



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

# **Choc externes et activité économique en RD Congo : une analyse en équilibre général dynamique et stochastique (DSGE)**

Gilles Bertrand Umba

Working Paper no. 63

July 2020

**CEPREMAP**

CENTRE POUR LA RECHERCHE ECONOMIQUE ET SES APPLICATIONS

48, boulevard Jourdan — 75014 Paris — France

<https://www.cepremap.fr>

# Choc externes et activité économique en RD Congo : une analyse en équilibre général dynamique et stochastique (DSGE)

Par Gilles Bertrand UMBA<sup>1</sup>

Juin 2020

## Abstract

The purpose of this work is to examine the impact of external shocks on economic activity in DR Congo. Using a dynamic and stochastic general equilibrium model, the author simulates four main types of external shocks, namely: (i) the shock on the risk premium; (ii) the shock on world inflation; (iii) the global productivity shock; (iv) the global monetary policy shock. Quarterly frequency data was used for the period from January 2005 to December 2017. The results suggest that external shocks leading to a slowdown in global demand have a significant impact on economic activity at the local level. Furthermore, the shock to the world interest rate does not seem to influence domestic economic activity, at least directly. This could be justified by the country's limited financial openness, international trade being the main channel for transmitting external shocks.

## Résumé

Le présent travail a pour objectif d'examiner l'impact des chocs externes sur l'activité économique en RD Congo. En utilisant un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique, l'auteur simule quatre principaux types de chocs externes à savoir : (i) le choc sur la prime de risque ;(ii) le choc sur l'inflation mondiale ;(iii) le choc de productivité mondiale ; (iv) le choc de politique monétaire au niveau mondial. Les données de fréquence trimestrielle ont été utilisées pour la période allant de janvier 2005 à décembre 2017. Les résultats suggèrent que les chocs externes amenant à un ralentissement de la demande mondiale ont un impact sensible sur l'activité économique au niveau local. Par ailleurs, le choc sur le taux d'intérêt au niveau mondial ne semble pas influencer, au moins directement, l'activité économique intérieure. Ceci pourrait se justifier par une faible ouverture financière du pays, le commerce international étant le principal canal de transmission des chocs externes.

.....

**Mots-clés** : Choc externes, cycle économique, macroéconomie nouvelle keynésienne  
**Classification JEL** : C32, C51, E3, F49, O55

---

<sup>1</sup> Economiste à la Banque Centrale du Congo, [bertrand.umba@bcc.cd](mailto:bertrand.umba@bcc.cd) ; [gilles.umba2014@gmail.com](mailto:gilles.umba2014@gmail.com)

Nous remercions l'ensemble des collègues de la DRS et des autres Directions de la Banque Centrale du Congo pour leur précieuses contributions qui ont permis d'améliorer la qualité de la présente note. Les insuffisances et limites inhérentes à cette étude n'engagent nullement la responsabilité de la Banque Centrale du Congo.

## Introduction

Les pays à faible revenu demeurent extrêmement faibles aux chocs en provenance de l'économie mondiale. Les différentes crises survenues durant la période récente ont montré à suffisance le niveau de vulnérabilité de leurs économies avec des conséquences sévères en termes de baisse sensible de l'activité économique. Aux différentes crises ayant suivi la crise de 2007 ayant provoqué le ralentissement de la croissance mondiale, les effets sur les différentes économies ont été plus ou moins diversifiés entre pays suivant leurs degrés d'ouverture respectifs.

En effet, après avoir constaté l'incapacité de certains régimes monétaires (Caisse d'émission par exemple) à résister aux pressions des marchés internationaux de capitaux lors de cette crise, bon nombre d'économies dans le monde, en particulier les pays d'Asie du Sud-Est et d'Amérique latine ont été à la recherche d'une cible nominale pour conduire leurs politiques monétaires. En particulier, la question pendante sur le maintien d'un ancrage dur ou un flottement pur comme stratégie permettant aux différents pays d'atteindre les objectifs macroéconomiques escomptés ne cesse de susciter des vives discussions au regard des différentes crises qui se sont succédés depuis la décennie 80.

En Afrique subsaharienne, les effets sur les différents pays des chocs macroéconomiques d'origine externes demeurent tout aussi pertinente au regard de leur forte vulnérabilité. La crise de 2008-2009 a par ailleurs démontré qu'en dépit de leur faible inclusion à la finance internationale, ces derniers n'en demeure pas moins exposé aux chocs mondiaux allant jusqu'à plomber leur croissance et entrainer une récession remarque dans la zone. Par l'entremise du commerce international, les économies africaines subissent les effets d'une récession mondiale suivant leur degré d'ouverture et l'ampleur du choc subit par les pays partenaires.

La République Démocratique du Congo présente une situation économique particulière à l'instar de bien des pays subsahariens. Plusieurs facteurs semblent favoriser la vulnérabilité de l'économie congolaise au chocs externes. De ces facteurs, nous citerons principalement le niveau de dollarisation qui réduit sensiblement l'efficacité de la politique monétaire ainsi que la faible diversification de l'économie avec une structure restreinte des produits d'exportation.

En effet, jusqu'à 2015, la RDC a enregistré une croissance de 6,9%, l'inflation est restée faible à 1,0% et le taux de change a été stable. Toutefois en 2016, les difficultés de la conjoncture extérieure, associés aux incertitudes pesant sur la situation intérieure, ont continué d'impacter négativement la croissance économique, les finances publiques et la balance des paiements. En conséquence, la croissance du produit intérieur brut a été révisée à la baisse à 2,9% à fin 2016, l'inflation a augmenté jusqu'à atteindre 11,24%, le déficit budgétaire s'est établi à 1,33% du PIB. Le taux de change a connu des fortes tensions entrainant une forte dépréciation de 23,67% et 25,77% respectivement sur les marchés officiel et parallèle.

Face à cette situation d'instabilité macroéconomique, tout particulièrement de l'inflation ainsi que du taux de change, il importe de se préoccuper sur l'analyse des différentes stratégies de politiques en vue d'identifier celle permettant de garantir au mieux les meilleures performances macroéconomiques pour le pays au regard de ces différentes contraintes.

Plusieurs auteurs ont tenté d'aborder l'analyse de différents chocs externes et des choix du régime de change adéquat pour les économies émergentes (Bénassy-Quéré et Cœuré (2000), Calvo et Reinhart (2002), Eichengreen (2002), Frankel (1999) et Fischer (2001)). Mais ces études ont la particularité de se focaliser sur la classification des régimes monétaires en fonction soit des objectifs de politiques économiques (Frankel (1999)) soit des caractéristiques des pays concernés (Eichengreen (2002) et Fischer (2001)). Bénassy-Quéré et Cœuré (2000) et Calvo et Reinhart (2002) font la distinction entre des régimes de facto et des régimes de jure dans leurs classifications. Ces études sont empiriques et ignorent certaines caractéristiques principales des pays étudiés, notamment celles des pays africains et tout particulièrement l'économie congolaise.

Pour le cas des pays en développement, certains travaux comme ceux de Sangaré (2014) ont tenté d'analyser les chocs extérieurs et les régimes monétaires en Asie du Sud Est. En comparant les performances économiques et en termes de bien être de quatre régimes monétaire (flottement pur, flottement administré, zone cible et change fixe) pour chacun des cinq pays fondateurs de l'ASEAN à travers un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique, l'auteur en conclut que le change flexible est le meilleur régime pour chacun des pays étudiés. Toutefois, le cadre d'analyse utilisé par ce dernier n'intègre pas le choix de différents régimes pour une économie faisant face à la dollarisation.

Concernant les études sur le continent africain, Allegret et Benkhodja (2015) analysent l'effet dynamique des chocs externes sur l'économie algérienne. Ils analysent les coûts en bien-être associé à chaque règle de politique monétaire pour une économie. Ces derniers utilisent un cadre d'analyse leur permettant de prendre en compte les conséquences sur le secteur du pétrole des chocs mondiaux et trouve que le régime de ciblage de l'inflation sous-jacente serait la plus indiquée en ce qu'elle engendre un coût social plus faible.

A la suite de l'échec des modèles macroéconomiques conventionnels à grande échelle enracinés dans la théorie économique keynésienne durant les années 1970, il est apparu nécessaire de mettre au point une nouvelle technique de modélisation qui échappe à la critique de Lucas. Dans un contexte de critique sévère des modèles macroéconomiques dominants, Kydland et Prescott (1982) ont opéré un changement de paradigme dans la modélisation macroéconomique en proposant un modèle innovant où les agents économiques optimisent leur comportement en intégrant des anticipations rationnelles dans un équilibre stochastique dynamique (DSGE).

L'inclusion des rigidités nominales et de la non-neutralité implicite de la politique monétaire, dans les modèles DSGE, de la famille nouvelle Keynesienne (NK-DSGE) a permis à l'autorité monétaire de rendre possible des interventions améliorant le bien-être en minimisant ces distorsions. Cette propriété souhaitable a fortement influencé l'utilisation répandue des modèles NK-DSGE dans les banques centrales, puisque les banques peuvent désormais intégrer les fonctions de réaction de la politique monétaire dans le modèle, reliant efficacement ses objectifs aux instruments de politique monétaire. La conduite de la politique monétaire dans l'école de pensée NK est caractérisée par le maintien d'une inflation stable et faible tout en rendant la production aussi proche que possible de son niveau potentiel (voir par exemple Clarida et autres (1997, 1998, 1999, 2001) et Svensson (2000, 2002, 2003) entre autres). Le développement des modèles NK-DSGE avec des fondements théoriques explicites, a facilité des expériences politiques contrefactuelles (par exemple, Christiano et autres (2005), Smets et Wouters (2003, 2007)) et expliqué la transmission de divers chocs dans différents secteurs de l'économie.

Avec l'introduction du nouveau modèle de macroéconomie à économie ouverte, Obstfeld et Rogoff (1995) ont élargi davantage la portée de la littérature du DSGE, puisqu'ils ont d'abord appliqué le cadre du DSGE à une étude sur l'économie ouverte de deux pays. En conséquence, Gali et Monacelli (2005) mettent en page une petite version en économie ouverte du modèle des prix rigides de Calvo et montrent comment la dynamique d'équilibre peut être réduite à une simple représentation de l'inflation domestique et à l'écart de production. Ils utilisent en outre le cadre résultant pour analyser les implications macroéconomiques de régimes alternatifs, basés sur des règles politiques différentes, pour la petite économie ouverte, étendant le modèle de référence NK-DSGE décrit dans Woodford et Walsh (2005) au contexte d'une petite économie ouverte.

Dans ce cadre, le présent travail s'intéresse à l'analyse de différents chocs externes sur l'activité économique en RD Congo. Il couvre la période allant du premier trimestre 2005 au quatrième trimestre 2017. Le choix de cette période est principalement motivé par l'évolution de l'économie mondiale à cette période, sujette à la crise économique et financière. Ce choix s'établit également dans un contexte intérieur marquée par des relatives performances macroéconomiques.

En dehors de l'introduction et de la conclusion générale, la première section a pour objectif de présenter le modèle qui utilise dans le cadre du présent travail. La deuxième section présente les résultats en terme d'estimation des paramètres du modèle et l'analyse des fonctions des réponses impulsionnelles.

## 1. Présentation du modèle

Cette section décrit le modèle utilisé comme cadre d'analyse pour le présent travail. Il s'agit de l'extension du modèle de Justiniano et Preston (2010a) augmenté de quelques spécificités. En premier lieu, suivant les travaux de Christiano et Al. (2005), Rabanal (2007) et Christiano et Al. (2011a), le canal des coûts de la politique monétaire est inclus dans le modèle en supposant qu'une partie du fonds de roulement de l'entreprise doit être financée par des emprunts à court terme, car les entreprises doivent payer une partie des coûts de leurs intrants variables avant de vendre leur produit. En second lieu, suivant les travaux de Adolfson et Al. (2008) et Adolfson et Al. (2013), la condition de parité de taux d'intérêt non couverte est modifiée en permettant une corrélation négative entre la prime de risque du pays et la dépréciation attendue du taux de change nominal. En troisième lieu, suivant les travaux de Felices et Tuesta (2006), la fonction d'utilité des ménages dans le travail inclut les encaisses réelles d'une manière toute particulière. En effet, une composante dollarisée est incluse dans l'utilité pour les encaisses et la fonction d'utilité est non séparable pour la consommation et les encaisses réelles en monnaie nationale et en devises.

Le modèle comprend une petite économie ouverte et le reste du monde et comprend des ménages, des entreprises, une autorité monétaire et une autorité fiscale passive. Comme modélisé par Monacelli (2005) et Justiniano et Preston (2010b), le reste du monde est spécifié comme la variante à économie fermée du modèle à économie ouverte. Le ménage consomme des biens produits dans le pays et importés, fournit du travail et investit dans des obligations nationales ou étrangères à une période. Les entreprises sont divisées en producteurs nationaux, détaillants et producteurs de biens finaux. Les entreprises nationales produisent une variété de produits nationaux en utilisant uniquement des intrants de main-d'œuvre et les vendent sur le marché intérieur et à l'étranger. Les entreprises de vente au détail importent des produits différenciés du reste du monde et les vendent sur le marché intérieur. En principe, il existe également un secteur des produits finis parfaitement concurrentiel qui achète des variétés nationales et des variétés importées et produit un produit de consommation finale.

Toutefois, le secteur des biens finaux n'est pas explicitement modélisé, car les entreprises parfaitement concurrentielles ne font aucun profit. En situation de concurrence monopolistique, la production serait inférieure à ses niveaux optimaux de Pareto en l'absence d'intervention des pouvoirs publics, même avec des prix parfaitement flexibles. Par conséquent, dans le modèle, la politique fiscale est responsable d'une politique de dette zéro, avec des taxes égales à la subvention requise pour éliminer les distorsions associées à une concurrence imparfaite sur le marché intérieur et le marché des biens importés. Le reste du monde est vaste comparé à la petite économie ouverte. En conséquence, toutes les variables de l'économie étrangère sont prises de manière exogène par l'économie nationale. Dans ce qui suit, les problèmes de chaque secteur du modèle sont détaillés.

a. Ménages

L'agent représentatif maximise l'utilité de la durée de vie, sous réserve d'une contrainte budgétaire. Le ménage consomme, investit et fournit du travail aux entreprises nationales. La fonction d'utilité attendue à vie,  $U$ , est donnée par

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U \left( C_t, \frac{M_{H,t}}{P_t}, \frac{M_{F,t} \tilde{e}_t}{P_t}, N_t, \varepsilon_{M_{H,t}}, \varepsilon_{M_{F,t}} \right) \quad (1)$$

Le choix de la fonction d'utilité est de fournir un canal par lequel la dollarisation affecte l'utilité marginale de la consommation. Ceci est dû à une fonction d'utilité qui est indissociable de la consommation et de l'équilibre monétaire. La forme d'utilité de période unique en (1) est :

$$U \equiv \tilde{\varepsilon}_{g,t} \left[ \frac{\Phi_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (2)$$

Où,

$$\Phi_t \equiv \left[ b(C_t)^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-b)Z_t^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (3)$$

$$Z_t \equiv \left[ a \left( \frac{\tilde{\varepsilon}_{M_{H,t}} M_{H,t}}{P_t} \right)^{\frac{\chi-1}{\chi}} + (1-a) \left( \frac{\tilde{\varepsilon}_{M_{F,t}} M_{F,t} \tilde{e}_t}{P_t} \right)^{\frac{\chi-1}{\chi}} \right]^{\frac{\chi}{\chi-1}} \quad (4)$$

Avec  $C_t = C_t - hC_{t-1}$ ,  $\tilde{\varepsilon}_{M_{H,t}} = (\varepsilon_{M_{H,t}} + 1)$ ,  $\tilde{\varepsilon}_{M_{F,t}} = (\varepsilon_{M_{F,t}} + 1)$  et  $\tilde{e}_t = (e_t + 1)$ .  $M_{H,t}$  et  $M_{F,t}$  représentent les encaisses réelles de fin de période en monnaie nationale et en devises respectivement,  $P_t$  est un indice de prix à la Dixit-Stiglitz,  $\tilde{e}_t$  représente le taux de change nominal et  $N_t$  désigne l'apport de travail.  $hC_{t-1}$  est le terme de formation d'habitude externe qui est pris de manière exogène par le ménage et  $0 < h < 1$ ,  $\sigma, \varphi > 0$  sont les élasticités de la substitution intertemporelle et de l'offre de main-d'œuvre, respectivement,  $\tilde{\varepsilon}_{g,t}$  est un choc de préférence qui tient compte de changements de consommation non expliqués par d'autres caractéristiques économiques du modèle.  $\varepsilon_{M_{H,t}}$ ,  $\varepsilon_{M_{F,t}}$  sont respectivement les chocs sur la demande de monnaie domestique et celle étrangère.

$C_t$  est un indice de consommation composite défini par :

$$C_t = \left[ (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (5)$$

Avec  $\alpha \in [0,1]$  représentant la part des biens étrangers dans le panier de consommation globale ;  $\eta > 0$  est l'élasticité de substitution entre les produits nationaux et les produits étrangers,  $C_{H,t}$  et  $C_{F,t}$  sont des agrégats à la Dixit-Stiglitz des produits disponibles nationaux et produits à l'étranger donnés par :

$$C_{H,t} = \left[ \int_0^1 C_{H,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

et

$$C_{F,t} = \left[ \int_0^1 C_{F,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

Où  $i \in [0,1]$  est l'indice des biens différenciés et  $\varepsilon > 1$  est l'élasticité de substitution entre types de biens différenciés nationaux ou étrangers.

La contrainte budgétaire du ménage domestique est représentée par la relation ci-dessous, et ce, pour tout  $t > 0$  :

$$P_t C_t + D_t + \tilde{e}_t B_t + M_{H,t} + M_{F,t} \tilde{e}_t = D_{t-1} (1 + \tilde{i}_{t-1}) + \tilde{e}_t B_{t-1} (1 + \tilde{i}_t^*) \phi_t + W_t N_t + \Pi_{H,t} + \Pi_{F,t} + T_t + M_{H,t-1} + M_{F,t-1} \tilde{e}_t \quad (6)$$

Avec  $P_t$  désignant l'indice de prix à la consommation domestique,  $D_t$  représentant la détention par les ménages d'un bond à échéance d'une période avec un taux d'intérêt nominal  $\tilde{i}_t$ ,  $\tilde{e}_t$  est le taux de change nominal (prix domestique de la monnaie étrangère). Les ménages reçoivent un salaire nominal  $W_t$  pour le travail fourni,  $\Pi_{H,t}$  et  $\Pi_{F,t}$  représente les bénéfices des participations dans des firmes produisant les biens locaux et celles de détail, respectivement, et  $T_t$  représente les impôts forfaitaires et autres transferts. Nous supposons que la RD Congo n'est pas parfaitement intégrée financièrement à l'économie mondiale. A cet effet, le terme  $\phi_t$  représente la prime de risque relatif au pays.

$$\phi_t(A_t, \tilde{e}_t, \tilde{\varepsilon}_{rp,t}) = \exp \left( -\phi_a A_t - \phi_e \left( \frac{E_t \tilde{e}_{t+1}}{\tilde{e}_t} \frac{\tilde{e}_t}{\tilde{e}_{t-1}} - 1 \right) + \tilde{\varepsilon}_{rp,t} \right) \quad (7)$$

Où  $A_t \equiv \frac{\tilde{e}_t B_t}{\bar{Y} P_t}$  est la quantité en termes réel de la dette étrangère nette restante exprimée en monnaie domestique comme étant une fraction du niveau d'output à l'état d'équilibre et  $\tilde{\varepsilon}_{rp,t}$  désigne le choc sur la prime de risque pays. Comme souligné par Schmitt-Grohé et Uribe (2003), il est supposé que la prime de risque dépende des avoirs extérieurs net d'un pays ( $A_t$ ). En outre, comme le suggère Adolfson et al. (2008), la variation anticipée du taux de change  $\left( \frac{E_t \tilde{e}_{t+1}}{\tilde{e}_t} \frac{\tilde{e}_t}{\tilde{e}_{t-1}} - 1 \right)$  est également incluse à la fonction de prime de risque sur base des évidences empiriques selon lesquelles la prime de risque est négativement corrélée à une dépréciation anticipée du taux de change (Lewis 1995, Engle 1996, Duarte et Stockman 2005). Enfin, suivant les travaux de McCallum et Nelson (2002), Jeanne et Rose (2002) et Kollmann (2002), un choc de  $\tilde{\varepsilon}_{rp,t}$  de moyenne nulle est incorporée à la spécification de la prime de risque en vue de saisir les déviations exogènes de la parité de taux d'intérêt non couverte.

Le problème d'optimisation du ménage requiert une allocation des dépenses pour tous les types de biens aussi bien domestiques qu'étrangers aussi bien manière intra temporelle qu'intertemporelle. Ce qui conduit aux fonctions de demande suivantes pour chaque catégorie de biens de consommation :

$$C_{H,t}(i) = (1 - \alpha) \left( \frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t} \quad \text{et} \quad C_{F,t}(i) = \alpha \left( \frac{P_{F,t}(i)}{P_{F,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{F,t}$$

Pour tout  $i$  avec les indices de prix agrégés associés pour les paniers de consommation domestique et étrangère donnés par  $P_{H,t}$  et  $P_{F,t}$  respectivement. Par conséquent, l'allocation optimale des dépenses entre les biens domestiques et étrangers implique

$$C_{H,t} = (1 - \alpha) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (8.1)$$

$$C_{F,t} = \alpha \left( \frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (8.2)$$

En combinant la relation (5) à (8.1) et (8.2), cela conduit théoriquement à l'indice de prix à la consommation suivante

$$P_t = \left[ (1 - \alpha) P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha P_{F,t}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (9)$$

Les ménages maximisent la fonction d'utilité intertemporelle sous la contrainte budgétaire (6) en choisissant de façon optimale un ensemble de conditions d'optimalité suivante :

$$\Phi_t^\sigma \Phi_t^{-\frac{1}{\theta}} b^{-1} (C_t - hC_{t-1})^{\frac{1}{\theta}} N_t^\varphi = \frac{W_t}{P_t} \quad (10)$$

$$\frac{(1-b)}{b} Z_t^{-\frac{1}{\theta} + \frac{1}{\chi}} a \left( \frac{\tilde{\varepsilon}_{M_{H,t}} M_{H,t}}{P_t} \right)^{-\frac{1}{\chi}} (\varepsilon_{M_{H,t}} + 1) (C_t)^{\frac{1}{\theta}} = \frac{\tilde{i}_t}{1 + \tilde{i}_t} \quad (11)$$

$$\frac{(1-b)}{b} Z_t^{-\frac{1}{\theta} + \frac{1}{\chi}} (1 - a) \left( \frac{\tilde{\varepsilon}_{M_{F,t}} M_{F,t} \tilde{e}_t}{P_t} \right)^{-\frac{1}{\chi}} (\varepsilon_{M_{F,t}} + 1) (C_t)^{\frac{1}{\theta}} = \tilde{e}_t - \frac{1}{1 + \tilde{i}_t} \tilde{e}_{t+1} \quad (12)$$

$$\Lambda_t = \beta E_t \left[ \Lambda_{t+1} (1 + \tilde{i}_t) \right] \quad (13)$$

$$E_t \left[ \Lambda_{t+1} \left( (1 + \tilde{i}_t) - (1 + \tilde{i}_t^*) \right) \right] = 0 \quad (14)$$

Avec  $\Lambda_t = \Phi_t^{-\sigma} \Phi_t^{\frac{1}{\theta}} b (C_t - hC_{t-1})^{-\frac{1}{\theta}} P_t^{-1}$  désignant l'opérateur de Lagrange. L'équation (10) fournit un programme optimal de l'offre du travail, les équations (11) et (12) exprime respectivement la fonction de la demande de monnaie nationale et étrangère. L'équation (13) représente l'équation d'Euler standard et l'équation (14) traduit la condition d'arbitrage restreignant les mouvements relatifs des taux d'intérêts domestiques et étrangers ainsi que des

variantions du taux de change. En log-linéarisant la relation (10) autour de son état d'équilibre, nous obtenons

$$c_t - hc_{t-1} = E_t (c_{t+1} - hc_t) - \Psi_C^{-1} \left\{ i_t - (1 + \Psi_P) E_t \pi_{t+1} + \Omega_H E_t (\Delta m_{H,t+1} + \Delta \varepsilon_{M_{H,t+1}}) + \Omega_F E_t (\Delta m_{F,t+1} + e_{t+1} + \Delta \varepsilon_{M_{F,t+1}}) + (\varepsilon_{g,t+1} - \varepsilon_{g,t}) \right\} \quad (10')$$

Avec

$$\Psi_C = \left[ \frac{1}{\theta(1-h)} - \left( \frac{1}{\theta} - \sigma \right) \Phi^{\frac{1}{\theta}-1} b (C - hC)^{-\frac{1}{\theta}} C \right]$$

$$\Psi_P = \left( \sigma - \frac{1}{\theta} \right) \Phi^{\frac{1}{\theta}-1} (1-b) Z^{-\frac{1}{\theta} + \frac{1}{\chi}} \left[ a \left( \frac{M_H}{P} \right)^{\frac{\chi-1}{\chi}} + (1-a) \left( \frac{eM_F}{P} \right)^{\frac{\chi-1}{\chi}} \right]$$

$$\Omega_H = \left( \frac{1}{\theta} - \sigma \right) \Phi^{\frac{1}{\theta}-1} (1-b) Z^{-\frac{1}{\theta} + \frac{1}{\chi}} a \left( \frac{M_H}{P} \right)^{\frac{\chi-1}{\chi}}$$

$$\Omega_F = \left( \frac{1}{\theta} - \sigma \right) \Phi^{\frac{1}{\theta}-1} (1-b) Z^{-\frac{1}{\theta} + \frac{1}{\chi}} (1-a) \left( \frac{eM_F}{P} \right)^{\frac{\chi-1}{\chi}}$$

Des équations (3.9) et (3.10) ci-dessus, la demande de monnaie nationale et étrangères peuvent être respectivement représentées comme suit :

$$m_{H,t} = \frac{1}{\theta \Psi_{mh}} p_t + \frac{1}{\theta(1-h) \Psi_{mh}} (c_t - hc_{t-1}) - \frac{1}{i(1+i) \Psi_{mh}} i_t + \frac{\left( \frac{1-\Psi_{mh}}{\chi} \right)}{\Psi_{mh}} (m_{F,t} + e_t + \varepsilon_{M_{F,t}}) + \frac{\left( \frac{1-\Psi_{mh}}{\chi} \right)}{\Psi_{mh}} \varepsilon_{M_{H,t}} \quad (11')$$

Avec

$$\Psi_{mh} = \frac{1}{\chi} - \left( \frac{1}{\chi} - \frac{1}{\theta} \right) Z^{\frac{1}{\chi}-1} a \left( \frac{M_H}{P} \right)^{\frac{\chi-1}{\chi}}$$

$$m_{F,t} = \frac{1}{\theta(1-h) \Psi_{mf}} (c_t - hc_{t-1}) + \frac{\left( \frac{1-\Psi_{mf}}{\chi} \right)}{\Psi_{mf}} (m_{H,t} + \varepsilon_{M_{H,t}}) - \frac{1}{i(1+i) \Psi_{mf}} i_t + \frac{1}{i \Psi_{mf}} e_{t+1} - \frac{\left( \frac{1+\Psi_{mf}}{i} \right)}{\Psi_{mf}} e_t + \frac{1}{\theta \Psi_{mf}} p_t + \frac{\left( \frac{1-\Psi_{mf}}{\chi} \right)}{\Psi_{mf}} \varepsilon_{M_{F,t}} \quad (12')$$

Avec

$$\Psi_{mf} = \frac{1}{\chi} - \left( \frac{1}{\chi} - \frac{1}{\theta} \right) Z^{\frac{1}{\chi}-1} (1-a) \left( \frac{eM_F}{P} \right)^{\frac{\chi-1}{\chi}}$$

**b. Comportement des firmes domestiques et canal de coût**

Il existe un continuum des firmes domestiques compétitives indexées par  $i \in [0,1]$ . Chaque firme  $i$  produit un unique bien différencié. Les fonctions de productions individuels et agrégées sont ainsi données par :

$$Y_{H,t}(i) = \tilde{\varepsilon}_{a,t} N_t(i) \quad \text{et} \quad Y_{H,t} = \left( \int_0^1 Y_{H,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (13)$$

Où  $\tilde{\varepsilon}_{a,t}$  représente un choc technologique neutre,  $N_t(i)$  étant l'apport de main d'œuvre et  $\varepsilon$  désignant l'élasticité de substitutions entre les différentes variétés des biens différencié.

Une autre caractéristique du présent modèle est qu'il inclut la présence du canal par le coût. En effet, une firme emprunte un montant  $v_H W_t N_t(i)$  en vue de rémunérer leurs facteurs de production à un prêt de court terme à taux d'intérêt  $\tilde{r}_t$ . Le coût marginal de la firme domestique  $i$  est ainsi donné comme suit

$$MC_{H,t}^n(i) = \left( \frac{\partial TC_{H,t}(i)}{\partial N_t(i)} \right) \left( \frac{\partial Y_{H,t}(i)}{\partial N_t(i)} \right)^{-1} = \frac{W_t R_{H,t}}{\tilde{\varepsilon}_{a,t}} \quad (14)$$

En analysant le coût marginal de la firme, le taux d'intérêt nominal exerce un effet « *cost push* », et de ce fait, le canal par le coût peut être perçu comme étant un effet du côté de l'offre de la transmission de la politique monétaire.

Du fait que les biens sont des substituts imparfaits, chaque firme dispose d'un certain degré de pouvoir monopolistique en fixant les prix. Le modèle suppose une fixation des prix à la Calvo, en incluant la prise en compte de l'inflation passé des biens domestiques. Dans chaque période, une fraction  $1 - \theta_H$  des firmes fixent leur prix de façon optimale, alors qu'une fraction de biens  $0 < \theta_H < 1$  sont ajustés en suivant la règle d'indexation suivante

$$P_{H,t}(i) = P_{H,t-1}(i) \left( \frac{P_{H,t-1}}{P_{H,t-2}} \right)^{\delta_H} \quad (15)$$

Où  $0 < \delta_H < 1$  indique le degré d'indexation du taux d'inflation passé. Puisque toutes les firmes qui ont la possibilité d'ajuster leur prix à la période  $t$  font face à un problème de décision identique, ils fixent un prix  $P'_{H,t}$ . Par conséquent, l'indice de prix agrégé à la Dixit-Stiglitz pour les biens domestiques est représenté comme suit

$$P_{H,t} = \left[ (1 - \theta_H) P'_{H,t}{}^{1-\varepsilon} + \theta_H \left( P_{H,t-1} \left( \frac{P_{H,t-1}}{P_{H,t-2}} \right)^{\delta_H} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (16)$$

L'expression log-linéaire de la relation (3.16) peut être représentée comme suit :

$$p'_{H,t} - p_{H,t-1} = \frac{1}{1-\theta_H} \pi_{H,t} - \frac{\theta_H \delta_H}{1-\theta_H} \pi_{H,t-1} \quad (16')$$

Une firme choisissant un prix optimal à la période  $t$  maximise la valeur présente des profits, en prenant en compte la probabilité de ne pas être en mesure de changer les prix pour les périodes futures  $t + \tau, \tau > 0$ . Les firmes vendent leurs biens aussi bien sur le marché domestique qu'à l'étranger. En supposant que la demande extérieure ( $C_{H,t}^*$ ) a la même forme fonctionnelle que celle domestique, la fonction de demande est donnée par

$$Y_{H,t+\tau|t} = \left( \frac{p'_{H,t}}{P_{H,t+\tau}} \left( \frac{P_{H,t+\tau-1}}{P_{H,t-1}} \right)^{\delta_H} \right)^{-\varepsilon} (C_{H,t+\tau} + C_{H,t+\tau}^*) \quad (17)$$

Le problème de fixation de prix de la firme est de maximiser la valeur présente des profits futurs, sous la contrainte de la fonction de la demande (17)

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \theta_H^\tau Q_{t,t+\tau} Y_{H,t+\tau|t} \left[ P'_{H,t} \left( \frac{P_{H,t+\tau-1}}{P_{H,t-1}} \right)^{\delta_H} - P_{H,t+\tau} MC_{H,t+\tau} \right]$$

Où  $MC_{H,t+\tau} = MC_{H,t+\tau}^n / P_{H,t+\tau}$  représente la fonction de coût marginal de production et  $Q_{t,t+\tau}$  un facteur d'escompte stochastique fonction du temps. Le facteur  $\theta_H^\tau$  représente la probabilité jointe que la firme ne soit pas en mesure d'ajuster son prix pour les périodes  $\tau$  suivantes. Le problème d'optimisation de la firme implique la condition de premier ordre suivante

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \theta_H^\tau Q_{t,t+\tau} Y_{H,t+\tau|t} \left[ P'_{H,t} \left( \frac{P_{H,t+\tau-1}}{P_{H,t-1}} \right)^{\delta_H} - \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} P_{H,t+\tau} MC_{H,t+\tau} \right] = 0$$

Le prix optimal pour la période  $t$  résultant de la condition de premier ordre est donné par

$$P'_{H,t} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{\sum_{\tau=0}^{\infty} \theta_H^\tau E_t [Q_{t,t+\tau} Y_{H,t+\tau|t} P_{H,t+\tau} MC_{H,t+\tau}]}{\sum_{\tau=0}^{\infty} \theta_H^\tau E_t \left[ Q_{t,t+\tau} Y_{H,t+\tau|t} \left( \frac{P_{H,t+\tau-1}}{P_{H,t-1}} \right)^{\delta_H} \right]} \quad (18)$$

En utilisant les termes en minuscules pour désigner les déviations en logarithme par rapport aux valeurs d'équilibre de long terme ( $x_t \equiv \log \left( \frac{X_t}{X} \right)$ ), l'approximation log-linéaire de l'expression ci-dessus donne ce qui suit :

$$p'_{H,t} = (1 - \theta_H \beta) (p_{H,t} + mc_t - \delta_H p_{H,t-1}) + (\theta_H \beta) E_t (p'_{H,t+1} - \delta_H p_{H,t}) + \delta_H p_{H,t-1} \quad (18')$$

Après quelques transformations, l'expression ci-dessus soustraite de  $p_{H,t-1}$  donne la courbe de Philips augmentée suivante

$$\pi_{H,t} - \delta_H \pi_{H,t-1} = \beta E_t (\pi_{H,t+1} - \delta_H \pi_{H,t}) + \kappa_H mc_t + \varepsilon_{cp^H,t} \quad (19)$$

Où  $\kappa_H = \frac{(1-\theta_H)(1-\theta_H\beta)}{\theta_H}$  et

$$mc_t = \varphi y_t - (1 + \varphi)\varepsilon_{a,t} + \alpha s_t + v_H i_t + \Psi_C (c_t - hc_{t-1}) - \Omega_H (m_{H,t} + \varepsilon_{M_{H,t}}) - \Omega_F (m_{F,t} + e_t + \varepsilon_{M_{F,t}}) + \Psi_P p_t$$

Avec

$$\Psi_C = \left[ \frac{1}{\theta(1-h)} - \left(\frac{1}{\theta} - \sigma\right) \Phi^{\frac{1}{\theta}-1} b (C - hC)^{-\frac{1}{\theta}} C \right]$$

$$\Psi_P = \left(\sigma - \frac{1}{\theta}\right) \Phi^{\frac{1}{\theta}-1} (1-b) Z^{-\frac{1}{\theta} + \frac{1}{\chi}} \left[ a \left(\frac{M_H}{P}\right)^{\frac{\chi-1}{\chi}} + (1-a) \left(\frac{e_{M_F}}{P}\right)^{\frac{\chi-1}{\chi}} \right]$$

$$\Omega_H = \left(\frac{1}{\theta} - \sigma\right) \Phi^{\frac{1}{\theta}-1} (1-b) Z^{-\frac{1}{\theta} + \frac{1}{\chi}} a \left(\frac{M_H}{P}\right)^{\frac{\chi-1}{\chi}}$$

$$\Omega_F = \left(\frac{1}{\theta} - \sigma\right) \Phi^{\frac{1}{\theta}-1} (1-b) Z^{-\frac{1}{\theta} + \frac{1}{\chi}} (1-a) \left(\frac{e_{M_F}}{P}\right)^{\frac{\chi-1}{\chi}}$$

$mc_t$  représente le coût marginal de production réel. L'inflation domestique dépend du coût marginal de production, de l'inflation anticipée pour la période suivante ainsi que du choc sur la marge de prix  $\varepsilon_{cp_{H,t}}$ . L'inflation domestique est également déterminée par le terme de l'échange  $s_t$ , de la quantité de monnaie aussi bien nationale qu'étrangère et leurs chocs respectifs, du niveau de prix  $p_t$ , du taux de change nominal  $e_t$  ainsi que du taux d'intérêt  $i_t$ .

### c. Comportement des firmes de détail

Les firmes de détail ont pour principale activité d'importer les biens étrangers différenciés. Pour déterminer le prix en monnaie domestique des biens importés, les firmes sont supposées être en concurrence monopolistiques. Le faible degré de pouvoir de fixation de prix conduit à des déviations de la loi du prix unique dans le court terme. Les firmes de détail fixent les prix à la Calvo en indexation l'inflation actuelle à sa valeur passée. Les paramètres de rigidité de prix et celui d'indexation pour le secteur de détail sont respectivement donnés par  $\theta_F$  et  $\delta_F$ . Par conséquent à chaque période, une fraction  $1 - \theta_F$  des firmes fixent leur prix de façon optimale, alors qu'une autre fraction  $0 < \theta_F < 1$  de prix de biens sont ajustés suivant une règle d'indexation analogue à celle présentée dans l'équation (15). L'indice de prix agrégé à la Dixit-Stiglitz pour les biens étrangers est ainsi donné par

$$P_{F,t} = \left[ (1 - \theta_F) P'_{F,t}{}^{1-\varepsilon} + \theta_F P_{F,t-1} \left( \frac{P_{F,t-1}}{P_{F,t-2}} \right)^{\delta_F} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (20)$$

De la relation ci-dessus, l'expression log-linéaire suivante recoule

$$p'_{F,t} - p_{F,t-1} = \frac{1}{1-\theta_F} \pi_{F,t} - \frac{\delta_F \theta_F}{1-\theta_F} \pi_{F,t-1} \quad (20')$$

La demande à laquelle fait face la firme à la période  $t + \tau$  suivant peut ainsi être présenté par

$$C_{t+\tau|t} = \left( \frac{p'_{F,t}}{P_{F,t+\tau}} \left( \frac{P_{F,t+\tau-1}}{P_{F,t-1}} \right)^{\delta_F} \right)^{-\varepsilon} C_{t+\tau} \quad (21)$$

Les firmes de détail empruntent un montant de  $v_F P_{F,t}^* C_{F,t}$  de prêts domestiques à court terme à un taux nominal  $\tilde{i}_t$ . Le coût total de la firme de détail pour la période  $t$  est donnée par

$$TC_{F,t} = \tilde{e}_t P_{F,t}^* C_{F,t} R_{F,t}$$

Où  $R_{F,t} = 1 + v_F \tilde{i}_t$ ,  $P_{F,t}^*$  est le prix du bien importée pour l'économie étrangère. Le coût marginal nominal pour une firme de détail est par conséquent déterminé par

$$MC_{F,t}^n = \frac{\partial TC_{F,t}}{\partial C_{F,t}(i)} = \tilde{e}_t P_{F,t}^* R_{F,t}$$

La firme choisit le prix optimal pour la période  $\tau$  qui maximise la valeur présente des profits, en prenant en compte la probabilité de ne pas être en mesure de rétablir les prix pour les périodes  $t + \tau$ . Le comportement de la firme sera de maximiser la valeur actuelle anticipé des valeurs futures sous la contrainte de la courbe de la demande représentée par la relation (21)

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \theta_F^\tau Q_{t,t+\tau} C_{F,t+\tau|t} \left[ P'_{F,t} \left( \frac{P_{F,t+\tau-1}}{P_{F,t-1}} \right)^{\delta_F} - \tilde{e}_{t+\tau} P_{F,t+\tau}^* R_{F,t+\tau} \right]$$

Où le facteur  $\theta_F^\tau$  inclus dans la fonction objective de la firme est la probabilité que la firme ne soit pas en mesure d'ajuster ses prix pour les  $\tau$  périodes suivantes. Le problème d'optimisation de la firme implique de ce fait la condition de premier ordre suivante

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \theta_F^\tau Q_{t,t+\tau} C_{F,t+\tau|t} \left[ P'_{F,t} \left( \frac{P_{F,t+\tau-1}}{P_{F,t-1}} \right)^{\delta_F} - \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \tilde{e}_{t+\tau} P_{F,t+\tau}^* R_{F,t+\tau} \right] = 0$$

Le prix optimal pour la période  $t$  résultant de la condition de premier ordre est donné par

$$P'_{F,t} = \frac{\varepsilon \sum_{\tau=0}^{\infty} \theta_F^\tau E_t [Q_{t,t+\tau} C_{F,t+\tau|t} \tilde{e}_{t+\tau} P_{F,t+\tau}^* R_{F,t+\tau}]}{\sum_{\tau=0}^{\infty} \theta_F^\tau E_t \left[ Q_{t,t+\tau} C_{F,t+\tau|t} \left( \frac{P_{F,t+\tau-1}}{P_{F,t-1}} \right)^{\delta_F} \right]} \quad (22)$$

Ce qui donne l'expression log-linéaire suivante :

$$p'_{F,t} - p_{F,t-1} = (1 - \theta_F \beta) (\psi_{F,t} + v_F \tilde{i}_t + \varepsilon_{cp^F,t}) + (1 - \delta_F \theta_F \beta) \pi_{F,t} + (\theta_F \beta) E_t [p'_{F,t+1} - p_{F,t}] \quad (22')$$

L'approximation log-linéaire des équations (20) et (22) permet de dériver une autre courbe de Philips représentée comme suit

$$\pi_{F,t} - \delta_F \pi_{F,t-1} = \beta E_t \left( \pi_{F,t+1} - \delta_F \pi_{F,t} \right) + k_F (\psi_{F,t} + v_F i_t) + \varepsilon_{cp^F,t} \quad (23)$$

Avec  $k_H = \frac{(1-\theta_F)(1-\theta_F\beta)}{\theta_F}$ . L'inflation dans la monnaie domestique des produits importation est déterminé par l'écart de prix actuel  $\psi_{F,t}$ , le taux d'intérêt nominale, les anticipations sur l'inflation future, ainsi que le terme de choc sur la prime de risque  $\varepsilon_{cp^F,t}$ .

#### d. Economie ouverte et parité non-couverte de taux d'intérêt

Le taux de change réel est défini par  $\tilde{q}_t = \tilde{e}_t P_t^*/P_t$ , et le terme de change est donné par  $S_t = P_{F,t}/P_{H,t}$ . Lorsque la loi du prix unique s'applique, la loi de l'écart du prix unique est obtenue par  $\Psi_{F,t} = \tilde{e}_t P_t^*/P_{F,t}$  (où  $P^* = P_{F,t}^*$ ) tel que défini par Monacelli (2005). En utilisant les lettres en minuscules pour désigner les déviations log-linéaires des variables par rapport à leur niveau d'équilibre, l'approximation log-linéaire de l'équation de la prime de risque (relation 7) et de la condition d'arbitrage (relation 12) donne la relation de parité non couverte de taux d'intérêt modifiée comme suit

$$i_t - i_t^* = (1 - \phi_e) E_t \Delta e_{t+1} - \phi_e \Delta e_t - \phi_a a_t + \varepsilon_{rp,t} \quad (24)$$

Où  $\Delta e_t = \pi_t - \pi_t^* + \Delta q_t$  est la variation du taux de change nominal. L'évidence d'un éventuel non-respect du principe de parité de taux d'intérêt non couverte de taux d'intérêt a été démontrée par de nombreuses études. La relation (24) permet au modèle réplique l'évidence empirique d'une possible violation de la parité de taux d'intérêt non couverte en incluant notamment l'effet du taux de change tel que le suggère les études de Eichenbaum et Evans (1995) ainsi que Faust et Rogers (2003).

Comme suggéré par Kollman (2002), la demande extérieure pour les biens domestiques définit par

$$C_{H,t}^* = \varsigma \left( \frac{P_{H,t}^*}{P_t^*} \right)^{-\eta^*} Y_t^* \quad (25)$$

Où  $\varsigma$  représente la part des importations à l'étranger sur le total de la production extérieure et  $\eta^* > 0$  représente l'élasticité de substitution des biens pour le reste du monde.

Le profit des firmes produisant les biens compétitifs est donné par  $\Pi_{f,g,t} = P_t C_t - P_{F,t} C_{F,t} - P_{H,t} C_{H,t}$ . Pour l'économie domestique prise dans son ensemble, tous les profits et transferts forfaitaires sont égaux aux revenus nets en provenance de l'économie domestique et du reste du monde exprimée en monnaie locale

$$\Pi_{f,g,t} + \Pi_{H,t} + \Pi_{F,t} + T_t = P_t C_t - W_t N_t + \tilde{e}_t P_{H,t}^* C_{H,t}^* - \tilde{e}_t P_t^* C_{F,t}^* \quad (26)$$

En insérant cette relation dans la contrainte budgétaire (relation 6), nous obtenons

$$\tilde{e}_t B_t = \tilde{e}_t B_{t-1} (1 + \tilde{r}_{t-1}^*) \phi_t + \tilde{e}_t P_{H,t}^* C_{H,t}^* - \tilde{e}_t P_t^* C_{F,t}^* \quad (27)$$

En divisant la relation (27) par  $P_t Y$  et en utilisant les définitions  $A_t \equiv \tilde{e}_t B_t / \bar{Y} P_t$  et  $\tilde{q}_t = \tilde{e}_t P_t^* / P_t$  ainsi qu'en procédant à quelques résolutions algébriques, l'équation des avoir extérieurs nets peut être ainsi obtenue. En log-linéarisant autour de l'état d'équilibre, la relation suivante en découle

$$a_t = \frac{1}{\beta} a_{t-1} + \alpha (p_{H,t} - p_t + \eta^* (\psi_{F,t} + s_t) + y_t^* - q_t + \eta (p_{F,t} - p_t) - c_t) \quad (28)$$

Avec  $\psi_{F,t} = e_t + p_t^* - p_{F,t}$

Les variables externes sont désignées par un « \* ». Du fait que l'économie mondiale est très large, les flux commerciaux en provenance ou en destination de l'économie domestique sont négligeables en comparaison à l'activité mondiale totale. Ceci implique que  $\alpha^*$  tend vers zéro. Comme conséquence, la consommation du reste du monde est donnée par  $C_t^* = C_{F,t}^*$  lequel implique que le niveau de prix mondial est entièrement déterminé par le prix des biens mondiaux  $P_t^* = P_{F,t}^*$ . De ce qui précède, les équations log-linéaires décrivant le reste du monde peuvent être présentés comme suit :

$$y_t^* - h^* y_{t-1}^* = E_t (y_{t+1}^* - h^* y_t^*) - \sigma^{*-1} (1 - h^*) (i_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) + \sigma^{*-1} (1 - h^*) (\varepsilon_{g,t}^* - \varepsilon_{g,t+1}^*) \quad (29)$$

$$\pi_t^* - \delta^* \pi_{t-1}^* = \beta E_t (\pi_{t+1}^* - \delta^* \pi_t^*) + \kappa^* (m c_t^* + \varepsilon_{cp,t}^*) \quad (30)$$

$$\text{Avec } \kappa^* = \frac{(1-\theta^*)(1-\theta^*\beta)}{\theta^*}$$

$$m c_t^* = \varphi^* y_t^* - (1 + \varphi^*) \varepsilon_{a,t}^* + \sigma^* (1 - h^*)^{-1} (y_t^* - h^* y_{t-1}^*) + v^* i_t^* \quad (31)$$

$$i_t^* = \rho_R^* i_{t-1}^* + (1 - \rho_R^*) (\chi_\pi^* \pi_t^* + \chi_y^* y_t^* + \chi_{\Delta y}^* \Delta y_t^*) + \varepsilon_{R,t}^*$$

Où  $\varepsilon_{cp,t}^*$  et  $\varepsilon_{R,t}^*$  représentent respectivement les chocs sur la marge de prix et de la politique monétaire au niveau du reste du monde.

Hormis les équations ci-haut dérivées, quelques relations additionnelles auront à compléter le modèle à savoir

- Le taux de change réel

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t = \psi_{F,t} + (1 - \alpha) s_t$$

**e. Politique monétaire**

La règle de politique monétaire utilisé dans le cadre du présent travail est représentée comme suit :

$$i_t = \rho_R i_{t-1} + (1 - \rho_R) (\chi_\pi \pi_t + \chi_y y_t + \chi_{\Delta e} \Delta e_t) + \varepsilon_{R,t} \quad (32)$$

Avec  $\varepsilon_{R,t} \sim i.i.d. (0, \sigma_{\varepsilon_R}^2)$

$\chi_\pi$ ,  $\chi_y$  et  $\chi_{\Delta e}$  sont des coefficients qui mesurent les réponses de la banque centrale aux déviations de l'inflation ( $\pi_t$ ), de la production ( $y_t$ ) et des variations du taux de change ( $\chi_{\Delta e}$ ) par rapport à leurs niveaux d'équilibre.  $\rho_R$  est le coefficient de lissage du taux d'intérêt dans le temps.

**f. Conditions d'efficience et équilibre du modèle**

Les conditions d'efficience de marché de l'économie domestique et du reste du monde requièrent respectivement que

$$Y_{H,t} = C_{H,t} + C_{H,t}^* \text{ et } Y_t^* = C_t^* \quad (33)$$

En utilisant les équations de dépense domestique, de la demande extérieure et de la relation (33), la contrainte de ressource pour l'économie domestique peut être représentée comme suit

$$Y_{H,t} = (1 - \alpha) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \left( \frac{P_{H,t}^*}{P_t^*} \right)^{-\eta} Y_t^* \quad (34)$$

L'équation (34) peut être représentée sous la forme log-linéaire suivante :

$$y_t = (1 - \alpha) c_t + \alpha \left( (1 - \alpha) \eta + \eta^* \right) s_t + \alpha \eta^* \psi_{F,t} + \alpha y_t^* \quad (35)$$

**2. Présentation de la technique d'estimation**

Le modèle présenté dans la section précédente peut être résolu en utilisant diverses méthodes standard, notamment celles développées par Blanchard et Khan (1980), King et Watson (1998), Uhlig (1999), Klein (2000) et Sims (2002). Dans le cadre de ce travail, l'approche bayésienne a été utilisée en vue d'obtenir de mesurer les paramètres 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 dans l'estimation des paramètres structurels en simulant les distributions postérieures. Cette méthodologie fournit également un moyen élégant d'incorporer les informations a priori sur les paramètres provenant aussi bien des études microéconomiques que des exercices macroéconomiques précédents et, par conséquent, crée 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 chaque modèle est 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 :

$$p(\theta|Y^T) = \frac{L(Y^T|\theta)p(\theta)}{\int L(Y^T|\theta)p(\theta)d\theta} \propto L(Y^T|\theta)p(\theta) \quad (36)$$

Où  $p(\theta)$  indique la densité à priori du vecteur paramètre  $\theta$ ,  $L(Y^T|\theta)$  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 postérieure permet d'implémenter l'inférence bayésienne. 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 :

$$E[g(\theta)|Y^T] = \int g(\theta)p(\theta|Y^T)d\theta = \frac{\int g(\theta)p^*(\theta|Y^T)d\theta}{\int p^*(\theta|Y^T)d\theta} = \frac{\int g(\theta)L(Y^T|\theta)p(\theta)d\theta}{\int L(Y^T|\theta)p(\theta)d\theta} \quad (37)$$

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

En vue d'obtenir les résultats de la densité postérieure, l'algorithme de Metropolis MCMC MH (Monte Carlo Markov Chain-Metropolis Hasting algorithm) est utilisé. Le filtre de Kalman est utilisé à cet effet en vue 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 :

$$\wp_t = F(\theta) + G(\theta)\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim nid(0, I) \quad (38)$$

$$Y_t = H(\theta)\wp_t \quad (39)$$

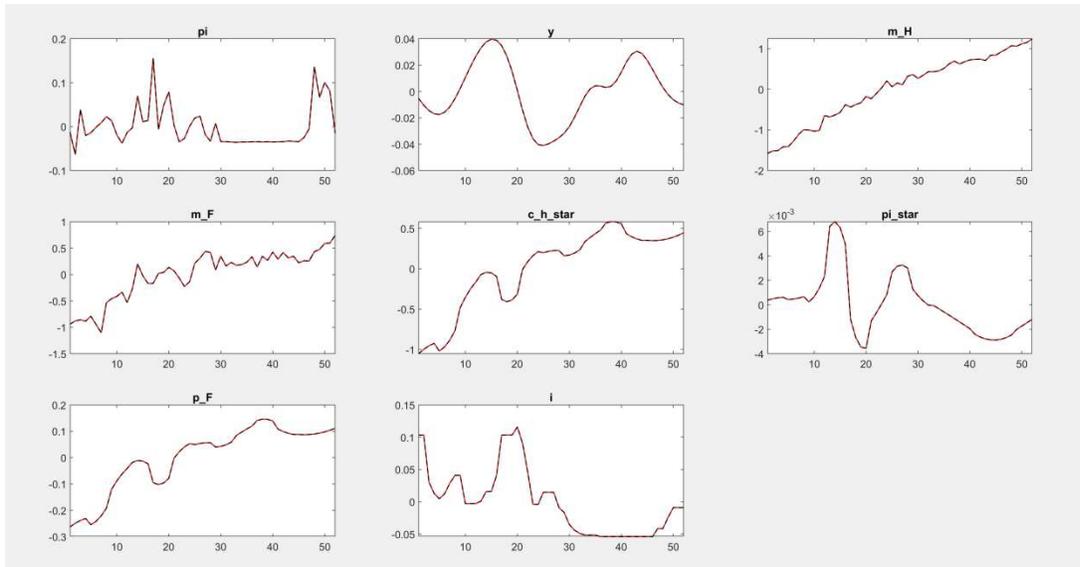
Où  $F(\theta)$ ,  $G(\theta)$  et  $H(\theta)$  sont des fonctions non linéaires du vecteur  $\theta$  des paramètres structurels.  $\wp_t$  Représente le vecteur des variables d'état incluant notamment les variables endogènes et les variables anticipées.  $\varepsilon_t$  représente le vecteur de chocs d'innovations. La représentation espace-état est décrit par l'équation de transition (38) et l'équation de mesure (39).

### 3. Estimation du modèle, présentation et discussion des résultats

En vue de procéder à l'analyse empirique le modèle présenté ci-haut a été linéarisé autour des variables d'équilibre. Les données ont été de fréquence trimestrielle allant de 2002q1 à 2016q4.

Six variables ont principalement été utilisées 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 mondiale, l'écart de production, le taux directeur en variation, l'écart de production, le taux de croissance du PIB et le taux de change en variation. En vue d'obtenir le taux de croissance du PIB en rythme trimestriel, ce dernier a été trimestrialisé en utilisant l'approche de Litterman (1983). La figure suivante présente les variables prises en compte pour l'estimation du modèle de référence.

**Figure 1** : Evolution historique des variables observées dans le modèle



Les moyennes des variables utilisées ont été linéarisées, à l'exception du taux d'intérêt, et soustraites initialement de leur moyenne. L'écart de production a été obtenu en utilisant un PIB potentiel calculé en utilisant le filtre de Hodrick et Prescott (1977). L'algorithme d'optimisation utilisé en vue d'obtenir les estimations initiales du mode de la distribution postérieure du vecteur des paramètres est celui de Monte Carlo, à l'instar de notre précédente étude (Umba, 2017).

La distribution beta a été utilisé pour confiner les paramètres dans un intervalle unitaire pour les processus AR(1) des chocs simulés. Les distributions Gamma et Normale ont été utilisé pour représenter les paramètres dans  $\mathbb{R}^+$ . La distribution Gamma inverse a été choisie pour tenir compte de la précision des chocs.

Tous les paramètres 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. La définition des valeurs de paramètres a priori a été fait tantôt en recourant à certaines valeurs fournies dans la littérature, tantôt par le jugement de l'auteur en raison de l'expérience particulière à la RD Congo et du faible nombre d'étude utilisant cette technique pour les pays d'Afrique subsaharienne. Au regard des contraintes d'estimations, plusieurs paramètres, principalement du reste du monde, ont été calibrés comme suit :

**Tableau 1** : Calibration de quelques paramètres du reste du monde

$\beta$	$\rho_g^*$	$\rho_{cp}^*$	$\rho_a$	$\rho_R^*$	$\rho_{RR}^*$	$\rho_a^*$	$h^*$	$\delta^*$	$v_H=v_F=v^*$	$\theta^*$
0.95	0.9	0.7	0.9	0.4	0.5	0.8	0.6	0.5	0.1	0.7

En outre, le degré préférence pour la monnaie nationale sur l'ensemble des avoirs monétaires a été fixé à 0.1 en vue de correspondre au degré de dollarisation financière de l'économie congolaise. Le degré de préférence pour la consommation à l'utilité pour les encaisses a été établie à 0.7.

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

**Tableau 2** : Densités à priori des paramètres du modèle

Paramètres	Symboles	Prior mean	Mode	Std. Deviation	Prior	Pstdev
Part des biens étrangers dans le panier de consommation globale	$\alpha$	0.4	0.0563	0.0074	gamm	0.1
Degré de persistance des habitudes au niveau domestique	$h$	0.9	0.9053	0.0087	beta	0.1
Elasticité de substitution inter-temporelle	$\sigma$	1.15	1.3276	0.0536	gamm	0.1
Elasticité de substitution inter-temporelle - RDM	$\sigma^*$	1	0.8975	0.0327	gamm	0.1
Elasticité de substitution entre les produits nationaux et étrangers au niveau domestique	$\eta$	1	0.3831	0.0846	gamm	0.4
Elasticité de substitution entre les produits nationaux et étrangers au niveau du reste du monde	$\eta^*$	1	1.3466	0.0826	gamm	0.4
Degré d'indexation à l'inflation passée – produits domestiques	$\delta_H$	0.5	0.347	0.0249	gamm	0.1
Degré d'indexation à l'inflation passée – produits en détails	$\delta_F$	0.5	0.589	0.0384	gamm	0.1
Probabilité d'indexation de prix à la Calvo – firmes domestiques	$\theta_H$	0.5	0.5658	0.0255	beta	0.1
Probabilité d'indexation de prix à la Calvo – firmes de détail	$\theta_F$	0.5	0.4694	0.0453	gamm	0.1
Elasticité d'offre du travail domestique	$\varphi$	1	0.8972	0.0185	gamm	0.1
Elasticité d'offre du travail du reste du monde	$\varphi^*$	1	0.9262	0.028	gamm	0.1
Coefficient du taux de change – UIP condition	$\phi_e$	0.5	0.2492	0.0192	gamm	0.1
Coefficient des innovations technologiques – UIP condition	$\phi_a$	0.2	0.0434	0.0579	gamm	0.1
Coefficient inflation – règle de Taylor domestique	$\chi_\pi$	1.8	1.7277	0.0254	gamm	0.1
Coefficient inflation – règle de Taylor /Reste du monde	$\chi_{\pi^*}$	1.8	1.9575	0.0279	gamm	0.1
Coefficient output gap – règle de Taylor domestique	$\chi_y$	0.3	0.2372	0.015	gamm	0.1
Coefficient output gap – règle de Taylor/Reste du monde	$\chi_{y^*}$	0.3	0.3959	0.0188	gamm	0.1
Coefficient taux de change – règle de Taylor domest.	$\chi_e$	0.9	0.8345	0.0307	gamm	0.1

## Choc externes et activité économique en RD Congo : une analyse DSGE

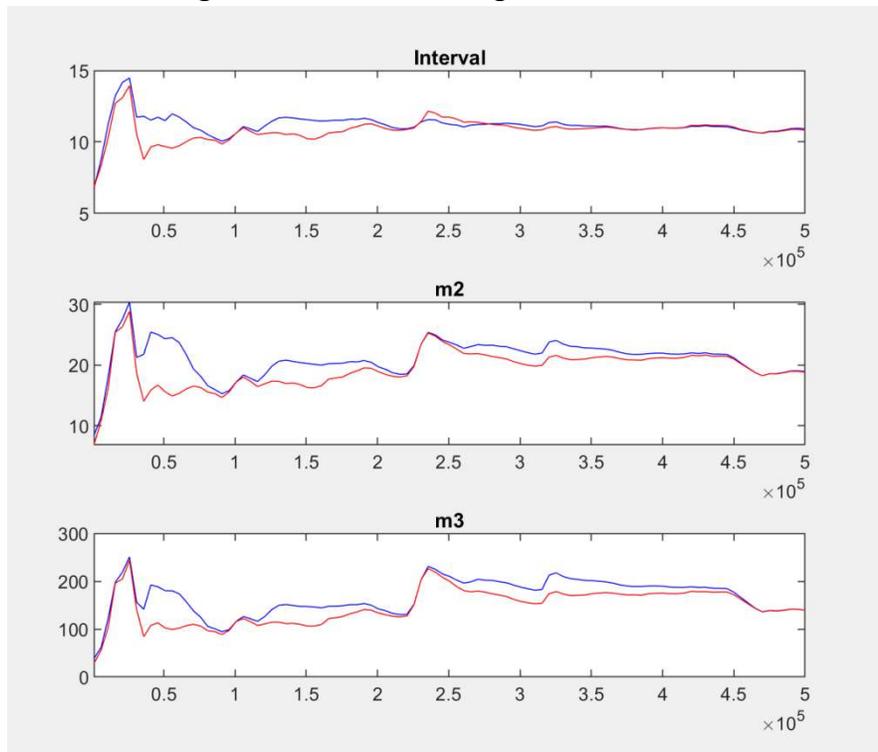
Elasticité de substitution entre la consommation et les encaisses	$\theta$	0.5	0.413	0.0427	gamm	0.1
Elasticité de substitution entre monnaie nationale et devise étrangère	$\chi$	0.7	0.829	0.0448	gamm	0.1
Préférence, AR(1)	$\rho_g$	0.9	0.7169	0.019	beta	0.15
Marge de prix des biens domestiques, AR(1)	$\rho_{cp,H}$	0.9	0.9232	0.0282	beta	0.15
Marge de prix des biens importés, AR(1)	$\rho_{cp,F}$	0.9	0.9176	0.0319	beta	0.15
Prime de risque, AR(1)	$\rho_{rp}$	0.6	0.5194	0.0191	beta	0.15
Taux d'intérêt, persistance	$\rho_R$	0.5	0.6811	0.0233	beta	0.25
Persistance, Choc de politique monétaire	$\rho_{RR}$	0.6	0.221	0.0335	beta	0.2
Persistance, encaisses locales	$\rho_{MH}$	0.75	0.8633	0.0231	beta	0.15
Persistance, encaisses étrangères	$\rho_{MF}$	0.7	0.969	0.0194	beta	0.15
Ecart-type - préférences	$\varepsilon_{g,t}$	0.1	0.1779	0.0213	invg	Inf
Ecart-type, choc courbe de Phillips H	$\varepsilon_{cp^H,t}$	0.1	0.0281	0.0045	invg	Inf
Ecart-type, choc courbe de Phillips F	$\varepsilon_{cp^F,t}$	0.1	0.0401	0.0061	invg	Inf
Ecart-type, choc prime de risque	$\varepsilon_{rp,t}$	0.1	0.0296	0.0048	invg	Inf
Ecart-type, Choc politique monétaire	$\varepsilon_{R,t}$	0.1	0.0344	0.0036	invg	Inf
Ecart-type, Choc politique monétaire -RDM	$\varepsilon_{R^*,t}$	0.1	0.0176	0.0026	invg	Inf
Ecart-type, choc courbe de Phillips RDM	$\varepsilon_{cp^*,t}$	0.1	0.0345	0.0149	invg	Inf
Ecart-type - technologie	$\varepsilon_{a^*,t}$	0.1	0.0293	0.0067	invg	Inf
Ecart-type, Choc demande de monnaie étrangère	$\varepsilon_{MF,t}$	0.1	0.3762	0.0898	invg	Inf
Final value of minus the log posterior (or likelihood)		649.737296				

Le test de diagnostic univarié des chaînes 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 24,20 et 23,03%, ce qui est plutôt satisfaisant. Si les résultats sont concluants, deux choses devraient se produire. En premier, les résultats devraient être similaires au sein de n'importe quel éventail de simulation MH. En second, les résultats entre les différentes chaînes devraient être proches tel qu'indiqué par Pfeifer (2014). 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 résultats soient sensibles, ceux-ci devraient être relativement constants et devraient converger pour le plus grand nombre des paramètres.

Les diagnostics de convergence multivariée sont basés sur la portée de la fonction de vraisemblance postérieure au lieu des paramètres individuels. La figure ci-dessous illustre la proximité des deux lignes, ce qui indique la convergence des paramètres. Les variables historiques et lissés des variables observées sont représentés sur la figure 2. 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 donc que la chaîne de Markov a convergé vers ses distributions stationnaires après le nombre d'itérations défini.

**Figure 2 : Test de convergence multivariée**



A cet effet, nous allons en premier présenter les résultats du modèle de référence considérant que le régime appliqué est un régime de flottement administré. Ceci suppose qu'il est considéré que la politique monétaire agit en vue de lisser les fluctuations du taux de change tel que représentée par l'équation (3.32) repris ci-dessous :

$$i_t = \rho_R i_{t-1} + (1 - \rho_R) (\chi_\pi \pi_t + \chi_y y_t + \chi_{\Delta e} \Delta e_t) + \varepsilon_{R,t}$$

avec  $\varepsilon_{R,t} \sim i.i.d. (0, \sigma_{\varepsilon_R}^2)$

**Tableau 3 : Estimations à posteriori des paramètres du modèle**

Paramètres	Symboles	Prior mean	Post. Mean	90% HPD_interval		Prior	Pstdev
Part des biens étrangers dans le panier de consommation globale	$\alpha$	0.4	0.0576	0.0448	0.0692	gamm	0.1
Degré de persistance des habitudes au niveau domestique	$h$	0.9	0.9016	0.8882	0.9152	beta	0.1
Elasticité de substitution inter-temporelle	$\sigma$	1.15	1.3749	1.2112	1.5337	gamm	0.1
Elasticité de substitution inter-temporelle - RDM	$\sigma^*$	1	1.0474	0.9114	1.1901	gamm	0.1
Elasticité de substitution entre les produits nationaux et étrangers au niveau domestique	$\eta$	1	0.4013	0.2136	0.5792	gamm	0.4

## Choc externes et activité économique en RD Congo : une analyse DSGE

Elasticité de substitution entre les produits nationaux et étrangers au niveau du reste du monde	$\eta^*$	1	1.3437	1.1713	1.513	gamm	0.4
Degré d'indexation à l'inflation passée – produits domestiques	$\delta_H$	0.5	0.3295	0.2389	0.4255	gamm	0.1
Degré d'indexation à l'inflation passée – produits en détails	$\delta_F$	0.5	0.6334	0.4741	0.796	gamm	0.1
Probabilité d'indexation de prix à la Calvo – firmes domestiques	$\theta_H$	0.5	0.5027	0.3697	0.634	beta	0.1
Probabilité d'indexation de prix à la Calvo – firmes de détail	$\theta_F$	0.5	0.4875	0.3421	0.5926	gamm	0.1
Elasticité d'offre du travail domestique	$\varphi$	1	1.0641	0.9074	1.1971	gamm	0.1
Elasticité d'offre du travail du reste du monde	$\varphi^*$	1	0.9233	0.792	1.0399	gamm	0.1
Coefficient du taux de change – UIP condition	$\phi_e$	0.5	0.2646	0.2033	0.3282	gamm	0.1
Coefficient des innovations technologiques – UIP condition	$\phi_a$	0.2	0.0582	0.0166	0.0969	gamm	0.1
Coefficient inflation – règle de Taylor domestique	$\chi_\pi$	1.8	1.7858	1.6922	1.8972	gamm	0.1
Coefficient inflation – règle de Taylor /Reste du monde	$\chi_{\pi^*}$	1.8	2.0972	1.9464	2.2189	gamm	0.1
Coefficient output gap – règle de Taylor domestique	$\chi_\gamma$	0.3	0.2204	0.1236	0.3159	gamm	0.1
Coefficient output gap – règle de Taylor/Reste du monde	$\chi_{\gamma^*}$	0.3	0.4117	0.2791	0.5505	gamm	0.1
Coefficient taux de change – règle de Taylor domest.	$\chi_e$	0.9	0.8409	0.7281	0.9625	gamm	0.1
Elasticité de substitution entre la consommation et les encaisses	$\theta$	0.5	0.4133	0.3538	0.4755	gamm	0.1
Elasticité de substitution entre monnaie nationale et devise étrangère	$\chi$	0.7	0.8262	0.7562	0.9006	gamm	0.1
Préférence, AR(1)	$\rho_g$	0.9	0.7014	0.6233	0.7806	beta	0.15
Marge de prix des biens domestiques, AR(1)	$\rho_{cp,H}$	0.9	0.9111	0.8451	1	beta	0.15
Marge de prix des biens importés, AR(1)	$\rho_{cp,F}$	0.9	0.9119	0.874	0.952	beta	0.15
Prime de risque, AR(1)	$\rho_{rp}$	0.6	0.5071	0.4244	0.5964	beta	0.15
Taux d'intérêt, persistance	$\rho_R$	0.5	0.6833	0.6036	0.7665	beta	0.25
Persistance, Choc de politique monétaire	$\rho_{RR}$	0.6	0.1993	0.1125	0.2842	beta	0.2
Persistance, encaisses locales	$\rho_{MH}$	0.75	0.6877	0.4698	0.9318	beta	0.15
Persistance, encaisses étrangères	$\rho_{MF}$	0.7	0.9615	0.933	0.9916	beta	0.15
Ecart-type - préférences	$\varepsilon_{g,t}$	0.1	0.1827	0.1476	0.2175	invg	Inf
Ecart-type, choc courbe de Phillips H	$\varepsilon_{cp^H,t}$	0.1	0.0294	0.0235	0.0351	invg	Inf
Ecart-type, choc courbe de Phillips F	$\varepsilon_{cp^F,t}$	0.1	0.0423	0.0345	0.0498	invg	Inf
Ecart-type, choc prime de risque	$\varepsilon_{rp,t}$	0.1	0.0313	0.0246	0.0382	invg	Inf
Ecart-type, Choc politique monétaire	$\varepsilon_{R,t}$	0.1	0.0359	0.027	0.0446	invg	Inf
Ecart-type, Choc politique monétaire -RDM	$\varepsilon_{R^*,t}$	0.1	0.0186	0.0147	0.0223	invg	Inf
Ecart-type, choc courbe de Phillips RDM	$\varepsilon_{cp^*,t}$	0.1	0.039	0.0235	0.0549	invg	Inf
Ecart-type - technologie	$\varepsilon_{a^*,t}$	0.1	0.0311	0.022	0.04	invg	Inf
Ecart-type, Choc demande de monnaie étrangère	$\varepsilon_{MF,t}$	0.1	0.3957	0.295	0.4889	invg	Inf
Log data density [Laplace approximation]		649.737296					

Les résultats de l'estimation bayésienne sont présentés dans le tableau 3 ci-haut. Quelques résultats semblent soutenir la réalité économique en RD Congo. Nous y inscrivons l'élasticité de

substitution entre monnaie nationale et devises étrangères qui est estimé à 82.62%. Le degré de persistance des habitudes de consommation est quant à lui estimé à 0.9. Les degrés d'indexation à l'inflation passée des produits domestiques ainsi que des produits de détail sont fixés respectivement à 32.95% et 63.34%. L'élasticité de substitution entre les produits nationaux et étrangers au niveau domestique est quant à elle fixée à 40.13%. L'élasticité de substitution inter-temporelle est quant à elle estimée à 1.3749. Le coefficient du taux de change dans l'équation modifiée de parité de taux d'intérêt non-couverte est estimée à 0.2646, tandis que celui des innovations technologiques est de 0.0582. Ceci confirme l'impact du taux de change dans l'évaluation de la prime de risque pour les actifs nationaux.

Les coefficients attachés à l'inflation, à l'écart de production et au taux de change dans la règle de la politique monétaire en cas d'un régime de flottement administré sont respectivement de 1.7858, 0.2204 et 0.8409. Ceci indique que la politique monétaire réagit plus sévèrement 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 de demande de monnaie étrangère semblent plus persistents que ceux pour la demande de monnaie nationale avec une ampleur de 0.9615 contre 0.6877.

#### **A. Analyse des fonctions de réponse impulsionnelles aux chocs externes pour le modèle de référence (flottement administré)**

Les réponses impulsionnelles bayésiennes sont calculées en vue d'évaluer la réponse de l'économie aux différents types de chocs pris en compte dans notre modèle. L'ampleur du choc dans chaque cas correspond à l'écart-type dudit choc dans le modèle estimé. Les résultats sont présentés sur les figures qui suivent. Les surfaces en gris représentent les intervalles de densité postérieure les plus élevées. Les

##### **1. Chocs affectant la prime de risque**

Le modèle présenté ci-dessus offre une belle illustration de la manière dont la prise en compte de la prime de risque impacte la parité de taux d'intérêt non couverte. Les figures suivantes illustrent l'effet d'un choc à la hausse du niveau de la prime de risque sur quelques principaux indicateurs macroéconomiques.

Figure 3.a. : Réponse à un choc sur la prime de risque

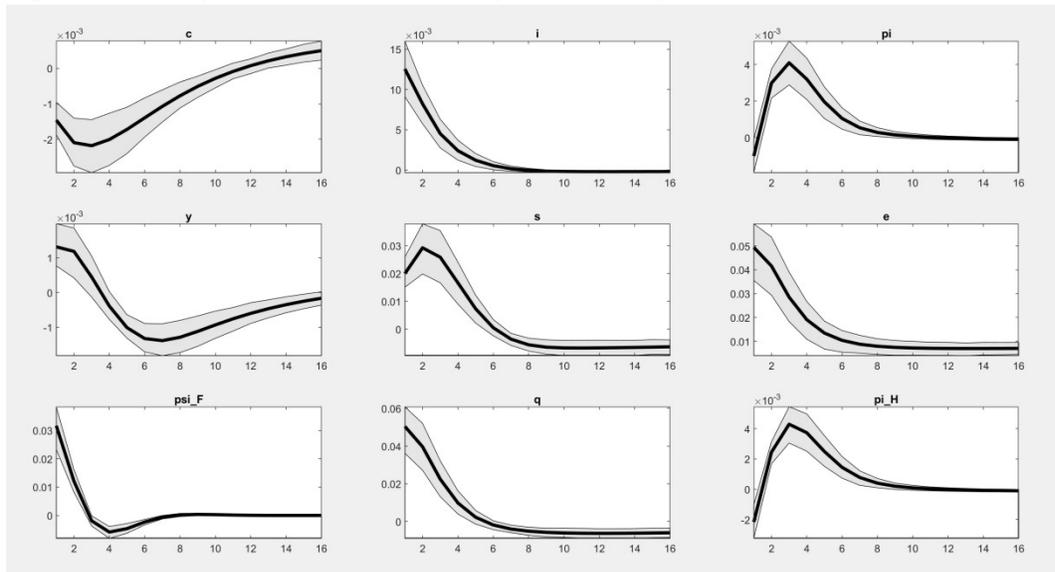
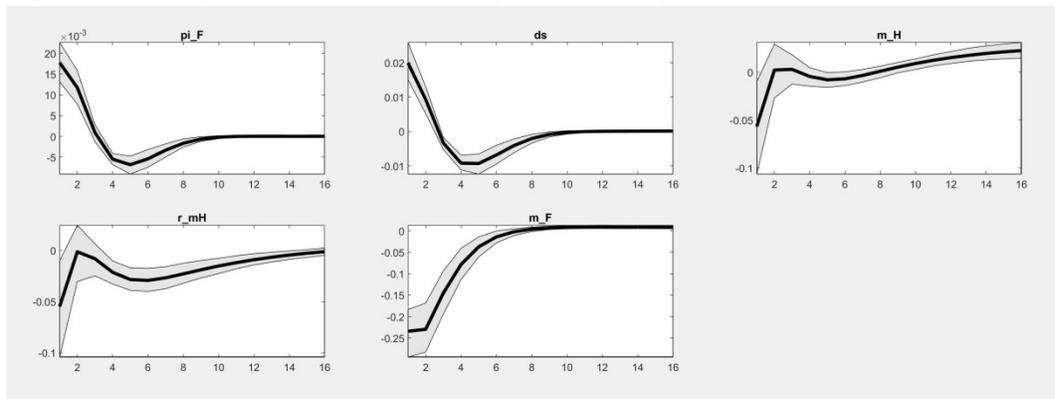


Figure 3.b. : Réponse à un choc sur la prime de risque (suite)



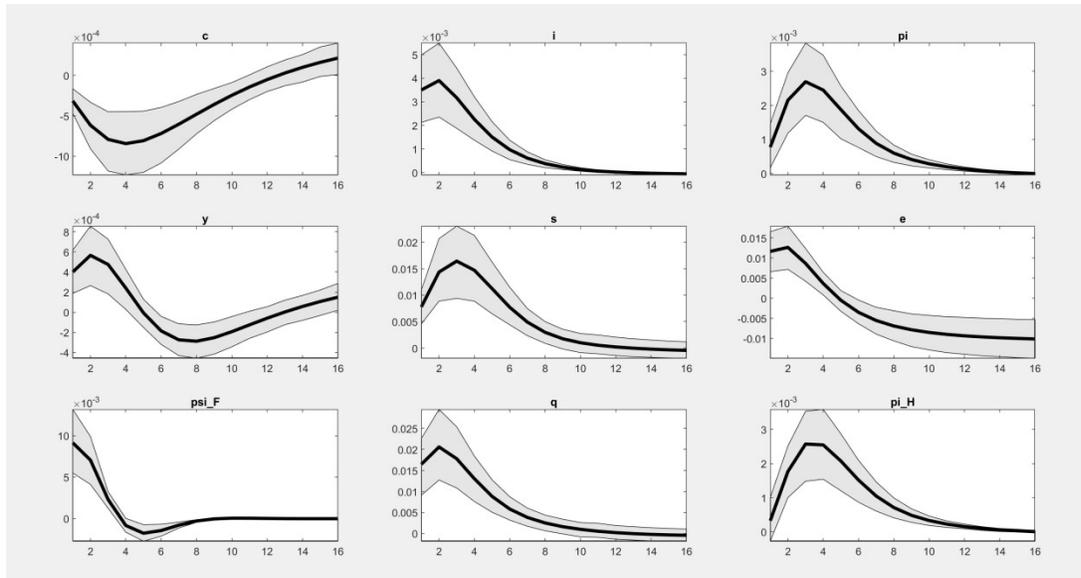
Un choc positif sur la prime de risque affecte négativement la consommation pour une durée plus ou moins longue (16 trimestres). Ceci amène à une hausse du taux d'intérêt domestiques au regard de ses effets sur la dépréciation du taux de change et sur l'inflation. En effet, il s'observe qu'au cours des premiers trimestres, le taux de change est négatif, et ce, jusqu'à 8 trimestres après la survenance du choc. La même durée s'applique pour l'inflation. L'écart de production demeure toutefois positif durant les trois premiers trimestres avant de devenir négatif pour le restant des trimestres. Face au choc sur la prime de risque et au ralentissement de l'activité économique qu'elle engendre, la demande de monnaie locale et étrangère se contracte. Toutefois, la quantité de monnaie étrangère de contracte à une ampleur plus forte que celle en monnaie nationale.

## 2. Chocs affectant l'inflation mondiale

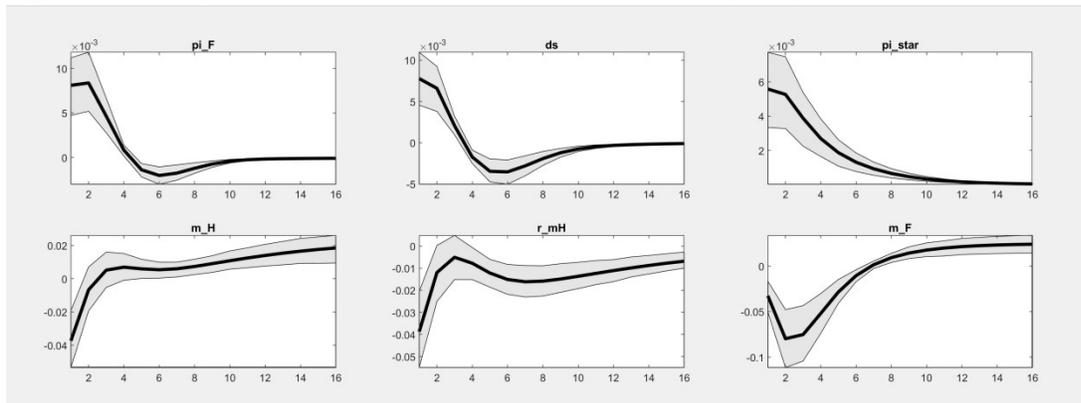
Le choc affectant l'inflation mondiale a été prise en compte en vue de cerner toutes les variations de prix ont niveau mondial ayant un effet sur les prix domestiques. Ainsi par extension, ces chocs

peuvent inclure les variations de prix des produits alimentaires au niveau mondial, les produits pétroliers ainsi que divers autres produits importés en provenance du reste du monde.

**Figure 4.a. :** Réponse à un choc sur l'inflation mondiale



**Figure 4.b. :** Réponse à un choc sur l'inflation mondiale (suite)



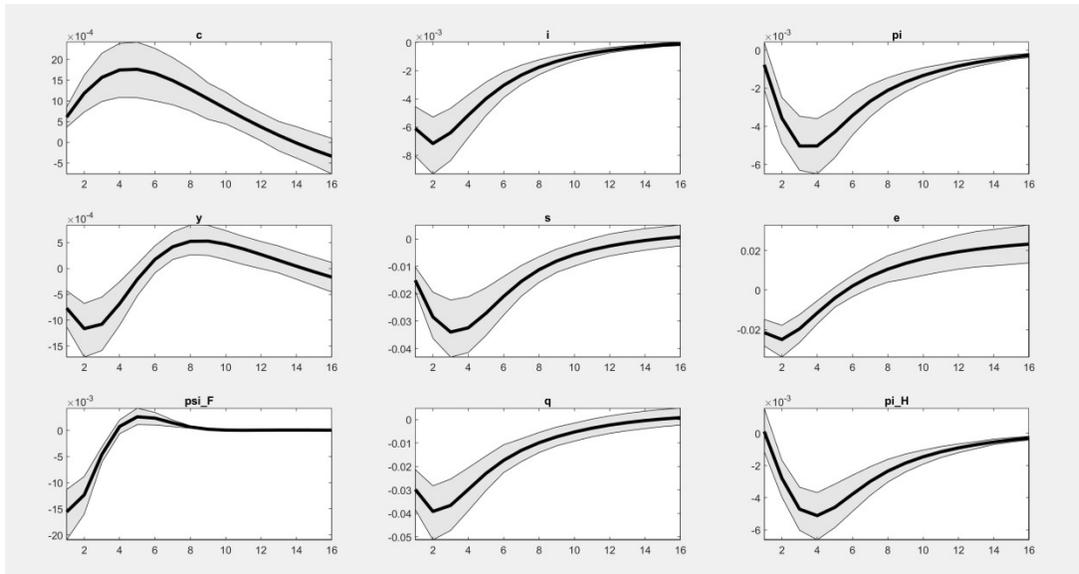
Un choc positif sur l'inflation mondiale a pour conséquence d'augmenter sensiblement l'inflation domestique. L'augmentation de l'inflation amène à réduire la consommation locale. Le taux directeur réagit positivement à la variation à la hausse du niveau des prix au regard. L'écart de production demeure quant à lui positif pour les trois premiers trimestres avant d'être négatif jusqu'au 13<sup>ème</sup> trimestre suivant le choc. L'activité économique reprend son envol à partir du 14<sup>ème</sup> trimestre. L'inflation mondial diminue le stock de monnaie aussi bien en monnaie nationale qu'en monnaie étrangère.

### 3. Choc technologique au niveau mondial

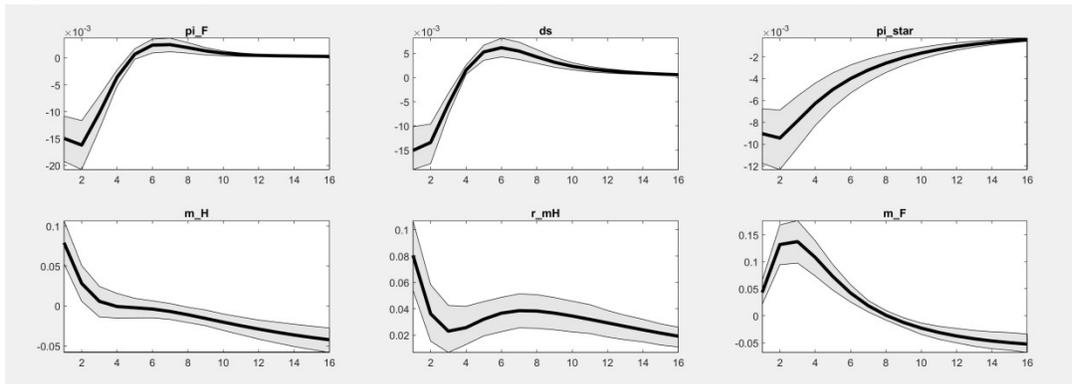
Le choc technologique au niveau mondial se rapporte à toute innovation technique au niveau mondial affectant la production mondiale. Ainsi, les progrès en matières de découvertes

scientifiques et les nouvelles techniques de production sont à inscrire dans cette catégorie de chocs.

**Figure 5.a. :** Réponse à un choc sur la productivité mondiale



**Figure 5.b. :** Réponse à un choc sur la productivité mondiale (suite)



Un choc technologique au niveau mondial a pour effet d'augmenter la consommation locale tout en baissant le niveau des prix domestiques. En outre, ledit choc entraîne une appréciation du taux de change nominale réel. Ceci amène l'autorité monétaire à une politique monétaire expansionniste. L'output gap demeure toutefois négatif jusqu'au 6<sup>ème</sup> trimestre, après quoi ce dernier devient positif pour les périodes suivantes.

La quantité de monnaie étrangère réagit positivement au choc technologique du reste du monde entraînant son augmentation jusqu'au 7<sup>ème</sup> trimestre après la survenance du choc. Toutefois, la quantité de monnaie nationale se contracte à l'inverse.

#### 4. Choc monétaire restrictif au niveau mondial

Le choc monétaire restrictif au niveau mondial est perçu comme étant le fait d'augmenter, au niveau mondial, le niveau du taux d'intérêt. En d'autres termes, il traduit un resserrement des conditions monétaires au niveau du reste du monde.

Figure 6.a. : Réponse à un choc monétaire restrictif au niveau mondial

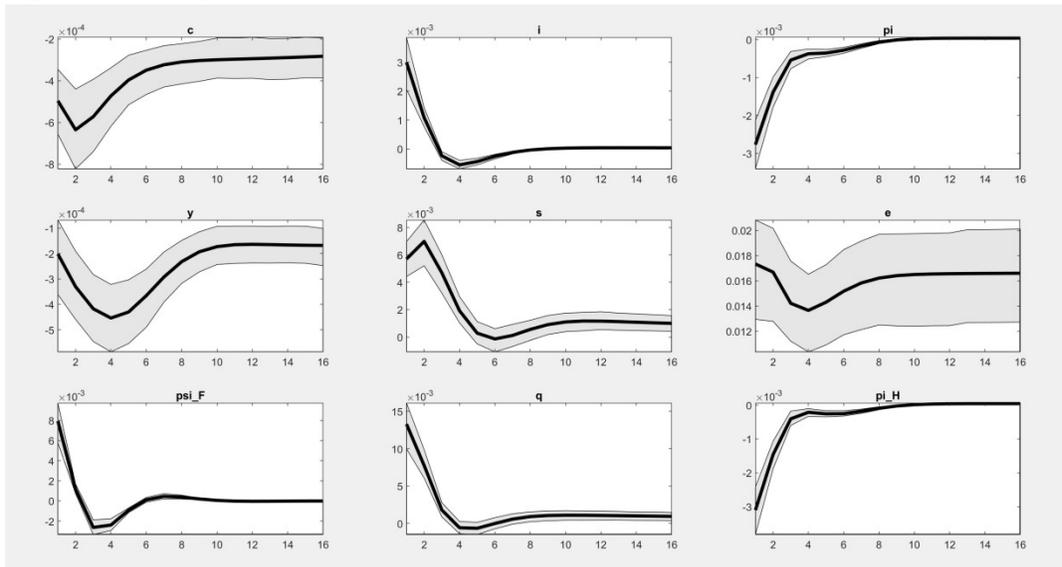
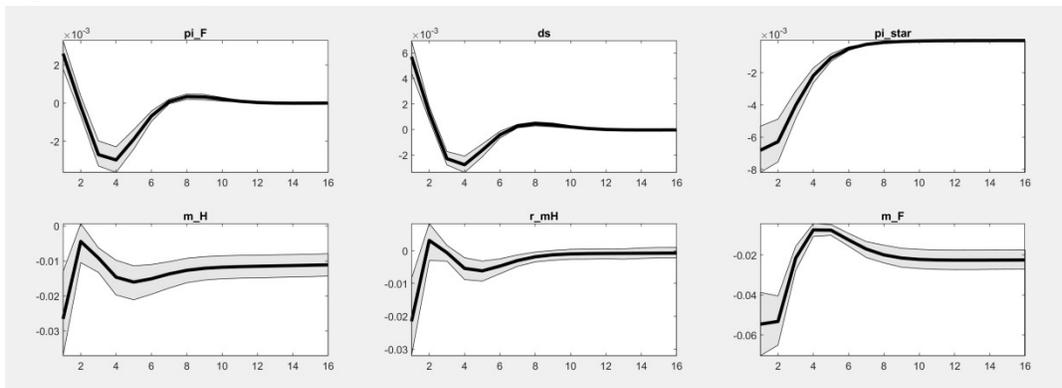


Figure 6.b. : Réponse à un choc monétaire restrictif au niveau mondial (suite)



Un choc positif sur le taux d'intérêt étranger a pour effet d'entraîner un relèvement du taux d'intérêt au niveau national. Ceci a pour effet de diminuer les tensions inflationnistes et de réduire le niveau de consommation ainsi que l'activité économique. Le taux de change se déprécie et la quantité de monnaie aussi bien domestique qu'étrangère se contracte.

#### B. Analyse de la décomposition historique des variables clés du modèle

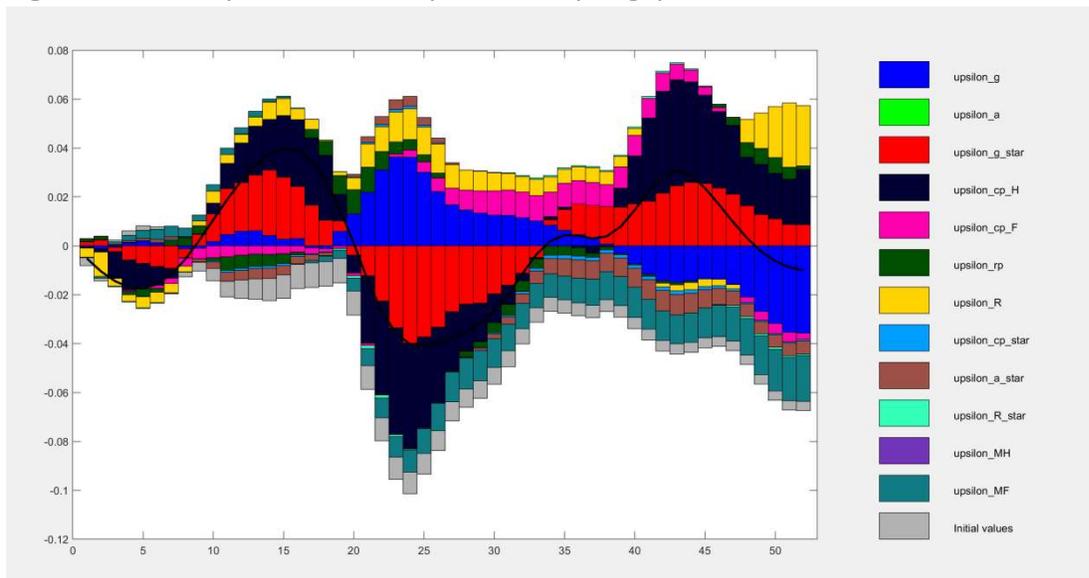
L'un des principaux objectifs des modèles en économie ouverte est d'expliquer le rôle joué par les chocs aussi bien internes qu'externes sur l'évolution de l'activité économique. Pour ce faire l'analyse des décompositions historiques des principales variables a été effectuée sur les données

allant de 2005 à 2017 en vue d'évaluer la capacité du modèle à expliquer leurs déterminants durant la période sous analyse.

### 1. Décomposition historique de l'output gap

La décomposition historique de l'output gap révèle que les chocs sur les préférences de consommation au niveau mondial ainsi que d'inflation domestique ont évolué d'une manière procyclique à l'activité économique. Depuis 2010, les chocs négatifs sur les encaisses en monnaie étrangère ont contribué à un écart de production négatif. Les autres chocs n'ont contribué que de manière marginale à l'explication de l'évolution de l'output gap.

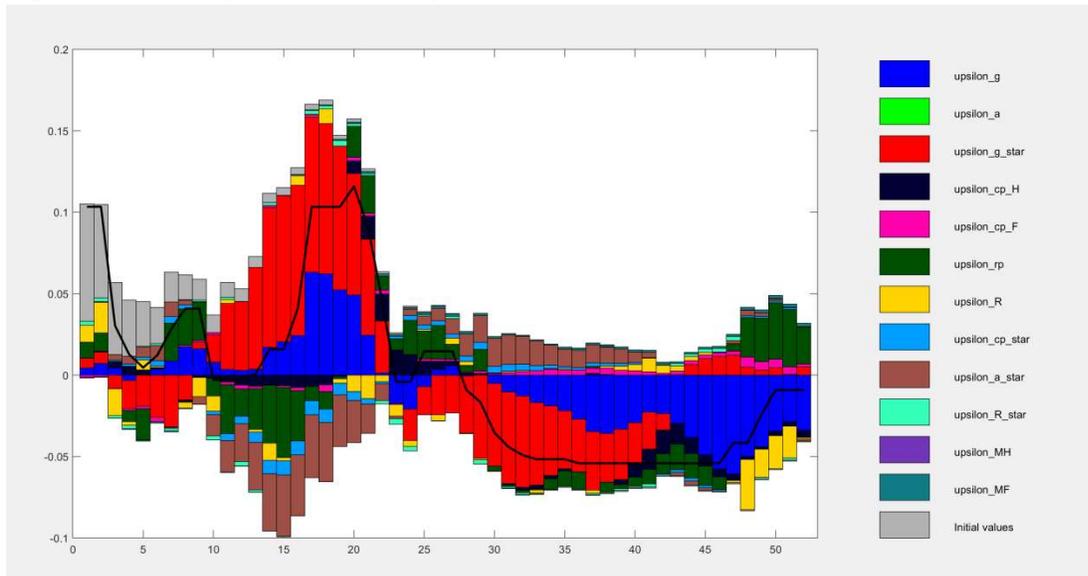
Figure 7 : Décomposition historique de l'output gap



### 2. Décomposition historique du taux directeur

L'analyse de la décomposition historique du taux directeur révèle que l'évolution de ce dernier a été principalement le choc des préférences de consommation aussi bien domestique qu'étranger ainsi que par l'évolution de la prime de risque et des chocs technologiques au niveau mondial. Il sied d'indiquer que la politique monétaire à réagit positivement et plus sensiblement aux chocs sur les préférences de consommation aussi bien domestique qu'étranger.

**Figure 8 : Décomposition historique du taux directeur**

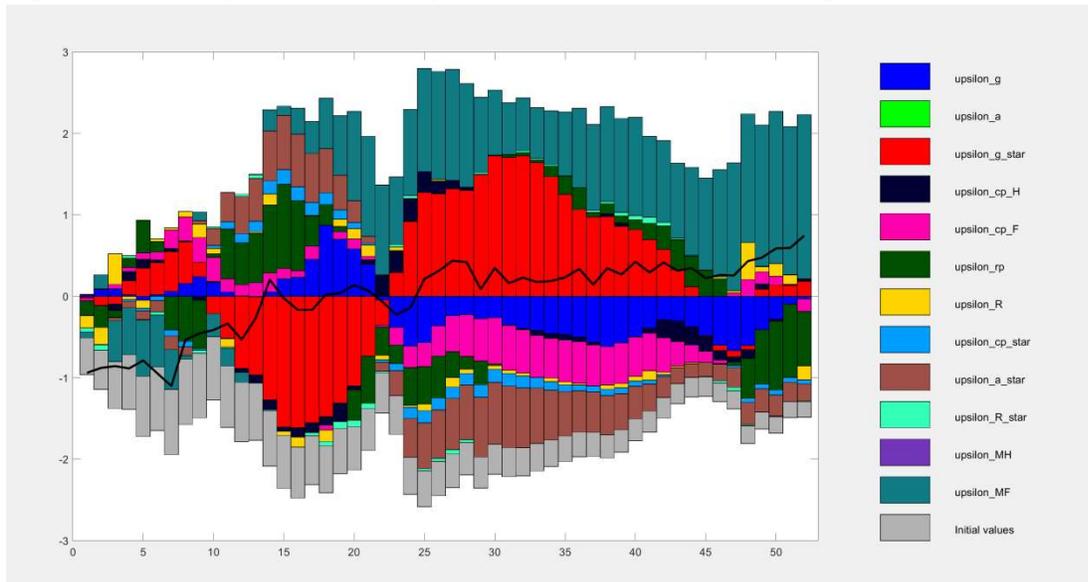


Il se remarque en outre que les chocs du taux d'intérêt mondial n'ont pas amené à modifier l'évolution du taux directeur. Les chocs sur l'inflation aussi bien des produits domestiques que des produits se sont révélé influencer très faiblement l'évolution du taux directeur.

### 3. Décomposition historique du stock de monnaie étranger

La décomposition historique du stock de monnaie étrangère nous donne quelques éléments de discussion par rapport aux spécificités de l'économie congolaise. En premier, il s'observe que le stock de monnaie étrangère est expliqué en grande proportion par ses propres chocs, ce qui est un indicateur d'une absence éventuelle de contrôle sur l'entrée et les sorties des devises au sein de l'économie. Les chocs sur les préférences aussi bien domestiques qu'étrangères ont également contribué à expliquer la détention du stock de monnaie étranger. En outre, les chocs sur l'inflation des produits importés ont expliqué l'évolution du stock de monnaie étranger depuis les années 2010 (à partir de la période 20 dans le graphique ci-dessous). En effet, il s'en déduit que les chocs négatifs sur l'inflation des produits importés a conduit à expliquer l'accroissement du besoin de détention des encaisses en monnaie étrangère.

**Figure 9 : Décomposition historique du stock de monnaie étranger**

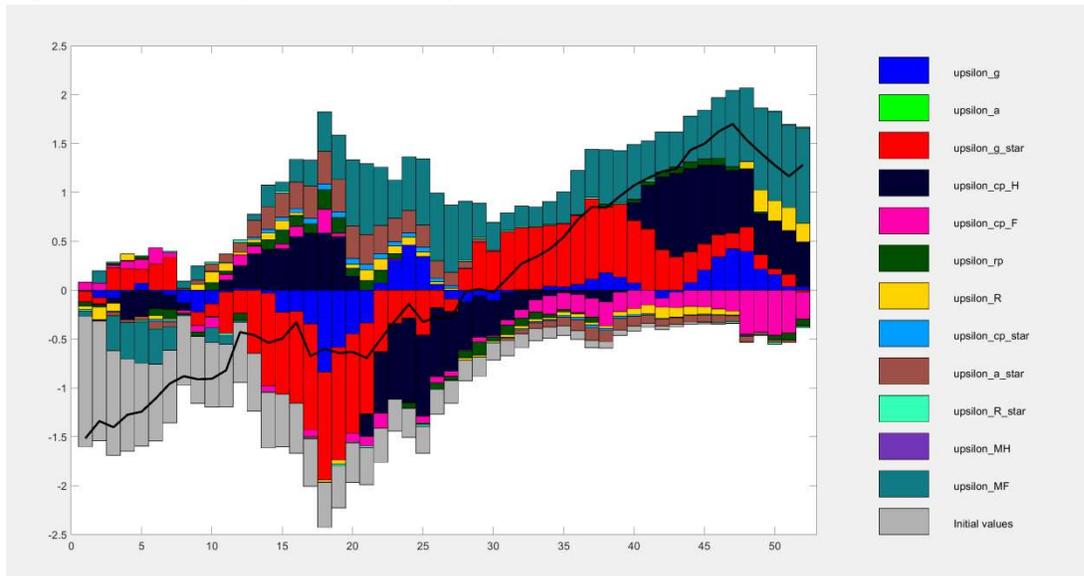


Les chocs sur la prime de risque tendent toutefois à expliquer de manière marginale l'évolution de la quantité de monnaie étrangère. Les chocs technologiques au niveau mondiale ont également contribué à expliquer, quoique de faible ampleur, l'évolution du volume des encaisses en monnaie étrangère.

#### 4. Décomposition historique du stock réel de monnaie national

La décomposition historique du stock réel de monnaie national renseigne une influence importante des chocs sur les encaisses étrangères durant la période sous analyse. En outre, les chocs sur les préférences de consommation étrangères ont été également un facteur expliquant l'évolution des encaisses réelles au niveau national. Les chocs sur les préférences domestiques contribuent à expliquer avec une ampleur marginale l'évolution des encaisses réelles. Les résultats obtenus montrent l'ampleur de l'influence des chocs externes dans la détention des encaisses réelles au niveau national.

**Figure 10** : Décomposition historique du stock réel de monnaie national



## Conclusion

Ce travail a eu pour objectif d'analyser l'impact des chocs externes sur l'activité économique en recourant à un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique. La nécessité de l'utilisation de ce type de modélisation vient de leur particularité d'être construite sur base des fondements microéconomiques à partir desquels les variables macroéconomiques tirent leur dynamique.

Pour la présente étude, les données de fréquence trimestrielle ont été utilisées pour la période allant de janvier 2005 à décembre 2017. Le choix de cet intervalle de temps a été principalement motivé par le nombre important des chocs externes ayant affecté l'économie congolaise durant la période récente. Parmi les nombres techniques utilisées pour estimer le modèle construit, l'approche bayésienne est apparue comme la plus fructueuse et a été largement adoptée au cours des dernières années.

Les résultats d'estimation du modèle ont été globalement satisfaisants. Les tests de diagnostics 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 estimés. En effet, les données semblent raisonnablement informatives sur la plupart des paramètres et le modèle semble assez bien refléter la réalité économique inhérente à l'économie congolaise. En effet, l'élasticité de substitution entre monnaie nationale et étrangère s'est avéré être de 82.62%. Le niveau de persistance des habitudes de consommation s'est établi à 90.16%, ce qui contribue à expliquer le phénomène d'hystérésis de dollarisation de l'économie congolaise.

La décomposition historique des variables du modèle a indiqué des résultats pertinents. En effet, il a notamment été remarqué que la décomposition historique de l'écart de production fait clairement ressortir l'influence de la demande mondiale, appréhendé par le choc des préférences de consommation mondiale, sur l'économie congolaise. La période de la crise de 2007-2009, caractérisé par un ralentissement de la demande au niveau mondial, a nettement impacté l'activité économique au cours de ladite période. En outre, le choc négatif sur la demande des encaisses en monnaie étrangères s'est également révélé être un facteur contribuant au ralentissement de l'activité économique. Le taux d'intérêt au niveau mondial ne semble pas influencer, au moins directement, l'activité économique intérieure. Ce constat se révèle plausible au regard du faible degré d'ouverture du secteur financier congolais.

### Bibliographie

1. Adjemian, S., H. Bastani, M. Juillard, F. Karamé, J. Maih, F. Mihoubi, G. Perendia, J. Pfeifer, M. Ratto, and S. Villemot (2011): "Dynare: Reference Manual Version 4," Dynare Working Papers 1, CEPREMAP.
2. An, S and Shorfheide 2007, 'Bayesian analysis of DSGE models', *Econometric Reviews*, vol. 26, no. 2-4, pp. 113-172.
3. Adolfson, M, Laseen, S, Linde, J & Villani, M 2007, 'Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through', *Journal of International Economics*, vol. 72, no. 2, pp. 481-511.
4. 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.
5. Adolfson, M, Laséen, S, Christiano, L, Trabandt, M and Walentin, K 2013, 'Ramses II- Model Description', Occasional Paper Series, no. 12, Sveriges Riskbank.
6. Benigno, P 2009, 'Price stability with imperfect financial integration', *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 41, no. 1, pp. 123-149.
7. Blanchard, O and Kahn, C 1980, 'The solution to linear difference models under rational expectations', *Econometrica*, vol. 48, no. 5, pp. 1305-1312.
8. Boldrin, M, Christiano, LJ and Fisher, JDM 2001, 'Habit persistence, asset returns, and the business cycle', *American Economic Review*, vol. 91, no. 1, pp. 149-166.
9. Brooks, S and Gelman, A 1998, 'General methods for monitoring convergence of iterative simulations', *Journal of Computation and Graphical Statistics*, vol. 7, no. 4, pp. 434-455.
10. Calvo, G. and Reinhart, C.M. (2002), "Fear of Floating", *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 117(2), pages 379-408, May.
11. Canova, F 2007, *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press, Princeton.
12. Chang, J and Jansen, D 2014, 'Inflation dynamics and the cost channel: The small open economy case', *Annals of Economics and Finance*, vol. 15, no. 2, pp. 325-341.

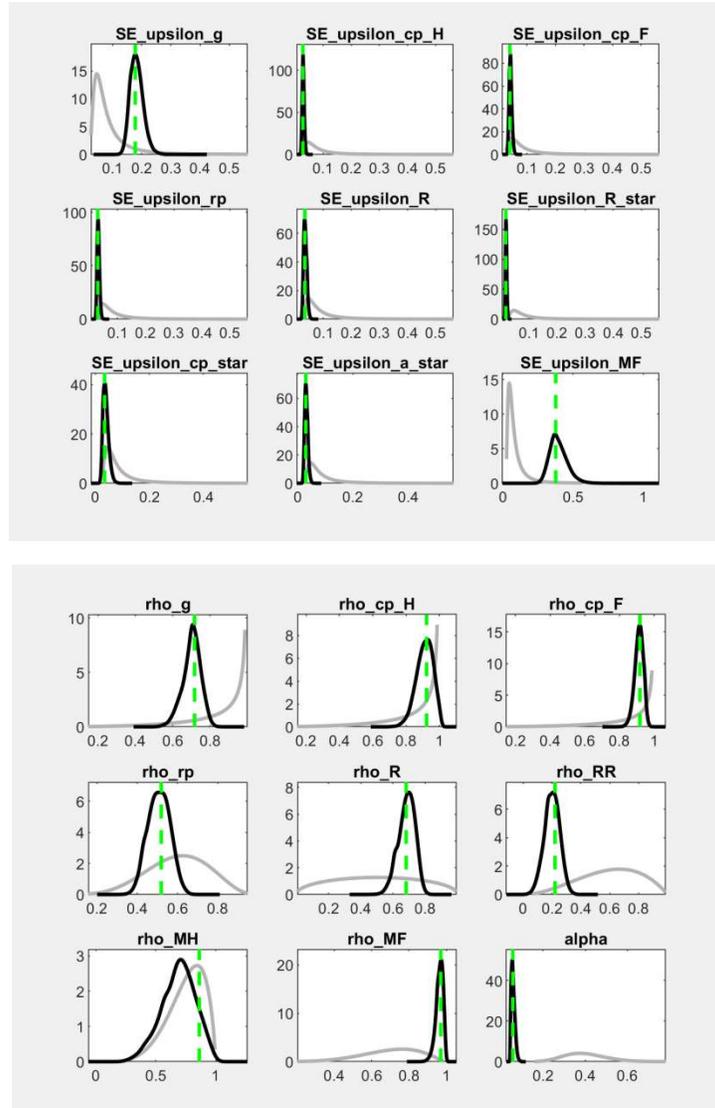
13. Chari, V, Kehoe, P, McGrattan, E 2002, 'Can sticky price models generate volatile and persistent real exchange rates?', *Review of Economic Studies*, vol. 69, pp. 533–563.
14. Chowdhury, I, Hoffmann, M & Schabert, A 2006, 'Inflation dynamics and the cost channel of monetary transmission', *European Economic Review*, vol. 50, no. 4, pp. 995-1016.
15. Christiano, L, Eichenbaum, M & Evans, C 2005, 'Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy', *Journal of Political Economy*, vol. 113, no. 1, pp.1-45.
16. Christiano, L, Trabandt, M & Walentin, K 2011a, 'DSGE models for monetary policy analysis', Chapter 7, in Friedman, BM and Woodford, M (eds), *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3A, pp. 285-364, Elsevier.
17. Christiano, L, Trabandt, M & Walentin, K 2011b, 'Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model', *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 35, no. 12, pp. 1999-2041.
18. Collard, F and Dellas, H 2010, 'Price resetting and inertia', *Journal of Macroeconomics*, vol. 32, no.1, pp. 28-34.
19. 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.
20. Del Negro, M and Schorfheide, F 2013, 'DSGE model-based forecasting', in Elliot, G and Timmerman, A (eds), *Handbook of Economic Forecasting*, vol. 2A, North Holland, pp. 57-367.
21. Del Negro, M, Giannoni, M and Schorfheide, F 2014, 'Inflation in the great recession and New Keynesian models', Staff Reports, no. 618, Federal Reserve Bank of New York.
22. Dornbusch, R 1976, 'Expectations and exchange rate dynamics', *Journal of Political Economy*, vol. 84, no. 6, pp. 1161–1176.
23. Eichenbaum, M 1992, 'Comment on interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy', *European Economic Review*, vol. 36, no. 5, pp. 1001-1011.
24. Eichenbaum, M and Evans, C 1995, 'Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates', *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, no. 4, pp. 975-1009.
25. Eichengreen, B. (2002), "When to Dollarize", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, No. 1 (Feb., 2002), pp. 1-24.
26. Engel, C 1996, 'The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence', *Journal of Empirical Finance*, vol. 3, no. 2, pp. 123-192.
27. Fama, E 1984, 'Forward and spot exchange rates', *Journal of Monetary Economics*, vol. 14, no. 3, pp. 319-338.
28. Faust, J and Rogers, JH 2003, 'Monetary policy's role in exchange rate behavior', *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, no. 7, pp. 1403-1424.
29. Fernandez-Villaverde, J 2010, 'The econometrics of DSGE models', *SERIEs*, vol. 1, pp. 3-49.
30. Fischer, S. (2001), "Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?" *Journal of Economic Perspectives* 15(2): 3-24.
31. Galí, J and Monacelli, T 2005, 'Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy', *Review of Economic Studies*, vol. 72, no. 3, pp. 707–734.

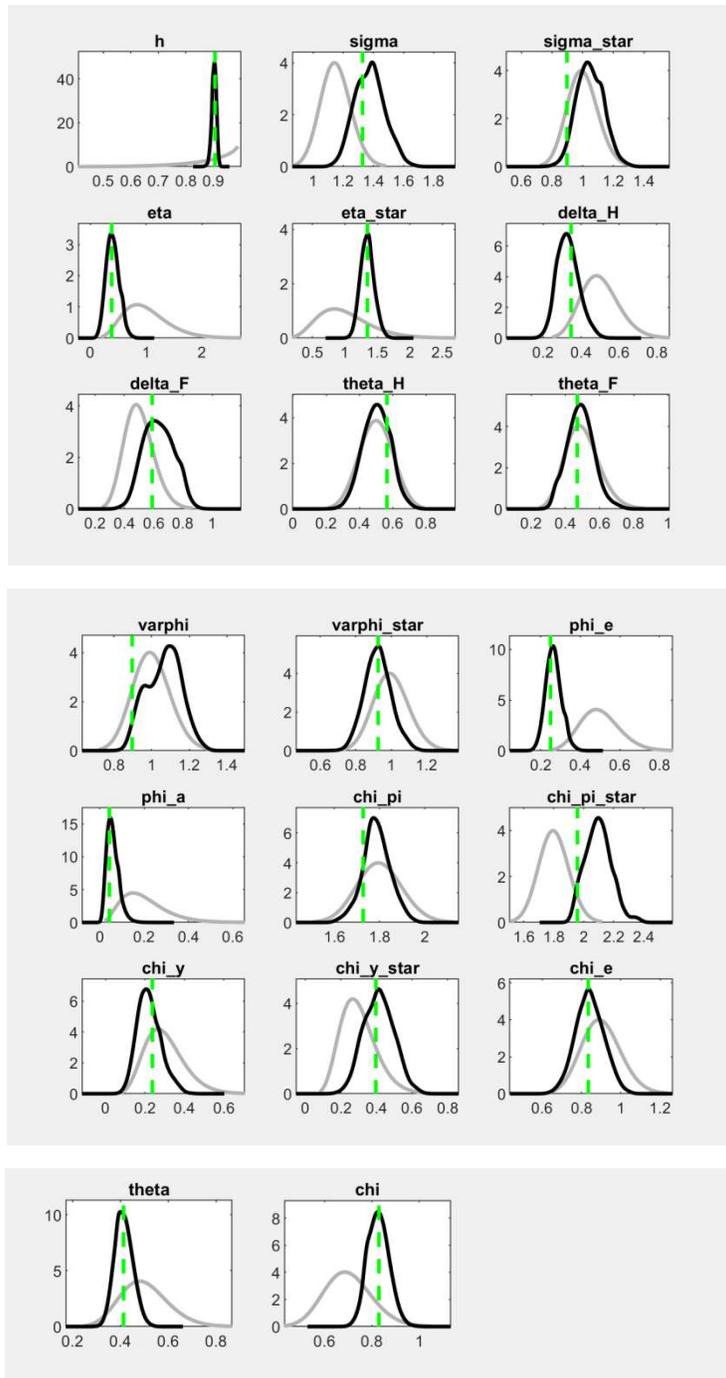
32. Geweke, J 1999, 'Using simulation methods for Bayesian econometric models: inference development and communication', *Econometric Reviews*, Taylor & Francis Journals, vol. 18, no. 1, pp. 1-73.
33. Henzel, S, Hülsewig, O, Mayer, E & Wollmershäuser, T 2009, 'The price puzzle revisited: Can the cost channel explain a rise in inflation after a monetary policy shock?', *Journal of Macroeconomics*, vol. 31, no. 2, pp. 268-289.
34. Hodrick, RJ 1987, *The Empirical Evidence of the Efficiency of the Forward and Futures Foreign Exchange Markets*, Hardwood Academic Publisher, Chur, Switzerland.
35. Hoffmann, M, Sondergaard, J and Westelius, N 2011, 'Delayed overshooting and real exchange rate persistence in imperfect information model', *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 58, no. 2, pp. 248-261.
36. Justiniano, A and Preston, B 2006, 'Can structural small open-economy models account for the influence of foreign disturbances?', CAMA Working Paper Series, no.12, The Australian National University.
37. Justiniano, A and Preston, B 2010a, 'Monetary policy and uncertainty in an empirical small open economy model', *Journal of Applied Econometrics*, vol.25, no.1, pp. 93-128.
38. Justiniano, A and Preston, B 2010b, 'Can structural small open-economy models account for the influence of foreign disturbances?', *Journal of International Economics*, vol. 81, no. 1, pp. 61-74.
39. Kass, R and Raftery, A 1995, 'Bayes factors', *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, no. 430, pp. 773-795.
40. Kaufmann, S and Scharler, J 2009, 'Financial systems and the cost channel transmission of monetary policy shocks', *Economic modelling*, vol. 26, no.1, pp. 40-46.
41. King, R and Watson, M 1998, 'The solution of singular linear difference systems under rational expectations', *International Economic Review*, vol. 39, pp. 1015-1026.
42. Klein, P 2000, 'Using the generalized Schur form to solve a multivariate linear rational expectations model', *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 24, pp. 1405-1423.
43. Kollmann, R 2002, 'Monetary policy rules in the open economy: effects on welfare and business cycles', *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, no. 5, pp. 989-1015.
44. Kuttner, K and Robinson, T 2010, 'Understanding the flattening Phillips curve', *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. 21, no. 2, pp. 110-125.
45. Langcake, S and Robinson, T 2013, 'An empirical BVAR-DSGE model of the Australian economy', RBA Research Discussion Paper, RDP 2013-07, Reserve Bank of Australia.
46. Lewis, K 1995, 'Puzzles in international financial markets', in Grossman, G, and Rogoff, K (eds), *Handbook of International Economics*, vol. III, pp. 1913-1971, Elsevier.
47. Lubik, TA and Schorfheide, F 2007, 'Does central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation', *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, no. 4, pp. 1069-1087.
48. Manalo, J, Perera, D and Rees, D 2014, 'Exchange rate movements and the Australian economy', Research Discussion Paper, RDP 2014-11, Reserve Bank of Australia.

49. McCallum, B and Nelson, E 2000, 'Monetary policy for an open economy: An alternative framework with optimizing agents and sticky prices', *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 16, no. 4, pp. 74-91.
50. Monacelli, Y 2005, 'Monetary policy in a low pass-through environment', *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 37, no. 6, pp. 1047-1066.
51. Nimark, K 2009, 'A Structural model of Australia as a small open economy', *The Australian Economic Review*, vol. 42, no. 1, pp. 24-41.
52. Rabanal, P 2007 'Does inflation increase after a monetary policy tightening? Answers based on an estimated DSGE model', *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 31, no. 3, pp. 906-937.
53. Ravenna, F and Walsh, CE 2006, 'Optimal monetary policy with the cost channel', *Journal of Monetary Economics*, vol. 53, no. 2, pp.199-216.
54. Robinson, T 2013, 'Estimating and identifying empirical BVAR-DSGE models for small open economies', RBA Research Discussion Paper, RDP 2013-06, Reserve Bank of Australia.
55. Schmitt-Grohé, S and Uribe, M 2003, 'Closing small open economy models', *Journal of International Economics*, vol. 61, pp. 163-195.
56. Sims, C 1992, 'Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy', *European Economic Review*, vol. 36, no. 5, pp. 975-1000.
57. Sims, C 2002, 'Solving linear rational expectations models', *Computational Economics*, vol. 20, no. 1, pp. 1-20.
58. Smets, F and Wouters, R 2003, 'An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area', *Journal of the European Economic Association*, vol. 1, no. 5, pp. 1123-1175.
59. Smets, F and Wouters, R 2007, 'Shocks and frictions in US business cycle: A Bayesian DSGE Approach', *American Economic Review*, vol. 97, no. 3, pp. 586-606.
60. Taylor, J.B 1980, 'Aggregate dynamics and staggered contracts', *Journal of Political Economy*, vol. 88, no. 1, pp. 1-24.
61. Tillmann, P 2008, 'Do interest rate drive inflation dynamics? An analysis of the cost channel of monetary transmission', *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 32, no. 9, pp. 2723-2744.
62. Tillmann, P 2009, 'The time-varying cost channel of monetary transmission', *Journal of International Money and Finance*, vol. 28, no. 6, pp. 941-953.
63. Uhlig, H 1999, 'A Toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily', in *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*, Marimon, R and Scott, A (eds), Oxford: Oxford University Press, pp. 30-61.
64. Umba, G.B. (2017), Estimation bayésienne d'un modèle DSGE pour une petite économie ouverte : cas de la RD Congo, MPRA Paper 81324, University Library of Munich, Germany.

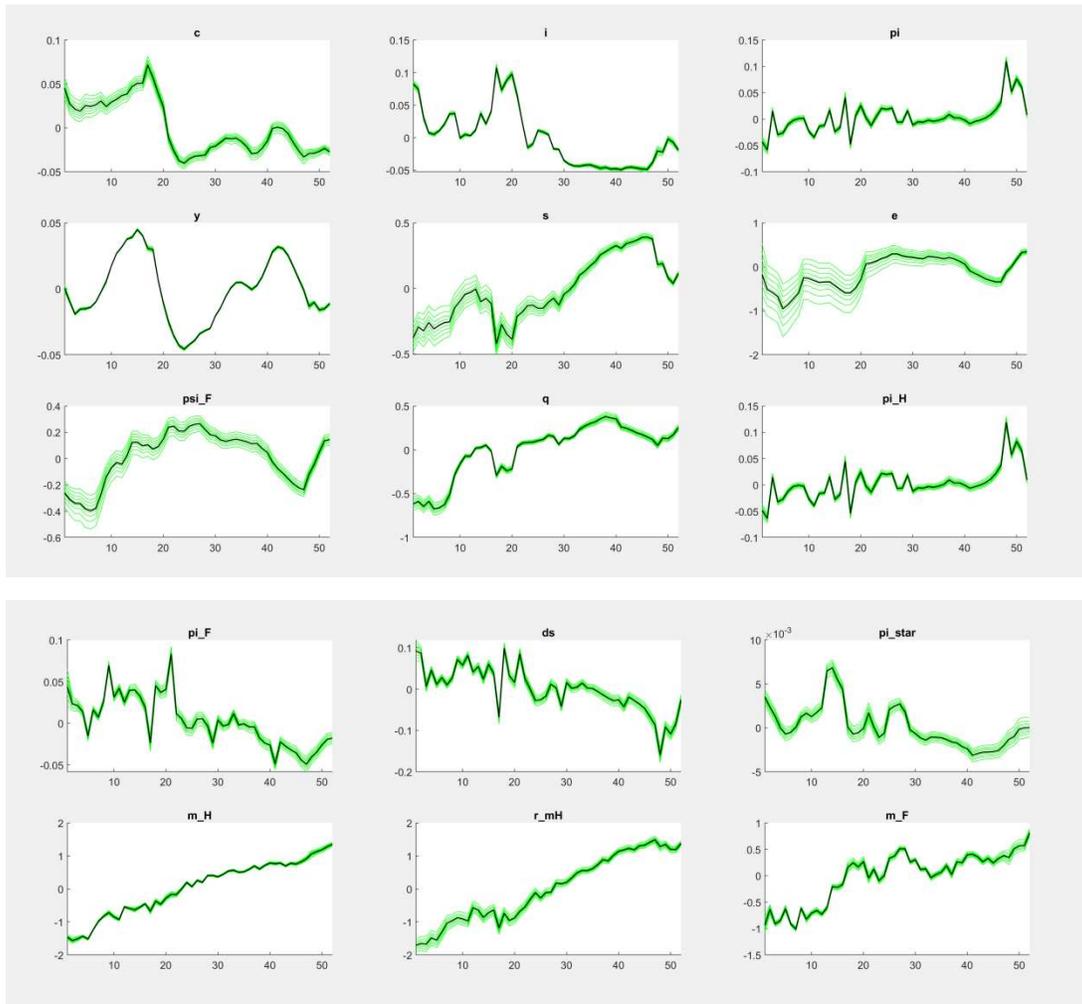
Annexes

1. Distribution à priori et à posteriori des paramètres estimés





## 2. Prédiction des variables du modèle



### 3. Résidus du modèle estimé

