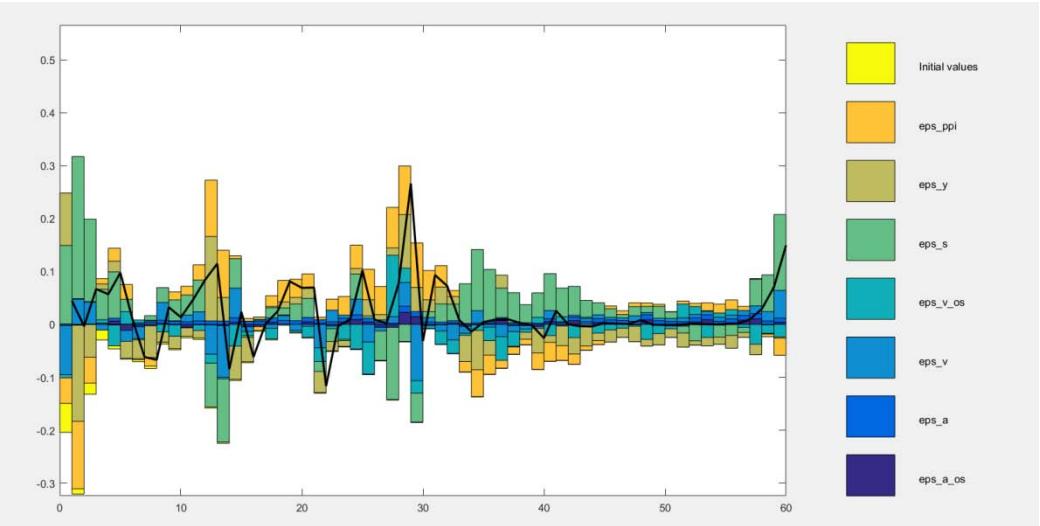


Figure 11: Décomposition historique du taux de dépréciation nominal

d) Décomposition du solde de la balance commerciale (en variation)

L'analyse de la décomposition historique de l'évolution de la balance commerciale ne révèle pas de prédominance d'un quelconque choc dans l'explication du comportement de ladite variable. Toutefois, il ressort que durant l'année 2009, les chocs de politique monétaire, du taux de change, le choc de productivité mondiale et interne ont d'une manière générale contribué à expliquer la dégradation de la balance

© 2017 Global Journals Inc. (US)

commerciale. En 2010, le choc sur le niveau des prix a fortement contribué à expliquer la dégradation de la balance commerciale de raison de la crise des produits alimentaires ayant prévalu à cette époque. En 2016, les chocs liés au taux de change et au niveau des prix ont prévalu sur les effets positifs des politiques monétaires internes et externes dans l'explication de la détérioration plus accrue du solde de la balance commerciale.

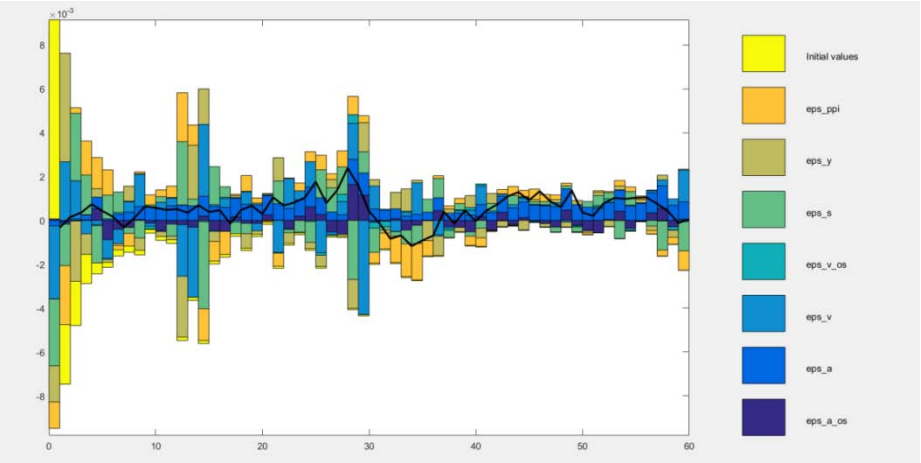


Figure 12: Décomposition historique de l'évolution du solde de la balance commerciale

e) Décomposition du taux d'inflation (domestique)

L'analyse de la décomposition historique du taux d'inflation domestique révèle plusieurs facteurs ayant guidé l'évolution de ladite variable durant la période sous analyse. En effet, il se remarque une nette influence des chocs sur les prix dans l'explication de l'évolution positive du taux d'inflation durant les années 2008 et 2009. A l'opposé les chocs liés à la production hors mines ainsi que le resserrement de la politique monétaire au niveau extérieur se sont révélé être déterminant dans la diminution des tensions inflationnistes depuis 2011.

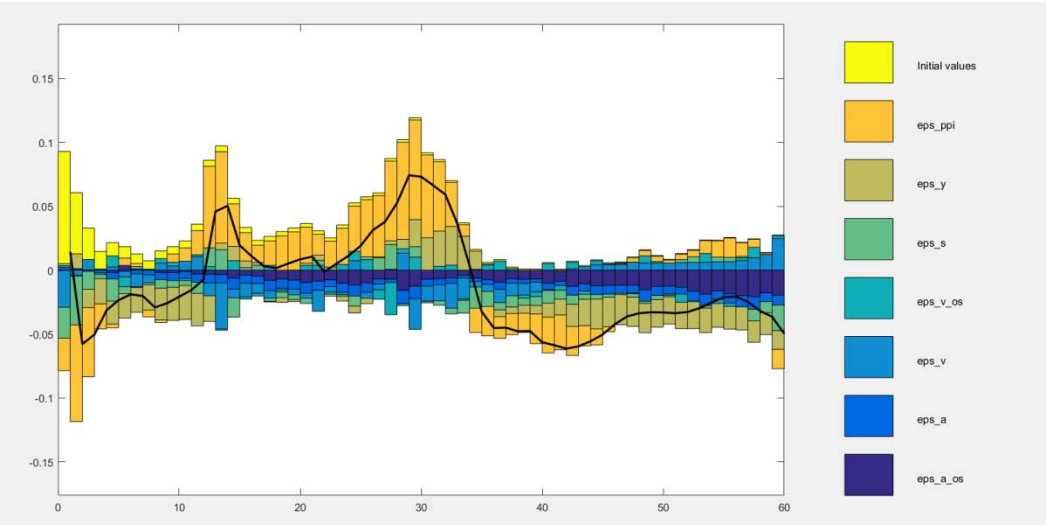


Figure 13: Décomposition historique de l'inflation domestique

VI. Conclusion et Recommandation

Ce travail a eu pour objectif d'estimer un modèle DSGE en économie ouverte pour la RD Congo en se référant aux techniques bayésiennes en vue d'analyser les relations entre les principales variables macroéconomiques et simuler l'impact de quelques principaux chocs sur leur évolution. L'utilisation d'un modèle DSGE a été motivé par le fait que ces types de modèle occupent actuellement une partie centrale de la modélisation macro-économétrique aussi bien dans la plupart des institutions politiques que dans le monde universitaire. Parmi les nombreuses techniques utilisées pour estimer ces modèles, l'approche bayésienne est apparue comme la plus fructueuse et a été largement adoptée au cours des dernières années. En dépit de l'importance de cette approche d'analyse dans la macroéconomie moderne, aucune tentative n'a encore été faite en considérant le cas d'une économie ouverte (au meilleur de ma connaissance) pour les explorer les

© 2017 Global Journals Inc. (US)

déterminants des fluctuations du niveau d'activité économique en RD Congo.

Les résultats d'estimation du modèle sont généralement satisfaisants. Les mesures de diagnostic semblent indiquer que l'estimation est robuste dans la plupart de ses domaines, en particulier en ce qui concerne le test de convergence de Brooks et Gelman (1998) en vue d'évaluer le niveau de convergence univarié et multivarié des paramètres. En effet, les données semblent raisonnablement informatives sur la plupart des paramètres et le modèle semble assez bien refléter les données observées. Les estimations obtenues pour les paramètres d'intérêt sont en général reflété la réalité économique inhérente à l'économie congolaise. En effet, le coefficient d'ouverture obtenu des estimations (56%) correspond à près à la moyenne du coefficient d'ouverture durant la période d'étude (2002-2016). Le paramètre à posteriori de l'influence du choc de productivité externe sur le choc interne s'est élevé à 39%. Ce qui indique la faible réaction du progrès technique interne aux progrès technologiques au reste du monde.

L'analyse de la décomposition historique a révélé l'influence des chocs sur le taux de change, sur la production, des chocs de productivité interne et externe comme principaux déterminants de l'évolution du taux directeur et du taux d'inflation domestique. L'analyse de la décomposition historique du taux de dépréciation du taux de change a indiqué l'influence notoire des chocs du taux de change et de politique monétaire dans l'explication da la dépréciation du taux de change durant les trois derniers trimestres de l'année 2016. Toutefois, nous n'avons pas été en mesure d'estimer quelques chocs désirés notamment les chocs liés à la production hors mines, aux taux de change et à l'inflation en raison du défaut de convergence de l'algorithme MH. De ce fait ces trois chocs ont été calibrés. En outre, les résidus lissés relatifs au choc technologique interne ne semble pas être complètement centré sur zéro.

Le constat pousse à considérer que notre analyse a besoin d'être amélioré et étendu en vue de prendre en compte plusieurs spécificités telles que la prise en compte des préférences, l'insertion du secteur public, les frictions financières, etc. Ceci permettra également la prise en compte d'un plus grand nombre de variables observées en vue d'obtenir des résultats plus consistants. Nonobstant ce fait, il est essentiel de noter que l'estimation du présent modèle DSGE en économie ouverte en utilisant les techniques bayé siennes a globalement fourni des résultats satisfaisants dans la tentative de description de l'activité économique en RD Congo.

Dans le futur, nous souhaitant prendre en compte plus d'aspects non couverts dans le cadre de cette étude en vue d'améliorer les résultats obtenus sur base d'un modèle DSGE pour l'économie congolaise. Les amendements porteront notamment sur l'amélioration des micro-fondements en vue de les rendre plus adéquats à l'analyse des pays en développement. En outre, nous voudrions également considérer l'approche DSGE-VAR utilisée par Del Negro et Schorfheide (2004) et Del negro et Al. (2005) qui s'avère être l'un des moyens les plus prometteurs d'évaluer les modèles macroéconomiques sur base des données empiriques.

Bibliographie

1. An, S and Shorfheide (2007), Bayesian analysis of DSGE models, *Econometric Reviews*, vol. 26, no. 2-4, pp. 113-172.
2. Adolfson, M., Laseen, S., Linde, J. & Villani, M. (2008), Evaluating an estimated New Keynesian Small open economy model, *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 32, no. 8, pp. 2690-2721.
3. Alege, P.O. (2009), A Business cycle Model for Nigeria,https://www.researchgate.net/profile/Philip_Alege/publication/228891484_A_Business_Cycle_Model_for_Nigeria/links/5523c1b80cf27b5dc3796bf3/A-Business-Cycle-Model-for-Nigeria.pdf.
4. Allegret, J.P. and Benkhodja, M. T. (2011), External Shocks and Monetary Policy in a Small Open Oil Exporting Economy, *EconomiX Working Papers*, 2001-39, 43p.
5. Adebiyi, M.A. and C.N.O. Mordi (2016). A dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model of exchange rate pass-through to domestic price in Nigeria, Central Bank of Nigeria Occasional Paper, No 59, june 2016.
6. 1-45Blanchard, O. and Khan, C. (1980), The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations, *Econometrica*, 48(5), July 1980, 1305-1311.
7. Calvo, G. (1983), Staggered prices in a utility-maximizing framework, *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, no. 3, pp. 383-398.
8. Canova, F. (2007), *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press, Princeton.
9. Christiano, L. Trabandt, M. & Walentin, K. (2011), DSGE models for monetary policy analysis, Chapter 7, in Friedman, B.M. and Woodford, M. (eds), *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3A, pp. 285-364, Elsevier.
10. Clarida R., Gali J. and Gertler M. (1999), The Science Of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, *Journal of Economic Literature*, 37(4), December 1999, 1661-1707.
11. Collard, F. and Dellas, H. (2010), Price resetting and inertia, *Journal of Macroeconomics*, vol. 32, no. 1, pp. 28-34.
12. Del Negro, M. and Schorfheide, F. (2011), Bayesian Macroeconometrics, in Geweke, J., Koop, G. and H. van Dijk (eds), *Handbook of Bayesian Econometrics*, Oxford University Press.

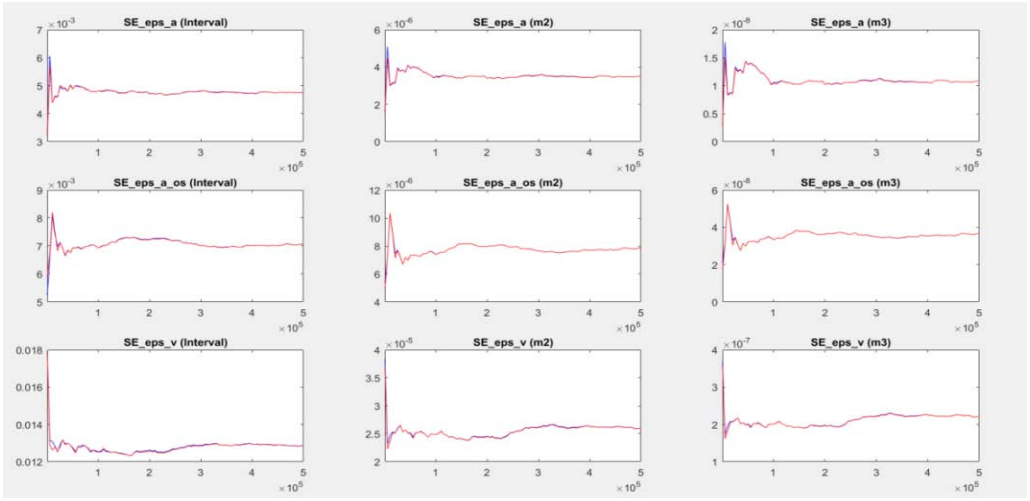
© 2017 Global Journals Inc. (US)

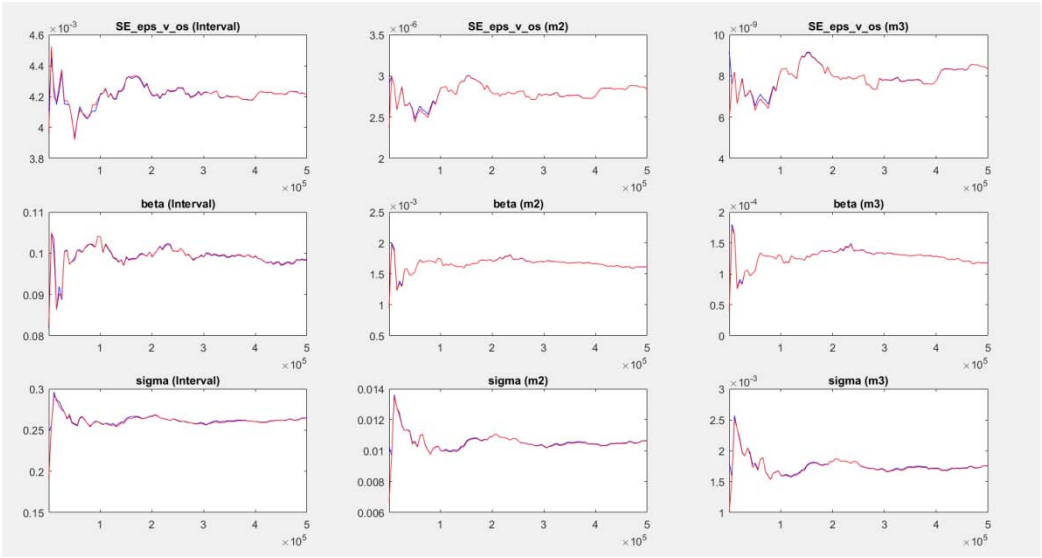
13. Faust, J. and Rogers, J.H. (2003), Monetary policy's role in exchange rate behavior, *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, no. 7, pp. 1403-1424.
14. Fernandez-Villaverde, J. (2010), The econometrics of DSGE models, *NBER Working Paper*, No. 14677, issued in January 2009.
15. Gali J. and Monacelli T. (2005), Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, *The Review of Economic Studies*, v72 (252, Jul), 707-734.
16. Garcia, C.J. (2010). Is the Phillips Curve Useful for Monetary Policy in Nigeria?, Central Bank of Nigeria Occasional Paper 38, December, pp 1-36.
17. Hansen, L.P. and Sargent, T.J. (1980), Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2 (1), 7-46.
18. Hodrick, R. and Prescott, E. (1997), Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 29 (1), pages 1-16, February.
19. Houssa, R., C. Otrok and R. Puslenghe (2009) A Model for Monetary Policy Analysis for Sub-Saharan Africa. Open Econ Rev. Springer Science Business Media, LLC 2009.
20. Kydland F. and Prescott E. (1990), Business Cycle: Real Facts and a Monetary Myth, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 14 (2), pp. 3–18.
21. Kydland F. and Prescott E. (1977), Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Plans, *Journal of political Economy*, 85(3), pp. 473-491, June.
22. Kydland F. and Prescott E. (1982), Time to Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica*, 50(6), pp. 1345-1370, November.
23. Litterman, R.B. (1983), A Random Walk, Markov Model for Distribution of Time Series, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1(2), pp. 169-173, April.
24. Lucas, R.E. (1976), Econometric Policy Evaluation: A Critique, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1(1), pp. 19-46, January.
25. Lucas, R.E. (1980), Methods and Problems in Business Cycle Theory, *American Enterprise Institute for Public Policy Research*, 12 (4), pp. 697-715.
26. Lucas, R.E. and Sargent, T.J. (1979), After Keynesian macroeconomics, http://www.minneapolisfed.org/research/QR/QR321.pdf.
27. Lucas, R.E. (1972), Expectations and the Neutrality of Money, *Journal of Economic Theory*, 4 (2), pp. 103-124, April.
28. Mankiw, N. G. (1989), Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective, *Journal of Economic Perspectives 3 (Summer)*, pp. 79-90.
29. Naoussi, C.F. et Tripier, F. (2012), La Modélisation en Equilibre Général Dynamique et Stochastique des Cycles Economiques en Afrique Sub-Saharienne : Une Revue de la Littérature, *Revue d'économie politique*, 122 (5), pp. 657-683.
30. Peiris,S.J. and Saxegaard,M. (2007), An Estimated DSGE Model for Monetary Policy Analysis in Low-Income Countries. *IMF Working Paper*, WP/07/282, December 2007.
31. Pytlarczyk,E. (2005), An Estimated DSGE Model for the German Economy within the Euro Area, https://www.econstor.eu/bitstream/10419/19618/1/200533dkp.pdf.
32. Sargent, T. J. and Wallace, N. (1975), Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule, *Journal of Political Economy*, 83 (2), pp. 241- 254, April.
33. Senbeta, R.S. (2011), A Small Open Economy New Keynesian DSGE model for a foreign exchange constrained economy, http://anet.uantwerpen.be/docman/irua/57c83c/a41114a4.pdf.
34. Smets, F.R. and Wouters,R. (2003), An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for the Euro Area, *Journal of the European Economic Association*, 1 (5), pp. 1123-1175, September.
35. Smets, F.R. and Wouters,R. (2007), Shocks and frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach,http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp722.pdf.
36. Steinbach, R., P. Mathuloe and B. Smit, (2009). "An Open Economy New Keynesian DSGE Model of the South African Economy", South African Reserve Bank Working Paper, WP/09/01.
37. Tsasa, J.P. (2014), Diagnostic de la politique monétaire en Rép. Dém. Congo : Approche par l'équilibre général dynamique stochastique. *Dynare Working Papers Series*, 38, 72p.

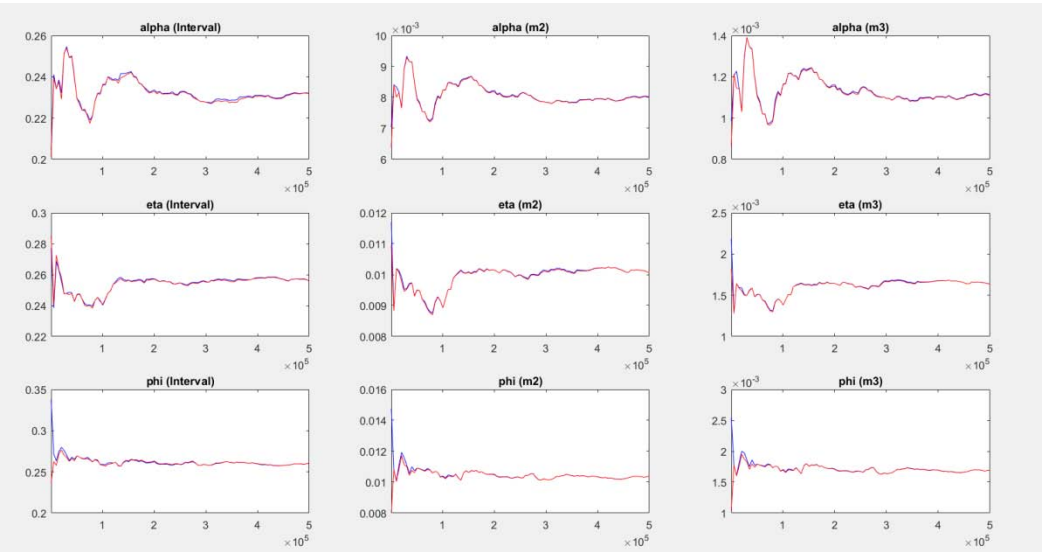
© 2017 Global Journals Inc. (US)

Annexes

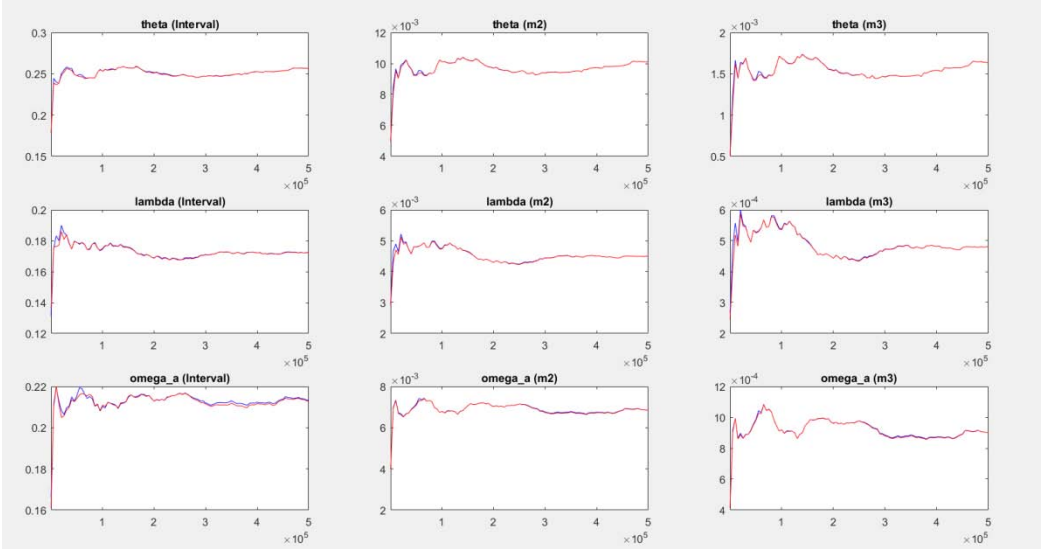
1. MCMC Univariate Convergence diagnostic (Brooks and Gelman, 1998)

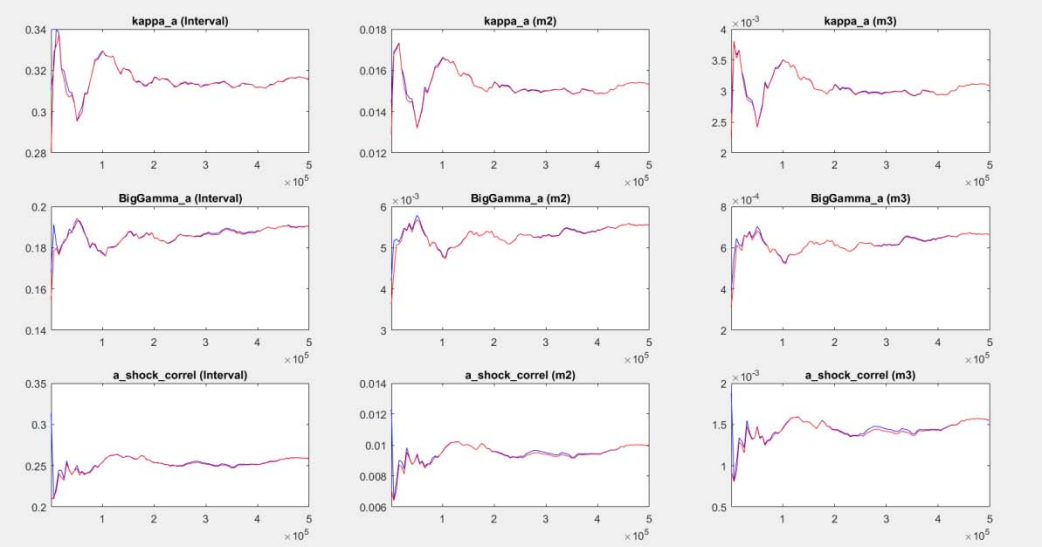


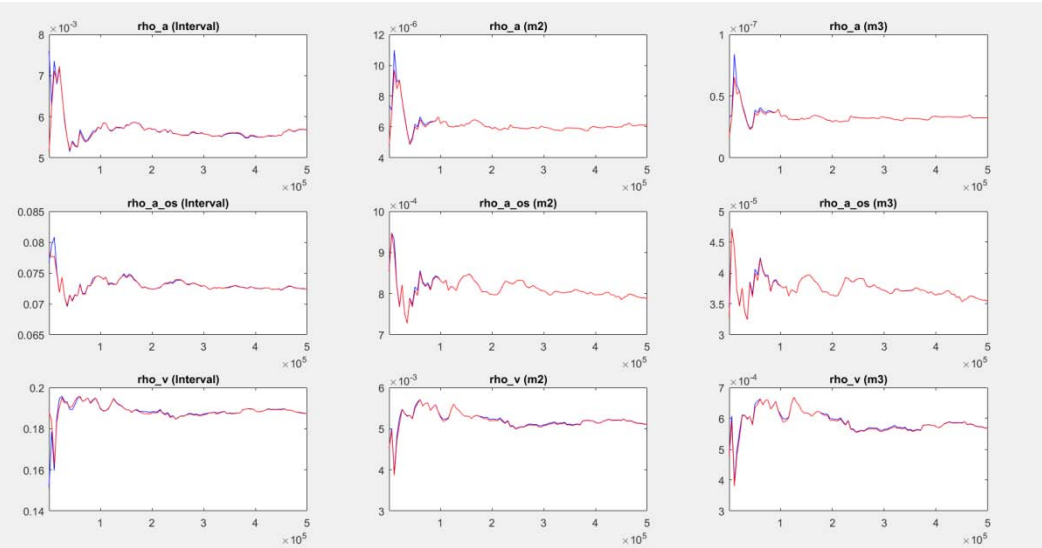




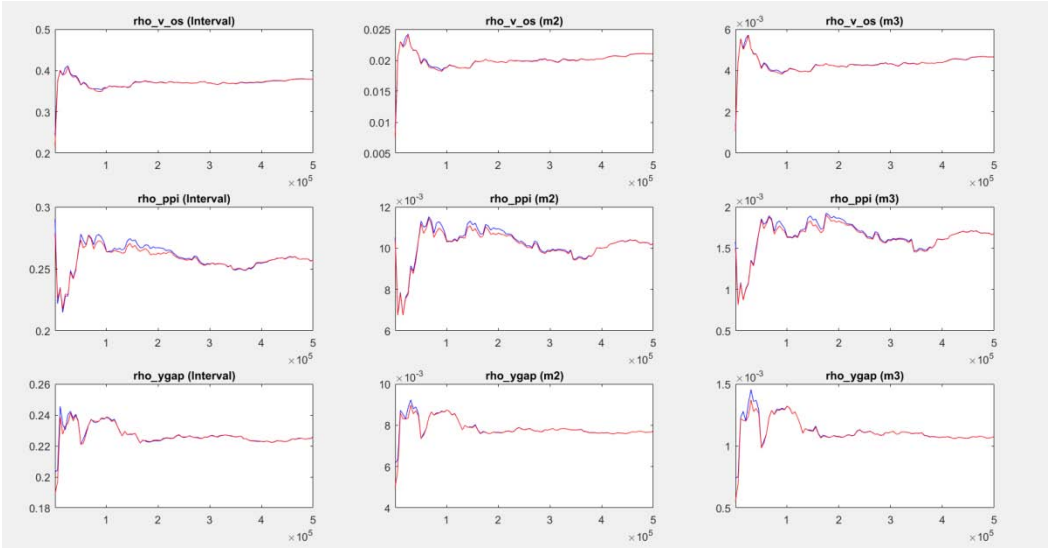
© 2017 Global Journals Inc. (US)

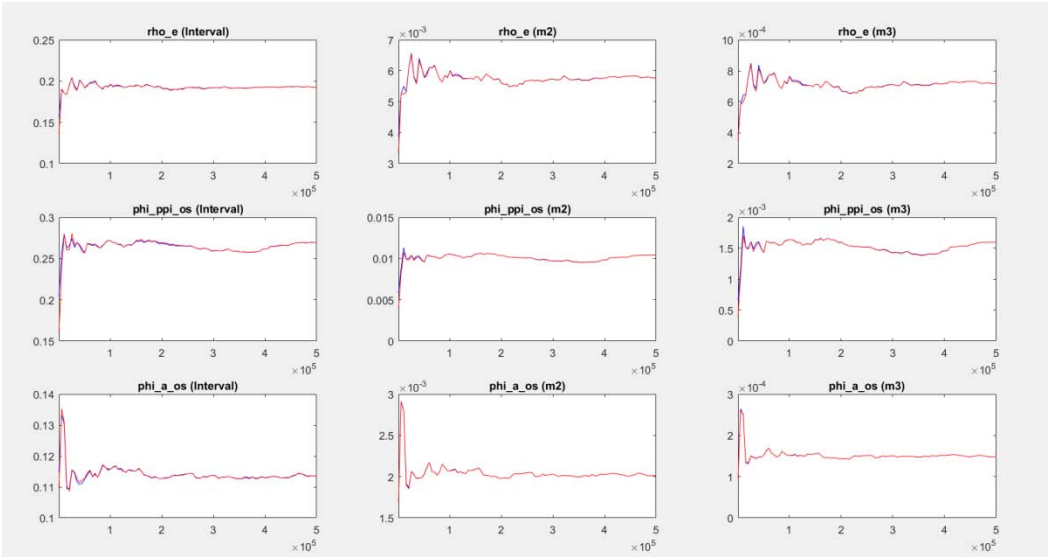


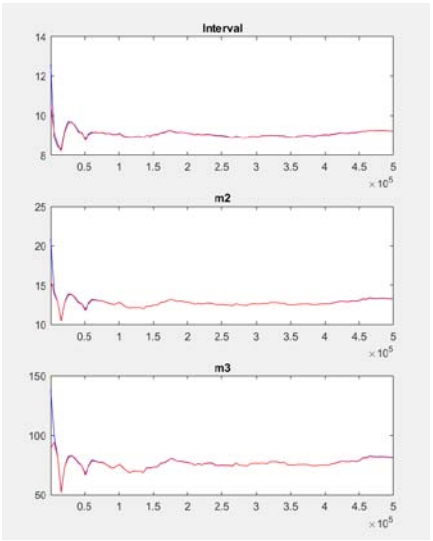




© 2017 Global Journals Inc. (US)

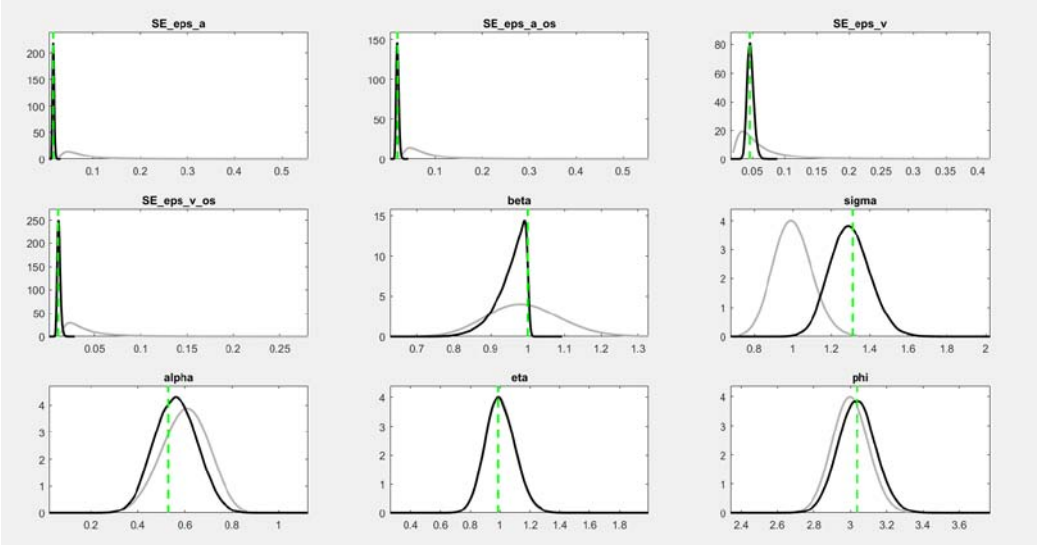


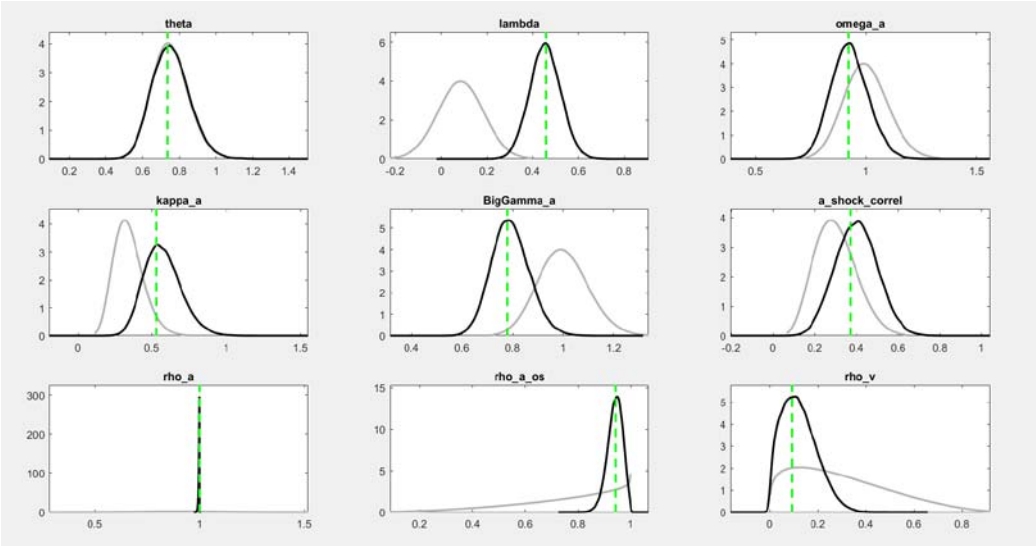


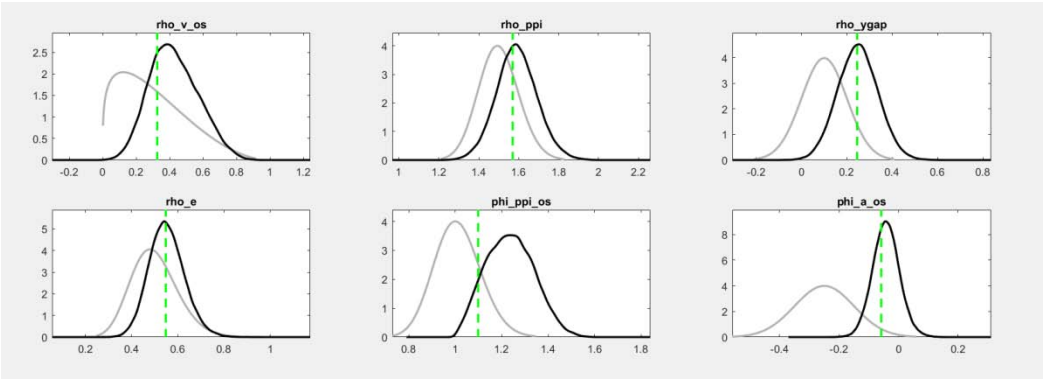


© 2017 Global Journals Inc. (US)

2. Priors and Posteriors

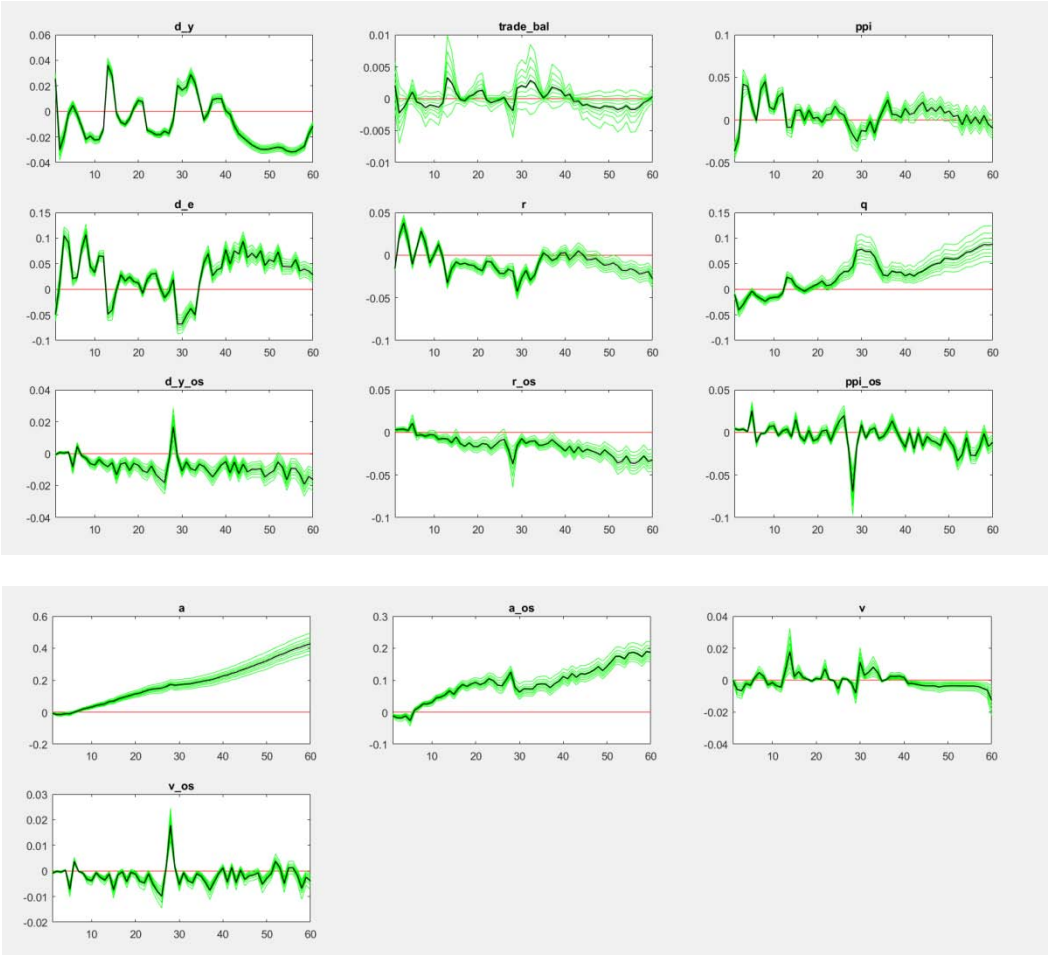






© 2017 Global Journals Inc. (US)

3. One step ahead forecast (filtered variables)



© 2017 Global Journals Inc. (US)

This page is intentionally left blank

© 2017 Global Journals Inc. (US)