

Dynare Working Papers Series

<http://www.dynare.org/wp/>

**Diagnostic de la politique monétaire en Rép. Dém.
Congo – Approche par l'Équilibre Général Dynamique
Stochastique**

Jean-Paul Kimbambu Tsasa Vangu

Working Paper no. 38

April 2014

CEPREMAP

CENTRE POUR LA RECHERCHE ECONOMIQUE ET SES APPLICATIONS

142, rue du Chevaleret — 75013 Paris — France

<http://www.cepremap.fr>

Diagnostic de la politique monétaire en Rép. Dém. Congo Approche par l'Équilibre Général Dynamique Stochastique

Jean – Paul Kimbambu, Tsasa Vangu¹

Chercheur au Laboratoire d'Analyse – Recherche en Economie Quantitative

Mail : jeanpaultsasa@lareq.com

Web : www.lareq.com

Mars 2014

Résumé

Ce papier se propose d'analyser la dynamique de la politique monétaire en République démocratique du Congo (RDC), en adoptant une approche de modélisation par l'équilibre général dynamique stochastique (DSGE). Le modèle DSGE construit à cet effet considère trois relations macroéconomiques standards ; six catégories d'agents économiques ; trois types de rigidités nominales en plus des rigidités réelles introduites via les habitudes de consommation. Les résultats obtenus à l'issue de nos investigations révèlent notamment, que l'écart de production est moins sensible aux variations du taux d'intérêt, ce qui réduit l'impact des effets réels des chocs de la politique monétaire sur la demande globale, et que par ailleurs, l'inflation courante pendant la décennie 2000 a été plus sensible à l'inflation future anticipée qu'à son niveau passé.

Abstract

This paper aims to analyze the dynamics of monetary policy in the Democratic Republic of Congo (DRC), adopting an approach by modeling the dynamic stochastic general equilibrium (DSGE). The DSGE model constructed for this purpose considers three standard macroeconomic relations; six categories of economic agents, three types of nominal rigidities, except real rigidities introduced through consumption habits. The results obtained reveal in particular that the output gap is less sensitive to changes in interest rates, which reduces the impact of the real effects of monetary policy shocks on aggregate demand, and current inflation during the 2000s was more sensitive to expected inflation and less to its past level.

Mots – clé : DSGE, SVAR, Monetary policy

JEL CODE : C61, E27, E32, E5

¹ L'auteur remercie les Professeurs Kamiantako Miyamueni et Bosonga Bofeki pour leurs remarques à la réalisation de cet essai. Je remercie également d'une part, les professeurs Kabuya Kalala, Mukoko Samba, Ntagoma Kushinganine et Bofoya Komba et d'autre part, le CP Jean – Paul Mabaya, le CT Ngonga Nzinga, M. Blaise Nlemfu et mes collègues chercheurs du Laréq pour les multiples échanges et discussions. Les développements, propos et avis émis dans ce papier n'engagent que l'auteur.

Introduction

Ce papier est un essai de construction et d'application, pour le cas de la RD. Congo, d'un modèle d'équilibre général intertemporel stochastique, couramment appelé modèle DSGE (*Dynamics Stochastic General Equilibrium*). Il se propose d'analyser l'incidence de la politique monétaire mise en œuvre par la Banque centrale du Congo suivant une approche macroéconomique microfondée. Le modèle DSGE construit à cet effet considère : *trois relations macroéconomiques standards* (une courbe IS forward looking, une courbe de Phillips néo – keynésienne, et une règle de politique monétaire simple à la Taylor) ; *six catégories d'agents économiques* ; *trois types de rigidités nominales* en plus des rigidités réelles introduites via les habitudes de consommation (salaires, prix et taux d'intérêt sur le crédit) et *trois types de chocs aléatoires* (demande, offre et politique monétaire).

Hormis l'introduction et la conclusion, le développement du papier se fait en trois séquences. Dans une première séquence, nous présentons de la maquette d'un modèle DSGE adaptable à l'économie congolaise, puis nous procédons à la calibration des paramètres et à la mise en œuvre des simulations. Dans une deuxième séquence, nous analysons l'incidence de la politique monétaire en RDC à l'aide du modèle DSGE construit et nous nous servons d'un modèle SVAR à l'effet d'extraire les fonctions de réponse empirique. Dans la troisième, nous résumons les enseignements tirés de l'estimation du modèle en cause et concluons l'analyse en évoquant quelques perspectives. In fine, le logiciel MatLab et la plateforme Dynare ont été utilisés pour l'implémentation des simulations stochastiques et des estimations bayésiennes.

I- Construction du modèle DSGE pour la RD. Congo

I.1- Dérivation du modèle d'analyse

La construction et l'implémentation d'un modèle DSGE distinguent plusieurs moments d'analyse : (i) la spécification ; (ii) les tests, estimations et simulations et (iii) les applications. Pour le premier moment, les travaux de *Christiano, Eichenbaum et Evans (2005)* ; *Moyen et Sahuc (2008)* ; *Beaubrun – Diant et Matheron (2008)* ; *Cheron et Langot (2008)* nous ont servi de référence. Le deuxième moment d'analyse s'inspire essentiellement des apports sémantiques de *Juillard et Ocaktan (2008)* ; *Adjemian et Pelgrin (2008)* et *Collard et Fève (2008)*. Et enfin, le troisième moment tire sa substance des articles de *Clarida, Gali et Gertler (1999)* ; *Botman, Karam et Laxton (2008)* ; *Coupet et Renne (2008)* ; *Adjemian, Cahn, Devulder et Maggiar (2008)* ; *Portier (2008)*.

Considérons un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) prenant en compte l'hypothèse de rigidités nominales sur les prix (*Woodford, 2003*), dont la version standard (*McCallum et Nelson, 1999*) comporte trois relations macroéconomiques standards : (i) une courbe IS *forward looking* ; (ii) une courbe de Phillips *forward looking* ; (iii) une règle de politique monétaire à la Taylor. Le recours à ce modèle nous permettra d'une part, de capter la non – neutralité à court terme de chocs de politique monétaire sur les variables réelles et d'autre part, d'appréhender le comportement de décideurs politiques face à la dynamique du niveau d'output et à la cible de l'inflation.

Dans la version standard du modèle néo–keynésien, la transmission des effets de la politique monétaire passe par le canal du taux d'intérêt. Le modèle que nous développons s'inspire particulièrement du cadre d'analyse proposé par *Hülsewig, Mayer et Wollmershäuser (2006)*. Le modèle théorique en cause

considère une économie comprenant six catégories d'agents : (i) un intermédiaire représentatif sur le marché du travail ; (ii) un continuum de ménages indexés par i appartenant à $[0 ; 1]$; (iii) un continuum de banques commerciales et d'intermédiaires financiers indexés par g appartenant à $[0, ; 1]$; (iv) une entreprise représentative de bien final ; (v) un continuum d'entreprises des biens intermédiaires indexées par j appartenant à $[0 ; 1]$ et (vi) une autorité politique, notamment une banque centrale.

Le modèle suppose trois types de rigidités nominales : (i) sur les prix ; (ii) sur les salaires ; et (iii) sur les taux d'intérêt des crédits. Aussi, en vue d'améliorer la capacité du modèle à reproduire des faits empiriques, nous intégrons dans le modèle, des rigidités réelles via les habitudes de consommation (Fuhrer, 2000). Les rigidités nominales sont intégrées dans le modèle avec un mécanisme à la Calvo (1983). Les prix et les salaires sont également indexés sur l'inflation passée. Enfin, nous supposons que l'économie est perturbée par trois types de chocs, (i) un choc de demande dû aux préférences des ménages, (ii) un choc aléatoire affectant l'offre (*cost - push shock*) et (iii) un choc de politique monétaire.

I.1.1- Intermédiaire représentatif sur le marché du travail

Nous supposons que chaque ménage est doté d'un travail spécifique de type i et se trouve en situation de concurrence monopolistique pour choisir son salaire et que chaque type de travail est offert sur le marché du travail à un ensemble d'intermédiaires se trouvant en situation de concurrence parfaite, *employment agency* (Erceg, Henderson and Levin, 2000).

A chaque instant du temps t , l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail achète $h_{i,t}$ unités de travail pour un salaire $W_{i,t}$ au ménage de type i . L'intermédiaire représentatif sur le marché du travail constitue h_t unités de travail agrégé à partir de différents types de travail. Le travail agrégé est vendu pour un salaire W_t aux entreprises de biens intermédiaires qui l'utilisent comme intrant dans leur fonction de production.

En mobilisant la fonction d'agrégation à la Dixit - Stiglitz (1977) qui suppose que les types de travail sont des substituts imparfaits avec une élasticité de substitution constante notée positive notée ϖ_h , on écrit :

$$h_t = \left[\int_0^1 h_{i,t}^{\frac{\varpi_h-1}{\varpi_h}} di \right]^{\frac{\varpi_h}{\varpi_h-1}}. \quad (1)$$

A chaque période, l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail en situation de concurrence choisit son travail agrégé h_t et les types de travail $h_{i,t}$, $i \in [0; 1]$, utilisés pour réaliser ce travail agrégé, de façon à maximiser son profit.

Le programme de l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail est donné par :

$$\begin{aligned} & \text{Max } W_t h_t - \int_0^1 W_{i,t} h_{i,t} di, \\ & \{h_t, h_{i,t}\} \\ & \text{sous contrainte } h_t = \left[\int_0^1 h_{i,t}^{\frac{\varpi_h-1}{\varpi_h}} di \right]^{\frac{\varpi_h}{\varpi_h-1}}. \end{aligned}$$

La résolution de ce programme permet d'obtenir la demande pour le travail spécifique $h_{i,t}$ du ménage. Le lagrangien $Z(\cdot)$ associé au programme précédent s'écrit :

$$Z(h_t, h_{i,t}, Y_t^h) = W_t h_t - \int_0^1 W_{i,t} h_{i,t} di - Y_t^h \left[1 - \int_0^1 \left(\frac{h_{i,t}}{h_t} \right)^{\frac{\varpi_h - 1}{\varpi_h}} di \right], \quad (2)$$

où Y_t^h désigne le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte.

Les trois conditions d'optimalité suivantes sont obtenues, en dérivant $Z(\cdot)$ partiellement par rapport à h_t , $h_{i,t}$ et Y_t^h . La résolution combinatoire de ces trois conditions permet d'obtenir la fonction de travail de type i formulée par l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail.

$$\left. \begin{aligned} W_t &= \frac{Y_t^h}{h_t} \left(\frac{\varpi_h - 1}{\varpi_h} \right) \int_0^1 \left(\frac{h_{i,t}}{h_t} \right)^{\frac{\varpi_h - 1}{\varpi_h}} di \\ W_{i,t} &= \frac{Y_t^h}{h_t} \left(\frac{\varpi_h - 1}{\varpi_h} \right) \left(\frac{h_{i,t}}{h_t} \right)^{\frac{-1}{\varpi_h}} \\ 1 &= \int_0^1 \left(\frac{h_{i,t}}{h_t} \right)^{\frac{\varpi_h - 1}{\varpi_h}} di \end{aligned} \right\} \rightarrow h_{i,t} = \left(\frac{W_{i,t}}{W_t} \right)^{-\varpi_h} h_t \text{ ou } \frac{h_{i,t}}{h_t} = \left(\frac{W_{i,t}}{W_t} \right)^{-\varpi_h}$$

La situation de concurrence de l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail implique la condition ci – après :

$$W_t h_t = \int_0^1 W_{i,t} h_{i,t} di = 1 \quad \text{ou} \quad W_t = \left[\int_0^1 \left(\frac{W_{i,t}}{W_t} \right)^{1-\varpi_h} di \right]^{\frac{1}{1-\varpi_h}} \quad (3)$$

I.1.2- Les ménages

Le ménage de type i retire une utilité de la consommation des biens finals $C_{i,t}$ et de la détention d'enchasses réelles $\frac{Q_{i,t}}{P_t}$. Il retire la désutilité en offrant du travail $h_{i,t}$. Nous notons avec Fuhrer (2000) et Ireland (2004), la fonction d'utilité intertemporelle du ménage comme suit :

$$E_Y \sum_{k=0}^{\infty} \beta^{t+k} \left[\Lambda \left(c_{i,t+k} - b c_{i,t+k-1}, \frac{Q_{i,t+k}}{P_{t+k}} \right) - \Omega(h_{i,t+k}) \right]$$

avec $\Lambda \left(c_{i,t} - b c_{i,t-1}, \frac{Q_{i,t+k}}{P_{t+k}} \right) = \ln(c_{i,t+k} - b c_{i,t-1}) + \ln \left(\frac{Q_{i,t}}{P_t} \right)$

où E_Y désigne l'opérateur d'espérance conditionnel à l'information dont dispose le ménage lorsqu'il prend ses décisions ; $\beta \in [0; 1]$, le facteur d'actualisation ; la fonction $\Lambda(\cdot)$ représente l'utilité associée à la consommation et à la détention d'enchasses réelles, la fonction $\Omega(\cdot)$ la désutilité associée au travail ; le paramètre $b \in [0; 1]$ mesure le degré de lissage de la consommation.

Cette spécification du comportement des ménages permet (i) d'introduire un processus d'habitudes internes dans le comportement de consommation des ménages et (ii) d'appréhender la persistance dans les évolutions de la consommation suite à un choc.

La contrainte budgétaire du ménage de type i s'écrit :

$$P_t c_{i,t} + Q_{i,t} + D_{i,t} = Q_{i,t-1} + R_{t-1}^D D_{i,t-1} + W_{i,t} h_{i,t} + N_{i,t}^F + N_{i,t}^{FI}, \quad (4)$$

où P_t est le prix du bien final ; $D_{i,t}$, les dépôts du ménage ; R_t^D , le taux d'intérêt brut sur les dépôts, avec $R_t^D \equiv 1 + r_t^D$ (r_t^D est le taux d'intérêt sur les dépôts) ; $N_{i,t}^F$ et $N_{i,t}^{FI}$, les profits agrégés distribués respectivement par les entreprises de biens intermédiaires et les intermédiaires financiers aux ménages.

Au temps t , le ménage de type i détient un montant d'encaisse $Q_{i,t-1}$, un montant de dépôts $D_{i,t-1}$ rémunérés à un taux d'intérêt R_{t-1}^D . Le ménage reçoit également un salaire $W_{i,t} h_{i,t}$ des entreprises de biens intermédiaires et des profits $N_{i,t}^F$ et $N_{i,t}^{FI}$ des entreprises de biens intermédiaires et des intermédiaires financiers. Ces ressources sont affectées, suivant les préférences du ménage de type i à la détention des encaisses $Q_{i,t}$, aux dépôts $D_{i,t}$ et/ou aux dépenses de consommation $P_t c_{i,t}$.

Le programme du ménage s'écrit dès lors :

$$\begin{aligned} \text{MaxE}_Y \sum_{k=0}^{\infty} \beta^{t+k} \left[\Lambda \left(c_{i,t+k} - b c_{i,t+k-1}, \frac{Q_{i,t+k}}{P_{t+k}} \right) - \Omega(h_{i,t+k}) \right] \\ \text{sous contrainte} \\ P_t c_{i,t} + Q_{i,t} + D_{i,t} = Q_{i,t-1} + R_{t-1}^D D_{i,t-1} + W_{i,t} h_{i,t} + N_{i,t}^F + N_{i,t}^{FI}, \\ h_{i,t} = \left(\frac{W_{i,t}}{W_t} \right)^{-\omega_h} h_t. \end{aligned}$$

En exécutant les conditions d'optimalité, on note trois équations avec λ_t , le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte budgétaire du ménage.

$$E_{t-1} \left\{ \frac{1}{c_{i,t} - b c_{i,t-1}} \right\} - \beta b E_{t-1} \left\{ \frac{1}{c_{i,t+1} - b c_{i,t}} \right\} - E_{t-1} \{ \lambda_t P_t \} = 0, \quad (5)$$

la présence de l'opérateur E_{t-1} dans l'équation d'Euler résulte de l'hypothèse implicite d'après laquelle, les ménages choisissent leur consommation avant la réalisation du choc de politique monétaire ;

$$\frac{1}{Q_{i,t}} - \lambda_t + \beta E_t \{ \lambda_{t+1} \} = 0, \quad (6)$$

cette relation caractérise la demande de monnaie et suppose que l'utilité marginale des encaisses est égale à la différence entre l'utilité marginale de la consommation et l'utilité marginale future espérée de la consommation ;

$$-\frac{\lambda_t}{R_{t-1}^D} + \beta E_t \{ \lambda_{t+1} \} = 0, \quad (7)$$

cette équation correspond à la condition de premier ordre associée au choix des dépôts et montre que le taux d'intérêt sur les dépôts est égal au ratio entre l'utilité marginale courante de la consommation et l'utilité marginale future espérée de la consommation.

En admettant que les ménages font face à des frictions nominales à la *Calvo (1983)*, il y a lieu d'intégrer les rigidités sur le marché du travail. On considère dès lors que chaque ménage peut réoptimiser son salaire seulement avec une probabilité de $1 - \theta_h$ à chaque période, indépendamment du temps s'étant écoulé depuis sa dernière réoptimisation. Et en conséquence, le salaire est fixé pour une durée moyenne de $1/(1 - \theta_h)$.

La proportion θ_h des ménages, ne pouvant pas réoptimiser leur salaire, l'ajustent selon une règle simple donnée par l'expression :

$$W_{i,t+k} = \vartheta_{t,t+k}^w W_{i,t},$$

avec :

$$\vartheta_{t,t+k}^w = \begin{cases} [\pi^{1-\alpha_w}(\pi_t)^{\alpha_w}] * [\pi^{1-\alpha_w}(\pi_{t+1})^{\alpha_w}] * \dots * [\pi^{1-\alpha_w}(\pi_{t+k-1})^{\alpha_w}], & \text{si } k \geq 1 \\ 1, & \text{sinon} \end{cases},$$

où $\pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}}$ désigne l'inflation sur la période t et π , l'inflation à l'état stationnaire. Le paramètre α_w représente le degré d'indexation des salaires sur l'inflation de la date précédente à chaque fois que le ménage n'a pas la possibilité de réoptimiser son salaire.

Pour une entreprise pouvant réoptimiser son salaire à la période t , le choix du salaire $W_{i,t}^*$ doit maximiser la fonction suivante :

$$\text{Max}_{\{W_{i,t}^*\}} E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_h)^k \left\{ \mathfrak{d}_{t+k} \left(\frac{\vartheta_{t,t+k}^w W_{i,t}^*}{P_{t+k}} \right) h_{i,t+k}^* - \mathbb{V}^h(h_{i,t+k}^*) \right\},$$

sous contrainte de la demande de travail

$$h_{i,t+k}^* = \left[\frac{\vartheta_{t,t+k}^w W_{i,t}^*}{W_{t+k}} \right]^{-\varpi_h} h_{t+k},$$

où $h_{i,t+k}^*$ est l'offre de travail en $t+k$ du ménage de type i ayant réoptimisé son salaire pour la dernière fois en t ;

$$\mathfrak{d}_{t+k} \equiv \lambda_{t+k} P_{t+k}; \quad \pi_{t,t+k}^w \equiv \frac{W_{t+k}}{W_t}; \quad w_t \equiv \frac{W_t}{P_t}; \quad w_{i,t}^* \equiv \frac{W_{i,t}^*}{P_t}$$

$\mathbb{V}^h(\cdot)$ est la désutilité marginale du travail ;

le ratio $\frac{\varpi_h}{\varpi_h - 1}$ représente le pouvoir de négociation des salariés ou le taux de marge salarial.

Eu égard au programme établi, la condition du premier ordre associée au choix du salaire $W_{i,t}^*$ par un ménage i pouvant réoptimiser son salaire à la période t , est donnée par :

$$E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_h)^k \left\{ \mathfrak{d}_{t+k} (1 - \varpi_h) \vartheta_{t,t+k}^w \left(\frac{h_{i,t+k}^*}{P_{t+k}} \right) + \varpi_h \frac{h_{i,t+k}^*}{W_{i,t}^*} \mathbb{V}^h(h_{i,t+k}^*) \right\} = 0.$$

Une manipulation simple, nous permet d'écrire :

$$E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_h)^k \left\{ h_{i,t+k}^* \left[\mathfrak{d}_{t+k} \vartheta_{t,t+k}^w \left(\frac{W_{i,t}^*}{P_{t+k}} \right) - \left(\frac{\varpi_h}{\varpi_h - 1} \right) \mathbb{V}^h(h_{i,t+k}^*) \right] \right\} = 0,$$

et d'obtenir :

$$E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_h)^k \left\{ h_{i,t+k}^* \left[\mathfrak{d}_{t+k} \left(\frac{\vartheta_{t,t+k}^w}{\pi_{t,t+k}^w} \right) \left(\frac{W_{i,t}^*}{W_t} \right) w_{t+k} - \left(\frac{\varpi_h}{\varpi_h - 1} \right) \mathbb{V}^h(h_{i,t+k}^*) \right] \right\} = 0$$

En cas de salaires parfaitement flexibles, on aurait dû obtenir une condition telle que le salaire réel soit égal au taux marginal de substitution entre la consommation et le travail. Etant donné que les frictions nominales sur le marché du travail conduisent les ménages à anticiper qu'ils pourraient ne pas avoir la possibilité de réoptimiser leurs salaires durant les périodes suivantes, ils sont donc conduits à prendre en

compte les déviations courantes et futures entre le salaire réel et le taux marginal de substitution, en pondérant ces déviations par la probabilité qu'elles se produisent.

I.1.3- L'entreprise représentative de bien final

Le modèle suppose que l'entreprise produisant le bien final œuvre dans un environnement concurrentiel. On note un continuum d'entreprises de biens intermédiaires différenciées indexées par $j \in [0; 1]$. Parallèlement, chaque entreprise de bien intermédiaire produit en concurrence monopolistique un bien spécifique de type $j \in [0; 1]$.

Par ailleurs, l'entreprise représentative de bien final achète, à chaque période, $y_{j,t}$ unités de bien intermédiaire $j \in [0; 1]$ au prix $P_{j,t}$ pour produire y_t unités de bien final. L'output y_t est vendu au prix P_t aux ménages pour leur consommation. Puisque l'on admet que les biens intermédiaires sont des substituts imparfaits avec une élasticité de substitution constante, $\omega_p > 0$, la technologie de production utilisée par l'entreprise représentative produisant l'output agrégé y_t est déterminée par une fonction d'agrégation à la Dixit – Stiglitz (1977) :

$$y_t = \int_0^1 \left[y_{j,t}^{\frac{\omega_p - 1}{\omega_p}} \right]^{\frac{\omega_p}{\omega_p - 1}} dj. \quad (8)$$

Le choix de y_t et $y_{j,t}$ doit tenir compte de l'objectif de maximisation de son profit :

$$\begin{aligned} & \text{Max } P_t y_t - \int_0^1 P_{j,t} y_{j,t} dj, \\ & \{y_t, y_{j,t}\} \\ & \text{sous contrainte } y_t = \int_0^1 \left[y_{j,t}^{\frac{\omega_p - 1}{\omega_p}} \right]^{\frac{\omega_p}{\omega_p - 1}} dj. \end{aligned}$$

La résolution de ce programme permet d'obtenir la demande pour le bien intermédiaire $y_{j,t}$. Le Lagrangien $Z(\cdot)$ associé au programme de maximisation en cause s'écrit :

$$Z(y_t, y_{j,t}, Y_t^p) = P_t y_t - \int_0^1 P_{j,t} y_{j,t} dj - Y_t^p \left[1 - \int_0^1 \left(\frac{y_{j,t}}{y_t} \right)^{\frac{\omega_p - 1}{\omega_p}} dj \right], \quad (9)$$

où Y_t^p est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte représentée par l'équation de l'output agrégé y_t .

Les trois conditions du premier ordre associées à ce programme sont obtenues en dérivant partiellement le Lagrangien par rapport à y_t , $y_{j,t}$ et Y_t^p :

$$\begin{aligned} P_t &= \frac{Y_t^p}{y_t} \left(\frac{\omega_p - 1}{\omega_p} \right) \int_0^1 \left(\frac{y_{j,t}}{y_t} \right)^{\frac{\omega_p}{\omega_p - 1}} dj, \\ P_{j,t} &= \frac{Y_t^p}{y_t} \left(\frac{\omega_p - 1}{\omega_p} \right) \left(\frac{y_{j,t}}{y_t} \right)^{\frac{-1}{\omega_p}}, \\ 1 &= \int_0^1 \left(\frac{y_{j,t}}{y_t} \right)^{\frac{\omega_p - 1}{\omega_p}} dj. \end{aligned}$$

La résolution de ces trois équations permet de dériver la fonction de demande de bien intermédiaire de type j formulée par l'entreprise représentative de bien final :

$$y_{j,t} = \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\omega_p} y_t. \quad (10)$$

La fonction de demande de bien intermédiaire de type j formulée par l'entreprise représentative de bien final peut également s'écrire :

$$\frac{y_{j,t}}{y_t} = \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\omega_p}. \quad (11)$$

L'environnement concurrentiel dans lequel évolue l'entreprise représentative de bien final implique la condition suivante :

$$P_t y_t = \int_0^1 P_{j,t} y_{j,t} dj, \quad (12)$$

correspondant à une situation de profit nul, ce qui est équivalent à :

$$\int_0^1 \frac{P_{j,t}}{P_t} \frac{y_{j,t}}{y_t} dj = 1 \rightarrow \int_0^1 \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{1-\omega_p} dj = 1 \text{ ou encore } P_t = \left[\int_0^1 [P_{j,t}]^{1-\omega_p} dj \right]^{\frac{1}{1-\omega_p}}.$$

I.1.4– L'entreprise représentative de biens intermédiaires

L'entreprise représentative produisant le bien intermédiaire de type j est en concurrence monopolistique sur le marché des biens intermédiaires. Elle choisit le prix $P_{j,t}$ auquel elle vend son bien intermédiaire de type j aux entreprises de bien final, ainsi que la quantité $h_{j,t}$ de demande de travail agrégé adressée à l'intermédiaire sur le marché du travail. Le bien intermédiaire de type j est obtenu en utilisant la fonction de production suivante :

$$y_{j,t} = [h_{j,t}]^{\mathfrak{U}}, \quad \text{avec } \mathfrak{U} < 1. \quad (13)$$

Les entreprises de biens intermédiaires :

- payent les salaires avant de réaliser leur production ;
- empruntent en début de chaque période le montant $W_t h_{j,t}$ aux intermédiaires financiers et supporter la charge d'intérêt à la fin de chaque période ;
- supportent les coûts de production de $R_{j,t}^L W_t h_{j,t}$, où $R_{j,t}^L$ est le taux d'intérêt « brut » sur le crédit contracté par l'entreprise intermédiaire de type j , tel que $R_{j,t}^L \equiv 1 + r_{j,t}^L$, avec $r_{j,t}^L$, le taux d'intérêt sur les crédits –ainsi, le taux d'intérêt sur les crédits est donc un des déterminants des coûts de production, car une répercussion du taux d'intérêt du marché monétaire sur le taux des crédits entraîne directement une modification du coût marginal supporté par les entreprises.

Le profit à la période t de l'entreprise produisant le bien intermédiaire de type j est donné par l'expression suivante :

$$N_{j,t}^F = P_{j,t}y_{j,t} - R_{j,t}^L P_t w_t h_{j,t}. \quad (14)$$

L'entreprise représentative produisant les biens intermédiaires maximise son profit intertemporel sous les contraintes de sa fonction de production et la fonction de demande de bien intermédiaire de type j formulée par les entreprises produisant le bien final.

$$\text{Max } N_{j,t}^F = P_{j,t}y_{j,t} - R_{j,t}^L P_t w_t h_{j,t}$$

sous contraintes

$$y_{j,t} = [h_{j,t}]^{\bar{v}},$$

$$y_{j,t} = \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\bar{\omega}p} y_t.$$

Les profits réalisés sont distribués aux ménages. La condition d'optimalité associée au choix de la quantité de travail agrégé demandée permet de dériver une expression du coût marginal supporté par l'entreprise de bien intermédiaire de type j .

Le choix de la quantité de travail agrégé demandée par l'entreprise intermédiaire de type j est caractérisé par le programme de maximisation ci – après :

$$\text{Max } E_{t-1} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{\lambda_{t+1} P_{j,t} y_{j,t} - R_{j,t}^L P_t w_t h_{j,t}}{\lambda_t} \right\},$$

$$\{ h_{j,t} \}$$

sous contrainte de la fonction de production $y_{j,t} = [h_{j,t}]^{\bar{v}}$,

l'expression $\beta^t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}$ désigne la valeur de l'utilité marginale pour un ménage de recevoir une unité monétaire de profit supplémentaire pendant la période t . La condition d'optimalité associée au choix du nombre d'unités de travail $h_{j,t}$ utilisées par l'entreprise intermédiaire de type j est donnée par :

$$-E_{t-1} \left\{ \beta^t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right) R_{j,t}^L w_t + \beta^t \mathcal{M}_{j,t} \bar{v} [h_{j,t}]^{\bar{v}-1} \right\} = 0, \quad (15a)$$

ou encore :

$$E_{t-1} \{ \Gamma_{j,t} \} = E_{t-1} \left\{ \frac{1}{\bar{v}} R_{j,t}^L \frac{w_t h_{j,t}}{y_{j,t}} \right\}, \quad (15b)$$

où $\mathcal{M}_{j,t}$ est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte représentée par la fonction de production et $\Gamma_{j,t} = \frac{\lambda_t \mathcal{M}_{j,t}}{\lambda_{t+1}}$ représente le coût marginal réel.

Le coût marginal réel supporté par les entreprises de biens intermédiaires est donné par :

$$\Gamma_{j,t} = \frac{1}{\bar{v}} R_{j,t}^L \frac{w_t h_{j,t}}{y_{j,t}},$$

où $\Gamma_{j,t}$ représente le coût marginal supporté par l'entreprise de bien intermédiaire

de type j , et $w_t \equiv \frac{W_t}{P_t}$, le salaire réel.

Le modèle postule que les entreprises de biens intermédiaires :

- sont confrontées à des rendements décroissants, $\vartheta < 1$;
- développent des relations durables avec des banques spécifiques ;
- font face à des coûts marginaux différents.

Partant, le coût marginal supporté par l'entreprise de bien intermédiaire de type j peut donc s'écrire :

$$\Gamma_{j,t} = \Gamma_t \left(\frac{y_{j,t}}{y_t} \right)^{\frac{\varpi_L(1-\vartheta)-1}{\varpi_L\vartheta}}, \quad (16)$$

où Γ_t représente le coût marginal moyen supporté par l'entreprise de biens intermédiaires et $\frac{1}{\varpi_L}$ mesure le pouvoir de monopole observé dans le secteur bancaire.

Le coût marginal réel moyen supporté par les entreprises de biens intermédiaires est donné par :

$$\Gamma_t = \frac{1}{\vartheta} R_t^L \frac{w_t h_t}{y_t}. \quad (17)$$

Ainsi, il devient possible de préciser le rapport entre le coût marginal de l'entreprise de biens intermédiaires de type j et le coût marginal moyen :

$$E_{t-1}\{\Gamma_{j,t}\} = E_{t-1}\left\{ \Gamma_t \frac{R_{j,t}^L h_{j,t} y_{j,t}}{R_t^L h_t y_t} \right\},$$

ou encore d'après $y_{j,t} = [h_{j,t}]^\vartheta$ et $L_{j,t} = \left(\frac{R_{j,t}^L}{R_t^L} \right)^{-\varpi_L} L_t$:

$$E_{t-1}\{\Gamma_{j,t}\} = E_{t-1}\left\{ \Gamma_t \left(\frac{L_t}{L_{j,t}} \right)^{\frac{1}{\varpi_L}} \left(\frac{y_{j,t}}{y_t} \right)^{\frac{1}{\vartheta}} \frac{y_t}{y_{j,t}} \right\}. \quad (18)$$

où L_t est la demande de prêt agrégé.

Et puisque le modèle suppose que les crédits servent à financer les salaires :

$$L_t = W_t h_t \text{ et } L_{j,t} = W_t h_{j,t},$$

le rapport entre le coût marginal de l'entreprise de biens intermédiaires de type j et le coût marginal moyen s'établit comme suit :

$$E_{t-1}\{\Gamma_{j,t}\} = E_{t-1}\left\{ \Gamma_t \left(\frac{y_{j,t}}{y_t} \right)^{\frac{\varpi_L(1-\vartheta)-1}{\varpi_L\vartheta}} \right\}. \quad (19)$$

En admettant que les entreprises de biens intermédiaires sont confrontées à des frictions nominales à la *Calvo (1983)*, le modèle intègre dans l'analyse les rigidités sur le marché des biens intermédiaires. On note qu'à chaque période, les entreprises de biens intermédiaires peuvent réoptimiser leur prix seulement avec une probabilité $1 - \theta_p$, indépendamment du temps écoulé depuis sa dernière

réoptimisation. De ce fait, une proportion $1 - \theta_p$ des entreprises de biens intermédiaires peut réoptimiser son prix et ce prix restera fixé pour une durée moyenne de $\frac{1}{(1-\theta_p)}$.

La proportion θ_p des entreprises de biens intermédiaires qui ne peuvent pas réoptimiser leur prix ajustent leur prix selon la règle automatique résumée par l'expression ci - après :

$$P_{j,t+k} = \vartheta_{t,t+k}^p P_{j,t}, \quad (20)$$

avec :

$$\vartheta_{t,t+k}^p = \begin{cases} [(\pi)^{1-\alpha_p} (\pi_t)^{\alpha_p}] * [\pi^{1-\alpha_p} (\pi_{t+1})^{\alpha_p}] * \dots * [\pi^{1-\alpha_p} (\pi_{t+k-1})^{\alpha_p}] & \text{si } k \geq 1 \\ 1, & \text{sinon} \end{cases},$$

où $\pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}}$ désigne l'inflation sur la période t et π , l'inflation à l'état stationnaire. Le paramètre $\alpha_p \in [0,1]$ représente le degré d'indexation des prix des biens intermédiaires sur l'inflation de la date précédente.

Pour une entreprise de bien intermédiaire de type j pouvant réoptimiser son prix à la période t , le choix du prix $P_{j,t}^*$ passe par la maximisation du programme suivant :

$$\begin{aligned} \text{Max}_{\{P_{j,t}^*\}} E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_p)^k & \left\{ \left[\frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left(\frac{\vartheta_{t,t+k}^p P_{j,t}^*}{P_{t+k}} \right) y_{j,t+k}^* - C_{j,t+k}(y_{j,t+k}^*) \right] \right\}, \\ & \text{sous contrainte de la demande de bien intermédiaire} \\ & y_{j,t+k}^* = \left[\frac{\vartheta_{t,t+k}^p P_{j,t}^*}{P_{t+k}} \right]^{-\omega_h} y_{t+k}, \end{aligned}$$

où $y_{j,t+k}^*$ est la production en $t+k$ de l'entreprise intermédiaire de type j ayant réoptimiser son prix pour la dernière fois en t et $C_{j,t+k}(y_{j,t+k}^*)$ est le coût réel associé à la production de $y_{j,t+k}^*$.

Le coût réel supporté par l'entreprise de bien intermédiaire de type j est donné par :

$$C_{j,t+k}(y_{j,t}) = R_{j,t}^L w_t h_{j,t} = R_{j,t}^L w_t [y_{j,t}]^{\frac{1}{\sigma}}, \quad (21)$$

et le coût marginal est donné par l'équation :

$$E_{t-1} \{ \Gamma_{j,t} \} = E_{t-1} \left\{ \frac{1}{\sigma} R_{j,t}^L \frac{w_t h_{j,t}}{y_{j,t}} \right\}. \quad (22)$$

Eu égard au programme établi, la condition du premier ordre associée au choix du prix $P_{j,t}^*$ par une entreprise représentative produisant le bien intermédiaire et pouvant réoptimiser son prix à la période t , est donnée par :

$$E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_p)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left[(1 - \omega_p) \left(\frac{\vartheta_{t,t+k}^p}{P_{t+k}} \right) y_{j,t+k}^* + \omega_p \frac{y_{j,t+k}^*}{P_{j,t}^*} \Gamma_{j,t+k}(y_{j,t+k}^*) \right] \right\} = 0. \quad (23)$$

Une manipulation simple, nous permet d'obtenir :

$$\begin{aligned} E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_p)^k & \left\{ \left(\frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \right) y_{j,t+k}^* \left[\left(\frac{\vartheta_{t,t+k}^p}{\pi_{t,t+k}^p} \right) \left(\frac{P_{j,t}^*}{P_t} \right) - \left(\frac{\omega_p}{\omega_p - 1} \right) \Gamma_{j,t+k}(y_{j,t+k}^*) \right] \right\} = 0, \\ & \text{où } \pi_{t,t+k} = \frac{P_{t+k}}{P_t}. \end{aligned} \quad (24)$$

I.1.5– Les intermédiaires financiers

Le modèle considère les hypothèses suivantes :

(i) *les intermédiaires financiers entretiennent une relation stable (relation durable) avec les entreprises de biens intermédiaires.*

L'intermédiaire financier de type $g \in [0; 1]$ fait face à la fonction de demande de prêts (fonction de demande de crédit) :

$$L_{g,t} = \left[\frac{R_{g,t}^L}{R_t^L} \right]^{-\varpi_L} L_t, \quad (3.25)$$

similaire aux équations utilisées pour représenter :

— la demande de travail de type i :

$$h_{i,t} = \left[\frac{W_{i,t}}{W_t} \right]^{-\varpi_h} h_t; \quad (3.26)$$

— la demande de biens intermédiaires de type j :

$$y_{j,t} = \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\varpi_p} y_t; \quad (3.27)$$

mais sans micro – fondation. L'obtention d'une fonction de demande de crédit avec fondements microéconomiques peut être obtenue, comme dans *Henzel et al. (2007)*, à partir d'un programme de minimisation des coûts d'une entreprise de bien intermédiaire détenant un portefeuille de crédit diversifié. L'environnement financier comporte, dans ce cas, des banques se livrant à la concurrence sur les taux d'intérêt des crédits et offrant des prêts différenciés suivant la taille des entreprises, le secteur d'activités ou la spécialisation géographique.

Le paramètre $\varpi_L > 1$ représente l'élasticité au taux d'intérêt de la demande de crédit et donc, s'apparente à l'incitation de l'entreprise intermédiaire de mettre fin à sa relation avec sa banque si cette dernière modifie son taux d'intérêt. Plus ϖ_L prend de valeurs élevées, plus la relation entre la banque et l'entreprise intermédiaire est fragile et plus la structure du marché du crédit est proche d'une situation concurrentielle. La variable $R_{g,t}^L$ représente le taux d'intérêt appliqué sur les prêts $L_{g,t}$ accordés par la banque g ;

(ii) *l'entreprise représentative de bien final utilise l'ensemble des biens intermédiaires disponibles ;*

(iii) *l'intermédiaire représentatif sur le marché de travail utilise l'ensemble des types de travail disponibles ;*

(iv) *les crédits reçus par les entreprises intermédiaires ne sont pas diversifiés sur l'ensemble des intermédiaires financiers présents sur le marché du crédit ;*

(v) *les entreprises de biens intermédiaires maintiennent des relations durables avec un intermédiaire financier particulier ;*

(vi) *le marché du crédit est caractérisé par des rigidités ; en effet, les banques peuvent modifier leur taux d'intérêt suivant le processus à la Calvo (1983).*

A chaque période, les intermédiaires financiers peuvent réoptimiser leur taux d'intérêt seulement avec une probabilité $1 - \theta_L$ indépendamment du temps s'étant écoulé depuis son dernier ajustement. Ainsi, chaque période, une proportion $1 - \theta_L$ des banques peut ajuster son taux d'intérêt et ce taux restera fixé pour une durée moyenne de $\frac{1}{(1-\theta_L)}$; et une proportion θ_L des banques conserve son taux d'intérêt inchangé. Le taux d'intérêt agrégé satisfait ainsi la condition :

$$(R_t^L)^{1-\varpi_L} = (1 - \varpi_L)(R_t^{L*})^{1-\varpi_L} + \theta_L(R_{t-1}^L)^{1-\varpi_L},$$

où R_t^{L*} est le taux d'intérêt réoptimisé par les banques.

Une banque ayant la possibilité de réoptimiser son taux d'intérêt à la période t choisit son taux d'intérêt de façon à maximiser la valeur présente espérée de ses profits donnée par :

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_L)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} N_{t+k}^{FI} \right\}, \quad (28)$$

avec N_{t+k}^{FI} , les profits réalisés par la banque et $\left[(\beta)^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \right]$, le facteur d'escompte. On note par ailleurs que, puisque les profits sont redistribués aux ménages à la fin de chaque période, le facteur d'escompte égalise au taux marginal intertemporel de substitution du ménage représentatif ;

(vii) les banques accordent des crédits aux entreprises intermédiaires (L_t), se financent par dépôts (D_t) et contractent des crédits auprès de la banque centrale (X_t).

Le profit à la période $t + k$ de la banque g ayant réoptimisé son taux d'intérêt à la période t pour la dernière fois, est noté :

$$N_{g,t+k}^{FI} = R_{g,t}^{L*} L_{g,t+k} - R_{t+k}^D D_{g,t+k} - R_{t+k}^M X_{g,t+k},$$

où $R_{g,t}^{L*}$ désigne le taux d'intérêt réoptimisé par la banque g à la période t ;

R_{t+k}^D , le taux d'intérêt sur les dépôts à la période $t + k$ et

R_{t+k}^M , le taux d'intérêt contrôlé par la banque centrale à la période $t + k$;

(viii) l'absence d'opportunité d'arbitrage. Cela nous conduit à admettre que :

- le taux d'intérêt sur les dépôts est égal au taux d'intérêt contrôlé par la banque centrale. ;
- le taux d'intérêt sur les dépôts est exogène par la banque ;

(ix) la contrainte de bilan de la banque est par une relation linéaire simple, notée :

$$L_{g,t} = D_{g,t} + X_{g,t} ;$$

(x) le volume de crédits accordés est égal à la somme des dépôts reçus des ménages et des liquidités obtenues auprès de la banque centrale.

Ainsi, en considérant l'équation définissant le profit à la période $t + k$, soit $N_{g,t+k}^{FI} = R_{g,t}^{L*} L_{g,t+k} - R_{t+k}^D D_{g,t+k} - R_{t+k}^M X_{g,t+k}$, on peut dès lors écrire :

$$N_{g,t+k}^{FI} = (R_{g,t}^{L*} - R_{t+k}^M) L_{g,t+k}. \quad (29)$$

Et donc, le programme d'une banque ayant la possibilité de réoptimiser son taux d'intérêt consistera à choisir son taux d'intérêt $R_{g,t}^{L*}$ de façon à maximiser son profit intertemporel sous la contrainte de la fonction de demande de crédit. Ce programme de maximisation s'écrit comme suit :

$$\text{Max } E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_L)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} (R_{g,t}^{L*} - R_{t+k}^M) L_{g,t+k}^* \right\},$$

$$\{R_{g,t}^{L*}\}$$

sous contrainte

$$L_{g,t+k}^* \equiv \left(\frac{R_{g,t}^{L*}}{R_{t+k}^M} \right)^{-\varpi_L} L_{t+k}.$$

La condition d'optimalité associée à ce programme est donnée par :

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_L)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left[(1 - \varpi_L) + \varpi_L \frac{R_{t+k}^M}{R_{g,t}^{L*}} \right] \left(\frac{R_{g,t}^{L*}}{R_{t+k}^M} \right)^{-\varpi_L} L_{t+k} \right\} = 0,$$

ou encore :

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_L)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} (1 - \varpi_L) \left[1 - \frac{\varpi_L}{(\varpi_L - 1)} \frac{R_{t+k}^M}{R_{g,t}^{L*}} \right] L_{g,t+k}^* \right\} = 0,$$

où $\frac{\varpi_L}{(\varpi_L - 1)}$ est le taux de marge de la banque et $L_{g,t+k}^*$, les crédits en $t + k$ de la banque g ayant réoptimisé son taux d'intérêt pour la dernière fois en t .

I.1.6– La banque centrale

La banque centrale fixe son taux d'intérêt en appliquant une règle. Comme d'aucuns le recommandent (Smets et Wouters, 2003 ; Hülsewig, Mayer et Wollmershäuser, 2006), le choix de la règle de politique monétaire à retenir doit tenir compte des considérations empiriques. Nous privilégions l'approche normative¹ qui consiste à adopter une règle de politique monétaire optimale résultant d'un comportement d'optimisation, afin d'aboutir à la meilleure représentation des données par le modèle.

En vue de prendre en compte la problématique de disponibilité des données statistiques, nous supposons et considérons par la suite que la banque centrale minimise une fonction quadratique de perte intertemporelle donnée par une relation traduisant ses préférences par rapport aux déviations de l'inflation. En simplifiant la notation et en adaptant le modèle aux contraintes imposées par l'environnement statistique de la RD Congo, on obtient :

$$\min E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\lambda \hat{y}_t^2 + (1 - \lambda) \hat{\pi}_t^2] \quad ; 0 \leq \beta, \lambda \leq 1,$$

sous contrainte de

(1) la nouvelle courbe IS caractérisant la demande agrégée² :

$$\hat{y}_t = \left(\frac{a}{1+a} \right) \hat{y}_{t-1} + \left(\frac{a}{1+a} \right) E_t \hat{y}_{t+1} - \left[\frac{1-a}{\sigma(1+a)} \right] (\hat{\pi}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + \eta_t^y,$$

- une valeur élevée du coefficient a ($a \geq 0$) indique l'importance et la persistance des habitudes de consommation des ménages ;
- le mécanisme de la politique monétaire est défini par les coefficients a et σ . Une faible valeur de ces paramètres indiquent que les ménages sont moins poussés à lisser leur consommation et

¹ Notons par ailleurs que l'approche descriptive cherche à estimer en équilibre partiel une règle de Taylor.

² La nouvelle courbe IS est dérivée de la log – linéarisation de l'équation d'Euler sur la consommation des ménages.

donc, l'écart de production devient plus sensible aux réactions des chocs de la politique monétaire ;

- le niveau de l'écart de production courante est *positivement corrélé* à la variation de l'écart de production passée ou future et *négativement corrélé* à la variation du taux d'intérêt.

(2) la courbe de Phillips néo – keynésienne, fonction des prix et caractérisant l'offre agrégée¹ :

$$\hat{\pi}_t = \left(\frac{\varsigma}{1 + \beta\varsigma} \right) \hat{\pi}_{t-1} + \left(\frac{\beta}{1 + \beta\varsigma} \right) E_t \hat{\pi}_{t+1} + \kappa \hat{y}_t + \eta_t^\pi,$$

- le paramètre κ , évoluant inversement à la probabilité θ , mesure la sensibilité de l'inflation due aux fluctuations de la production. Il est défini par les paramètres structurels du modèle : $\kappa \equiv \frac{(\sigma + \varepsilon)(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{(1 + \beta\varsigma)\theta}$, où ε est l'élasticité du travail des ménages. La valeur de θ est élevée, et donc κ faible, lorsque les prix sont fortement rigides. Dans ce cas, l'inflation devient moins sensible aux déviations de la production ;
- l'inflation courante est *positivement corrélée* au niveau de l'inflation passée, à l'inflation future anticipée et à l'écart de production courante.

(3) la fonction de réaction de la banque centrale :

$$\hat{r}_t = \xi_\pi \hat{\pi}_t + \xi_y \hat{y}_t + \eta_t^r,$$

où pour chaque instant du temps t , \hat{y} et $\hat{\pi}$ mesurent respectivement les déviations en pourcentage de la production et du taux d'inflation ;

\hat{r} , la déviation en pourcentage du taux d'intérêt nominal ;

λ , le taux de préférence relative mesurant le poids accordé par la banque centrale aux déviations de l'écart de production par rapport à celles de l'inflation,

β , le taux d'escompte stochastique des ménages et

η , les chocs tels que $E_t(\eta_t) = 0$, $E_t(\eta_t \eta_t) = \sigma^2$ et $E_t(\eta_t \eta_{t-1}) = 0$ [iid, $N(0, \sigma_\eta^2)$], avec

η_t^y , chocs de la demande ou choc dû aux préférences des ménages,

η_t^π , chocs aléatoires affectant l'offre agrégée (cost – push shock),

η_t^r , chocs de politique monétaire.

La troisième contrainte décrit le mécanisme de détermination du taux d'intérêt nominal par la banque centrale lorsqu'elle répond aux déviations de l'inflation et de la production. Au regard de restrictions de Blanchard et Kahn (1980), cette contrainte assure l'équilibre du modèle et garantit l'existence d'une solution unique.

Au regard de travaux de Cateau et Murchison (2010), McCaw et Morka (2005) et Côté, Lam, Liu et St – Amant (2002), nous considérons, dans le cadre de notre étude, la troisième contrainte comme la règle de la politique monétaire. Après une investigation sur la performance des règles de la politique monétaire sur douze modèles, les auteurs précités montrent que les règles monétaires simples, notamment celle proposée par Taylor, se comportent mieux que les règles plus complexes. Par ailleurs, puisque la banque centrale ne maîtrise pas son environnement, nous intégrons la composante stochastique dans la troisième contrainte du programme.

En considérant le programme dérivé ci – haut, il convient de noter que des valeurs faibles de paramètres β et λ signifient que la banque centrale accorde plus d'importance au présent et est plus concernée par les déviations de l'inflation (Rudebusch et Svensson, 2001).

¹ La NKPC est dérivée de l'équation d'Euler des formes individuelles en compétition monopolistique fixant leur prix optimal à la Calvo (1983) avec une indexation ς à la Christiano, c'est – à – dire il existe une probabilité θ pour une firme de ne pas ré – optimiser son prix et parmi celles qui ne ré – optimisent pas, une proportion ς indexe leurs prix courants par rapport au niveau de l'inflation passée telle que, pour chaque firme j , $P_{j,t} = \pi_{t-1} P_{j,t-1}$.

Lorsque le taux d'escompte stochastique :

- tend vers l'unité, la fonction quadratique peut être décalée de $1 - \beta$ [Rudebusch et Svensson (2001) et Dennis (2004)]. Ainsi, on obtient :

$$\lim(1 - \beta) \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\lambda \hat{y}_t^2 + (1 - \lambda) \hat{\pi}_t^2] ;$$

- égale à l'unité, la limite converge à l'espérance non conditionnelle de la fonction de perte définie par la somme pondérée des variances non - conditionnelles de l'inflation et de l'écart de production notée par :

$$E_t[\lambda \hat{y}_t^2 + (1 - \lambda) \hat{\pi}_t^2] = \lambda \text{var}(\hat{y}) + (1 - \lambda) \text{var}(\hat{\pi}).$$

L'espérance non conditionnelle de la fonction de perte obtenue précédemment permet l'évaluation de l'efficacité d'une politique monétaire selon le poids relatif accordé aux déviations de la production.

I.2- Linéarisation, Equilibre du modèle et Politique monétaire optimale

I.2.1- Linéarisation du modèle

Notons que les deux premières équations de fonctions contraintes du programme de la banque centrale dérivé précédemment sont non linéaires en paramètres. Cette spécification ne facilite pas l'identification de l'état stationnaire du modèle, condition nécessaire pour la mise en œuvre des estimations et simulations. Ainsi, à la lumière du programme initial, nous considérons pour la suite de l'analyse le modèle suivant :

$$\min E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\lambda \hat{y}_t^2 + (1 - \lambda) \hat{\pi}_t^2] \quad ; 0 \leq \beta, \lambda \leq 1,$$

sous contrainte de

$$\hat{y}_t = (1 - \psi) \hat{y}_{t-1} + \psi E_t \hat{y}_{t+1} - \varphi (\hat{r}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + \eta_t^y,$$

$$\hat{\pi}_t = (1 - \omega) \hat{\pi}_{t-1} + \omega E_t \hat{\pi}_{t+1} + \kappa y_t + \eta_t^\pi,$$

$$\hat{r}_t = \xi_\pi \pi_t + \xi_y \hat{y}_t + \eta_t^r,$$

avec ψ, φ, ω et κ des fonctions de paramètres.

Les différents paramètres du modèle d'analyse et leur description respective sont repris dans le tableau suivant.

Tableau 1 : Description des paramètres du programme de la banque centrale

Paramètre	Description
β	Taux d'escompte des ménages
λ	Poids relatif accordé aux déviations de la production par rapport à celles de l'inflation
ψ	Degré de sensibilité de l'écart de production courante par rapport à son niveau futur anticipé
φ	Elasticité de l'écart de production courante au taux d'intérêt réel
ω	Degré de sensibilité de l'inflation courante par rapport à son niveau futur anticipé
κ	Elasticité de l'inflation à l'écart de production
ξ_π	Degré de réaction du taux d'intérêt nominal aux déviations de l'inflation
ξ_y	Degré de réaction du taux d'intérêt nominal à l'écart de production
η_t^y	Ecart - type du choc de demande
η_t^π	Ecart - type du choc d'offre
η_t^r	Ecart - type du choc monétaire

En considérant le programme linéarisé, nous relevons deux paramètres majeurs dans le cadre de notre analyse. Le *paramètre* φ capte le canal de transmission de l'action de la politique monétaire sur l'économie. Une valeur faible de φ réduit la sensibilité de l'écart de production face à l'action de la banque centrale sur le taux d'intérêt.

Et parallèlement, le *paramètre* κ précise le mécanisme de transmission des effets de la politique monétaire aux fins de stabilisation macroéconomique et détermine le degré d'arbitrage entre les déviations de l'inflation et celles de la production. Une valeur positive de κ indique une réduction immédiate de l'inflation à la suite d'un choc de politique monétaire. Pour des valeurs faibles, il implique une faible fréquence d'ajustement. Dès lors, l'action de la banque centrale sur le taux d'intérêt est négativement corrélée à la variation de l'écart de production ($-\varphi$) et positivement corrélée à l'inflation ($+\kappa$).

I.2.2- Equilibre du modèle

A l'équilibre symétrique, nous obtenons les résultats consignés dans le tableau suivant.

Tableau 2 : Equilibre comptable du modèle d'analyse

$D_{i,t} = D_t$	$Q_{i,t} = Q_t$	$c_{i,t} = c_t$
$W_{i,t} = W_t$	$h_{i,t} = h_t$	$R_{g,t}^L = R_t^L$
$L_{g,t} = L_t$	$P_{j,t} = P_t$	$y_{i,t} = y_t$
$\int_0^1 N_{i,t}^F di = \int_0^1 N_{j,t}^F dj = N_t^F$		$\int_0^1 N_{i,t}^{FI} di = \int_0^1 N_{j,t}^{FI} dj = N_t^{FI}$

La contrainte de ressource agrégée pour l'économie est donnée par l'équation :

$$\frac{D_t}{R_t^D} + Q_t + P_t c_t = Q_{t-1} + D_{t-1} + W_t h_t + N_t^F + N_t^{FI}, \quad (30a)$$

ou encore :

$$\frac{D_t}{R_t^M} + Q_t + P_t c_t = Q_{t-1} + D_{t-1} + P_t y_t + (1 - R_t^M) D_t + (1 - R_t^M) X_t. \quad (30b)$$

La contrainte de ressource agrégée pour l'économie devient donc : $y_t = c_t$. En réécrivant le problème d'optimisation dynamique de la banque centrale sous sa forme matricielle, on obtient :

$$\min E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{Y_t' Q Y_t\}$$

tel que :

$$H_0 Y_t = H_1 Y_{t-1} + H_2 Y_{t+1} + BR_t + C \eta_t$$

Avec :

— Y_t , le vecteur des variables endogènes tel que :

$$X_t = [x_t, \pi_t];$$

- R_t , la variable de contrôle définie comme l'instrument de politique monétaire de la banque centrale ;
- $\eta_t = [\eta_t^Y, \eta_t^\pi, \eta_t^R]$, un vecteur contenant les chocs structurels du modèle ;
- Q , la matrice des poids relatifs accordés aux déviations de l'inflation et à celles de la production dans la fonction – objectif de la banque centrale ;
- H_i, B et C , les matrices des coefficients contenant les paramètres structurels dans les contraintes telles que :

$$H_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\kappa & 1 \\ -\xi_y & -\xi_\pi \end{bmatrix}, H_1 = \begin{bmatrix} (1-\psi) & 0 \\ 0 & (1-\omega) \\ 0 & 0 \end{bmatrix}, H_2 = \begin{bmatrix} \psi & 0 \\ 0 & \omega \\ 0 & 0 \end{bmatrix}, Q = \begin{bmatrix} \lambda & 0 \\ 0 & (1-\lambda) \end{bmatrix},$$

$$B = \begin{bmatrix} -\phi \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix} \text{ et } C = I_{3 \times 3}$$

La fonction Z lagrangienne du programme de la Banque centrale sous forme matricielle s'écrit :

$$Z = \beta^t [Y_t' Q Y_t + 2\mu_t' (H_0 Y_t - H_1 Y_{t-1} - H_2 Y_{t+1} - B R_t - C \eta_T)] \quad (31)$$

avec $\mu_t = [\mu_t^x, \mu_t^\pi, \mu_t^r]$, un vecteur des multiplicateurs de Lagrange associés respectivement à la contrainte de la nouvelle courbe IS, à celle de la courbe de Phillips néo – keynésienne NKPC et à celle de la fonction de réaction de la banque centrale.

En appliquant les conditions d'optimalité, par rapport aux variables de décision (Y, R), à la fonction de Lagrange dérivée, on obtient :

Pour la période $t > 0$:

- $\frac{\partial Z}{\partial Y_t} = 0 \rightarrow Q Y_t - \beta^{-1} H_2' \mu_{t-1} + H_0' \mu_t - \beta H_1' E_t \mu_{t+1} = 0$;
- $\frac{\partial Z}{\partial R_t} = 0 \rightarrow -B' \mu_t = 0$;
- $\frac{\partial Z}{\partial \mu_t} = 0 \rightarrow H_0 Y_t - H_1 Y_{t-1} - H_2 Y_{t+1} - B R_t - C \eta_T = 0$;

Pour la période $t = 0$:

- $\frac{\partial Z}{\partial Y_t} = 0 \rightarrow Q Y_t + H_0' \mu_t = 0$;
- $\frac{\partial Z}{\partial R_t} = 0 \rightarrow -B' \mu_t = 0$.

La solution initiale (au temps $t=0$) est donnée par $\mu_t = 0$. Ce résultat suppose que le coût de la banque centrale est nul lorsqu'elle met en œuvre une politique monétaire crédible sous engagement.

En considérant la forme canonique de résultats obtenus après application de conditions d'optimalité, on parvient au système d'anticipations rationnelles suivant :

$$\Gamma_0 W_t = \Gamma_1 W_{t-1} + \Gamma_2 E_t W_{t+1} + P \eta_t \quad (32)$$

où $\Gamma_0 = \begin{bmatrix} H_0 & Q & 0 \\ 0 & H_0 & -B \\ -B' & 0 & 0 \end{bmatrix}, W_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ Y_t \\ R_t \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} -\beta^{-1} & Q & 0 \\ 0 & H_1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \Gamma_2 = \begin{bmatrix} \beta H_1 & Q & 0 \\ 0 & H_2 & -B \\ -B' & 0 & 0 \end{bmatrix} \text{ et } P = \begin{bmatrix} 0 \\ C \\ 0 \end{bmatrix}$

En admettant l'hypothèse de crédibilité parfaite de la banque centrale [Söderlind (1999), Giordani et Söderlind (2004), Dennis (2004, 2007)], la solution au programme établi (résolution par la méthode de coefficients indéterminés) est donnée par le système dynamique suivant :

$$\begin{bmatrix} \mu_t \\ Y_t \\ R_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \chi_{11} & \chi_{12} & 0 \\ \chi_{21} & \chi_{22} & 0 \\ \xi_1 & \xi_2 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ Y_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \chi_{13} \\ \chi_{12} \\ \xi_3 \end{bmatrix} \eta_t,$$

ou autrement :

$$W_t = NW_{t-1} + G\eta_t, \quad (33)$$

où $W_t = [\mu_t \ y_t \ r_t]'$ le vecteur des variables endogènes et N , la matrice de transition dont la solution doit être au sens de Blanchard et Kahn (1980).

II.2.3– Politique monétaire optimale

En considérant la solution du programme, il devient plus facile de dériver la règle optimale de la politique monétaire et préciser la nature des impacts des chocs structurels sur les variables macroéconomiques.

On a ainsi :

$$R_t = \xi_1 \mu_{t-1} + \xi_2 Y_{t-1} + \xi_3 \eta_t \quad (34)$$

où ξ_i sont des matrices.

Cette règle est considérée comme la règle monétaire la plus optimale [McCallum (1999), Dennis (2007)] puisque :

- répondant à l'information disponible, Y_{t-1} , au moment de la prise de décision par la banque centrale ;
- intégrant, à travers sa composante stochastique η_t , l'effet des chocs structurels courants ;
- tenant compte de la manière dont les anticipations des agents privés sont formées dans le passé en précisant, via les multiplicateurs de Lagrange μ_{t-1} , le coût à supporter par la banque centrale sous contrainte du respect de son engagement ;
- résultant des pertes de bien-être social plus minimales.

Pour capter la dynamique d'une variable économique à la suite d'un choc, nous considérons l'équation :

$$W_t = NW_{t-1} + G\eta_t. \quad (35a)$$

De ce fait, l'impact des chocs :

$$\eta_t = [\eta_t^Y, \eta_t^\pi, \eta_t^R], \quad (35b)$$

sur les variables économiques définies par :

$$W_t = [\mu_t \ \hat{y}_t \ \hat{r}_t], \quad (35c)$$

est donné par la fonction de réponse suivante :

$$\frac{\partial W_{t+h}}{\partial \eta_t} = N^h G, \quad (35d)$$

avec h l'horizon de temps considéré.

Notons que les effets de chocs sur les variables macroéconomiques dépendent de la nature du système. Lorsque le système $Z_t = Z(\cdot)$ est stationnaire et que la matrice de transition N stable, l'impact des chocs temporaires s'amortit et disparaît lorsque l'horizon considéré tend vers l'infini.

I.3- Présentation et Transformation des données

Le modèle construit sera estimé en considérant la période 2002 – 2012. Les chroniques considérées ont été tirées de la base des données de la Banque Mondiale (WDI – 2012) et complétées par des données plus récentes de la Banque Centrale du Congo (BCC) et de l'Institut National de Statistiques (INS). Nous reprenons en annexe 3 les séries originelles et les séries trimestrialisées (*désagrégation temporelle*) et transformées. La dérivation de l'évolution tendancielle des données a été réalisée à l'aide du filtre de Hodrick – Prescott.

Les données considérées pour l'analyse sont (i) le produit intérieur brut à prix constant ; (ii) l'indice de prix à la consommation ; (iii) le taux d'intérêt directeur nominal.

Pour répondre à l'exigence de stationnarité, les variables de production et de prix sont mesurées en logarithme et le taux d'intérêt nominal en différence première avant de les transformer en pourcentage de déviations par rapport à leurs niveaux de long terme (valeurs cibles). Ainsi, on obtient :

— l'écart de production :

$$\hat{y}_t = 100 * (\log y_t - \log y^*),$$

où y^* est le PIB tendanciel déterminé au moyen du filtre de Hodrick – Prescott ;

— l'écart du taux d'inflation :

$$\hat{\pi}_t = \pi_t^p - \pi_t^*, \text{ avec } \pi_t^p = 100 * (\log p_t - \log p_{t-1}),$$

où π_t^p est la variation d'inflation et π_t^* , la cible d'inflation.

— l'écart du taux d'intérêt nominal :

$$\hat{r}_t = r_t^c - r^*, \text{ avec } \beta = \frac{1}{(1 + r^*)},$$

où r_t^c est le taux d'intérêt nominal et r^* taux d'intérêt d'équilibre de long terme ;
avec $\beta = 0,995$ correspondant aux données trimestrielles ; voir également King, Plosser et Rebelo (1988).

Pour les pays en développement, notamment la RD Congo, le taux d'intérêt d'équilibre de long terme peut être établi entre 5 et 10 % dans un environnement à inflation relativement faible.

A l'état stationnaire, on note des variations nulles pour les variables suivantes :

$$\hat{y} \text{ (écart de production)}; \hat{\pi} \text{ (écart du taux d'inflation)} \text{ et } \hat{r} \text{ (écart du taux d'intérêt nominal)}$$

II- Calibration, Simulation et Estimation

II.1- Calibration du modèle et distribution a priori des paramètres

Comme l'indiquent *Coupet et Renne (2008)* et *Mankiw (2010)*, le principe de la calibration consiste, sans recourir aux calculs numériques lourds, à affecter des valeurs aux paramètres du modèle sur la base de l'information *a priori* et à les ajuster afin de : (i) produire numériquement une situation initiale donnée ; et (ii) dériver les implications empiriques du modèle. Cette démarche impose une certaine discipline et prudence dans le sens où le modèle ne peut expliquer les fluctuations s'il n'est pas calé sur les faits réels. L'idée fondamentale est que l'on suppose au départ que l'économie est en état stationnaire, avant de la soumettre à de chocs exogènes, et d'analyser, par la suite, les effets

dynamiques et les ampleurs de ces chocs sur l'économie à l'aide des *fonctions impulsion – propagation*¹ ou *fonction de réaction* afin de mieux appréhender les mécanismes d'ajustement régissant les variables retenues dans le système économique et d'apprécier pertinemment la corrélation entre elles dans le temps. La dynamique des variables est une combinaison du choc et de sa propagation dans le temps et dans l'espace du système économique.

Etant donné qu'il n'existe pas, pour la RDC, une étude sur le modèle DSGE de référence portant sur la RDC, nous avons procédé, pour réaliser le calibrage des paramètres du modèle d'analyse, à une concertation entre (i) les valeurs des paramètres généralement admis par la littérature économique [Gali, Gertler et Lopez – Salido (2003) ; Lubik et Schirfheude (2004) ; Fuhrer et Rudebusch (2004) ; Christiano, Eichenbaum et Evans (2005) ; Dennis (2005), Castelnovo (2006)], (ii) le compromis tiré après revue de la littérature de quelques études réalisées dans les économies africaines et pays en développement [Oleka et Oyaromade (2007) ; Steinbach, Mathuloe et Smit (2009) ; Dagher, Gottschalk et portillon (2010) ; Garcia – Cicco, Pancrazi et Uribe (2010)] et (iii) les résultats obtenus après estimations économétriques. Parallèlement au calibrage, nous considérons l'analyse sémantique de Smets et Wouters (2003) pour identifier la distribution des paramètres a priori des paramètres du modèle.

Pour la *fonction – objectif de la banque centrale*, il y a lieu de considérer les valeurs suivantes pour la préférence {0,25 ; 0,5 ; 0,75} respectivement selon que l'on met en avant l'hypothèse d'inflation forte, neutre ou faible. Pour la *nouvelle courbe de la demande agrégée*, on note un degré de sensibilité de l'écart de production par rapport aux taux d'intérêt de 0,24 ; un degré de persistance des habitudes de consommation de 0,69 ; une élasticité d'aversion au risque de 0,90 et un degré de sensibilité de l'écart de la production courante par rapport à son niveau futur anticipé de 0,40. Pour la *courbe de Phillips néo – keynésienne*, notons une valeur du facteur d'escompte fixé à 0,995 ; une proportion de 0,80 de firmes qui ne ré – optimisent pas leurs prix à la période t (fréquence trimestrielle) ; un degré d'indexation des firmes qui n'optimisent pas leurs prix de 0,90 ; une élasticité de la demande du travail des ménages de 0,60 ; un degré de sensibilité de l'inflation courante par rapport à son niveau futur anticipé de 0,65 ; une élasticité de l'inflation à l'écart de production de 0,18. Enfin, en vue de garantir l'existence d'une solution unique au modèle, Taylor (1993) fixe le degré de réaction du taux d'intérêt nominal aux déviations de l'inflation à 1,5 et le degré de réaction du taux d'intérêt nominal à l'écart de production à 0,5.

II.2– Simulations

A l'effet de calculer les variabilités observées de l'inflation et celles de l'écart de production, les simulations réalisées sont de nature stochastique avec perturbations. Il sera question de simuler 25 000 fois les équations linéarisées et calibrées par les valeurs estimées du vecteur $\hat{\theta}_t$. Et le couple de variances non – conditionnelles $(\sigma_y^2, \sigma_\pi^2)$ facilite la définition du *point de performance* de la politique monétaire.

II.3– Approche d'estimation

¹ Le terme *impulsion* désigne le choc qui est gardé en mémoire durant t périodes plus tard, alors que le terme *propagation* traduit la réaction des variables endogènes à ce choc au passage du temps.

La procédure d'estimation est menée suivant l'approche bayésienne et se déploie en deux étapes. Premièrement, l'estimation des paramètres structurels à l'aide des techniques bayésiennes ; deuxièmement le calcul, à l'aide des simulations, des variabilités observées et optimales de taux d'inflation et production suivant la méthode des perturbations explicitée dans *Juillard et Ocaktan* (2007), et donc l'explicitation de la règle de politique monétaire la plus optimale.

Le vecteur paramétrique à estimer comprend neuf paramètres en plus du taux d'escompte qui, au regard de la théorie, est fixée à 0,982¹. Ainsi, on a :

$$\theta = \{\psi, \omega, \varphi, \kappa, \rho_y, \rho_\pi, \sigma_{\eta y}, \sigma_{\eta \pi}, \sigma_{\eta r}\}.$$

L'estimation bayésienne permet d'obtenir la distribution a posteriori des paramètres étant donné les chroniques observées ($x_{t=1}^T$), la structure du modèle (M) et la distribution a priori des paramètres en cause (θ).

$$\mathfrak{B}(\theta/x_{t=1}^T, M) = \frac{\mathcal{P}(x_{t=1}^T/\theta, M)\mathfrak{B}(\theta/M)}{\int \mathcal{P}(x_{t=1}^T/\theta, M)\mathfrak{B}(\theta/M)d\theta}$$

où $\mathfrak{B}(\theta/M)$ est la distribution a priori des paramètres du modèle et $\mathcal{P}(x_{t=1}^T/\theta, M) = L(\theta/x_{t=1}^T, M)$, la fonction de vraisemblance qui définit la probabilité que le modèle assigne à chaque observation étant donné les valeurs des paramètres.

¹ Nous considérons, pour notre étude la valeur résultant du calcul de $\beta = \left\{ \frac{1}{\left[1 + \frac{1}{2} \left(\frac{5+10}{100}\right)^{\frac{1}{4}}\right]} \right\}$

Tableau 3 : Calibration et distribution a priori des paramètres

Equation	Paramètre	Description	Fonction de densité	Valeur a priori	
				moyenne	Déviations standards
Nouvelle Courbe de la Demande Agrégée	ψ	Degré de sensibilité de l'écart de production courante par rapport à son niveau futur anticipé	Beta	0,40	0,10
	φ	Elasticité de l'écart de production courante au taux d'intérêt réel	Gamma	0,24	0,10
Courbe de Phillips Néo – Keynésienne	ω	Degré de sensibilité de l'inflation courante par rapport à son niveau futur anticipé	Beta	0,65	0,10
	κ	Elasticité de l'inflation à l'écart de production	Gamma	0,18	0,05
Fonction de réaction de la banque centrale	ξ_{π}	Degré de réaction du taux d'intérêt nominal aux déviations de l'inflation	Normal	1,50	0,20
	ξ_y	Degré de réaction du taux d'intérêt nominal à l'écart de production	Normal	0,50	0,15
Chocs	η_t^y	Ecart – type du choc de demande	Inverse gamma	0,46	2,00
	η_t^{π}	Ecart – type du choc d'offre	Inverse gamma	1,09	2,00
	η_t^r	Ecart – type du choc monétaire	Inverse gamma	0,49	2,00

Les informations et données recueillies tout au long de deux premières sections de ce chapitre vont nous permettre de réaliser, de manière approfondie et rigoureuse, l'évaluation de la politique monétaire, et donc, d'exécuter un premier modèle de type DSGE pour la RDC.

III– Diagnostic de la politique monétaire de la Banque centrale du Congo

Cette section se développe en deux points. Il sera question, avant tout, d'évaluer la politique monétaire en RD. Congo au regard des résultats issus des simulations et estimations et ensuite, d'associer à l'entonnoir keynésien quelques principes de gestion prudentielle, partant des enseignements tirés des prédictions caractérisant les interactions des agrégats retenus dans l'analyse de la dynamique du cadre de la politique monétaire en RD. Congo.

Par ailleurs, l'analyse des résultats des estimations se fera en trois temps. L'attention sera portée respectivement sur :

(i) les paramètres structurels relatifs, notamment, à l'équilibre du système économique. Il sera donc question de se rendre compte de la pertinence des prédictions issues des estimations, d'une part, de la nouvelle courbe IS caractérisant la demande agrégée et d'autre part, de la courbe de Phillips néo – keynésienne, fonction des prix et caractérisant l'offre agrégée ;

(ii) les paramètres décrivant le principe de Taylor, caractérisant la règle de la politique monétaire. Car au regard du modèle d'incohérence temporelle de politique optimale proposée par *Kydland et Prescott (1977)*, il est recommandé, en vertu du postulat de la rationalité économique, que l'autorité de décision dispose d'une règle car la problématique du *policy – mix*¹ n'apparaît plus comme un problème de l'affectation des instruments de politiques économiques mais plutôt comme celui de la coordination entre les autorités de politique économique. Ainsi, le *policy – mix* apparaît, à ce jour, comme une interaction stratégique analysée à travers les outils de la théorie des jeux. A titre illustratif, dans l'analyse de *Blinder (1982)*, on note que les autorités monétaires et fiscales exercent leur action au travers de l'entonnoir commun sans chercher à s'entendre, à tel enseigne qu'un équilibre de Nash inefficace (un taux d'intérêt et un déficit public élevés) est un événement réalisable ;

(iii) les déviations standards ou paramètres liés aux chocs exogènes du modèle. certains chocs secouant le cadre macroéconomique ne résulte pas de la volonté du décideur public, mais ce dernier est appelé à mettre en place des mesures de gestion de tels événements. D'où la nécessité d'intégrer la dimension stochastique dans l'analyse.

Le système considéré pour apprécier la dynamique de la politique monétaire en RD. Congo pendant la période 2002 – 2011, se présente comme suit après estimation (tous les détails sur les simulations sont contenus dans les annexes).

¹ Le *policy – mix*, étant une articulation entre politique monétaire et politique budgétaire, est généralement défini comme une action globale visant à faire interagir, de manière prudente, des mesures monétaires et budgétaires à l'effet de stabiliser l'activité économique.

$$\min E_t \sum_{t=0}^{\infty} 0,982^t [\lambda \hat{y}_t^2 + (1 - \lambda) \hat{\pi}_t^2] \quad ; 0 \leq \beta, \lambda \leq 1,$$

sous contrainte de

$$\hat{y}_t = (1 - 0,5022)\hat{y}_{t-1} + 0,5022E_t\hat{y}_{t+1} - 0,0327(\hat{r}_t - E_t\hat{\pi}_{t+1})$$

$$\hat{\pi}_t = (1 - 0,7707)\hat{\pi}_{t-1} + 0,7707E_t\hat{\pi}_{t+1} + 0,0548y_t$$

$$\hat{r}_t = 0,9765\pi_t + 0,3918\hat{y}_t$$

avec :

- η_t^y : l'écart-type du choc de demande ;
- η_t^π : l'écart-type du choc d'offre ;
- η_t^r : l'écart-type du choc monétaire.

En examinant l'équation de la nouvelle courbe IS déterminant la demande agrégée, le coefficient estimé de la production future anticipée, révèle une particularité sur la dynamique de la production courante. Sa valeur estimée est fixée à 0,5022, proche de 0,49 trouvée par *Benati (2008)*. Ce résultat suggère que dans un environnement macroéconomique relativement stable, la production actuelle dépend, presque dans les mêmes poids, de son niveau passé et de son niveau futur anticipé ; mais en période de récession, elle serait de plus en plus influencée par son niveau retardé. Cette persistance de la production est due à l'effet de lissage de la consommation par les ménages selon qu'ils anticipent une expansion ou une récession. En effet, l'anticipation d'une expansion (récession) incite les ménages à maintenir ou à hausser (diminuer) leur consommation courante et, en conséquence, affecte le niveau de production.

Concernant le paramètre qui capte la sensibilité de la production courante aux variations du taux d'intérêt réel, la valeur estimée pour la période sous - analyse est de 0,0327 et est significativement différente de zéro. Cette faible valeur signifie que l'écart de production est moins sensible aux variations du taux d'intérêt, ce qui réduit l'impact des effets réels des chocs de la politique monétaire sur la demande globale. Cela s'explique par le fait que les ménages sont devenus, soit plus poussés à lisser leur consommation en accordant un poids élevé à leurs habitudes externes de consommation, soit plus averses au risque.

S'agissant de l'équation de la courbe de Phillips Néo - Keynésienne (NKPC), la valeur estimée du paramètre (0,7707) indique que l'inflation courante est plus sensible à l'inflation future anticipée plutôt qu'à son niveau passé. Ce résultat corrobore les prédictions de *Galí et Gertler (2005)* sur la dynamique observée dans la courbe de Phillips Néo - Keynésienne hybride qui atteste une forte sensibilité de l'inflation courante à sa valeur future anticipée. Il ressort de ces résultats les constatations suivantes : (i) les agents économiques, notamment les firmes qui révisent leurs prix, accordent de plus en plus de poids aux prévisions futures de l'inflation ; (ii) en considérant l'hypothèse d'anticipations d'inflation future presque nulles, les firmes seront de moins en moins incitées à réviser leurs prix, ce qui rend les prix

rigides et réduit significativement l'effet induit de l'inflation. Et comme le montre *Ragan (2007)*, cet ancrage des attentes d'inflation est un élément essentiel au succès de la politique monétaire.

Quant à l'élasticité de l'inflation par rapport à l'écart de production, le coefficient estimé (0,0548) est positif et compris à 90% de confiance entre 0,0275 et 0,0820. La positivité de ce coefficient implique une baisse inhérente de l'inflation à la suite d'un choc de politique monétaire. Mais, l'élément le plus intrigant réside au niveau de leurs amplitudes. La valeur très faible indique que l'inflation est de loin moins sensible aux fluctuations de la production en RD. Congo, avec comme conséquence une stabilité relative des prix étant donné le non – ajustement fréquent des prix par les firmes. Ce qui offre un arbitrage favorable à la Banque centrale, car une forte déviation de la production, au regard de ces estimations, n'a qu'un impact très faible sur le niveau de l'inflation. L'amélioration de l'arbitrage couplée avec la faible persistance de l'inflation ainsi qu'un fort engagement du gouvernement (*Troïka politique de la stratégie gouvernementale*) à lutter contre l'inflation ont contribué à doper les efforts de la politique monétaire suivie en augmentant ses effets avec, entre autres, comme résultat positif une réduction significative de l'inflation en 2010 et 2011 et la stabilisation macroéconomique.

Intéressons – nous à présent à l'analyse des paramètres relatifs à la politique monétaire. Il s'agit de deux paramètres ρ_y et ρ_π liés aux degrés de réaction du taux d'intérêt nominal aux déviations de l'inflation et à celles de la production. Les coefficients estimés attestent que la Banque Centrale du Congo a suivi une politique monétaire agressive et stabilisatrice étant donné que le taux d'intérêt nominal réagit plus que proportionnellement aux déviations de l'inflation par rapport à sa cible et fortement aux fluctuations de la production par rapport à son niveau potentiel. Il s'agit donc, aux termes de *Clarida, Gali et Gertler (2000)*, d'une politique monétaire *active* et *non accommodante* à l'inflation.

Enfin, analysons les comportements des paramètres liés aux chocs exogènes du modèle mesurés par les trois déviations standards respectives pour (i) le choc de demande, (ii) le choc d'offre, (iii) ainsi que le choc de la politique monétaire. La décomposition de la variance révèle qu'un choc de demande affecte plus le taux d'inflation que le taux d'intérêt, celui de l'offre affecte modérément la demande et faiblement le taux d'intérêt et in fine, celui du taux d'intérêt n'exerce qu'un effet faible sur l'offre et la demande.

IV– Modèle SVAR et Entonnoir de Keynes

IV.1–Présentation du cadre d'analyse

S'inscrivant dans la suite logique du modèle précédent, considérons à présent un modèle simple, avec fondements microéconomiques, de la détermination du niveau général des prix pour évaluer la politique monétaire. La forme fonctionnelle de l'utilité est telle que :

$$Max_{c, m} \left\{ \int_0^{\infty} \exp(-\beta t) u(c_t, m_t) dt \right\}, \quad (36)$$

où β , est le taux d'escompte subjectif (supposé constant) ; $\exp(\cdot)$, facteur d'actualisation subjectif et $u(\cdot)$, fonction d'utilité instantanée dépendant de la consommation et de la détention d'encaissements réelles m , qui rend des services de liquidité au ménage avec $m=Md/P$ (P est le niveau général des prix).

La fonction – objectif est maximisée sous la contrainte :

$$\dot{a}_t = r_t a_t + y_t - c_t - \tau_t - i_t m_t ; \quad (37)$$

et avec comme condition de solvabilité :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \left\{ \exp \left(- \int_0^t r_s ds \right) a_t \right\} = 0, \quad (38)$$

où t est l'indice du temps ; y_t désigne le revenu ; τ_t , les impôts ; r_t , le taux d'intérêt réel ; i_t , le taux d'intérêt nominal et a_t , la valeur réelle du patrimoine financier du ménage, avec $at = mt + bt$ ($bt=B^d/P$ représente la détention réelle de la dette publique).

La résolution de ce programme suit la marche standard d'obtention d'une solution à un problème d'optimisation dynamique. En considérant une fonction d'utilité log – linéaire :

$$u(c, m) = \alpha \text{Log} c_t + (1 - \alpha) \text{Log} m_t, \quad (39)$$

on obtient :

$$\left. \begin{array}{l} \frac{\alpha}{c_t} = \lambda_t \\ \frac{1 - \alpha}{m_t} = \lambda_t i_t \end{array} \right\} \Rightarrow \frac{i_t m_t}{c_t} = \frac{1 - \alpha}{\alpha} ; \left(\text{avec } \psi = \frac{1 - \alpha}{\alpha} \right) \text{ et } \frac{\dot{c}}{c} = -\frac{\dot{\lambda}}{\lambda} = r_t - \beta,$$

où $\dot{c} = \frac{dc_t}{dt}$

Supposons g , les dépenses publiques ; Ms , la masse monétaire et les équilibres suivant sur les marchés :

- *Marché de la monnaie* :

$$Ms = Md \text{ (égalité Offre et Demande de monnaie)}$$

- *Marché des biens et services* :

$$c_t = y_t - g.$$

Cette structure de marchés implique donc que :

$$\frac{\dot{c}}{c} = 0 \rightarrow r_t = \beta.$$

En vertu de la relation de Fisher, on a :

$$\pi_t = \frac{\dot{P}}{P} = i_t - \beta - y_t.$$

Connaissant les arguments de la détention d'encaisses réelles et le ratio Consommation de services de liquidité de la monnaie/Consommation, ψ ; on obtient sur le marché de la monnaie :

$$\frac{Ms_t}{P_t} = \psi \left(\frac{y_t - g}{i_t} \right). \quad (40)$$

La log-différentielle de la relation (40) par rapport au temps donne la relation suivante :

$$\pi_t = \frac{\dot{i}}{i} + \frac{\dot{M}_s}{M_s} - \frac{(y_t - g)}{(y_t - g)} \quad (41)$$

et en posant : $\frac{\dot{i}}{i} = i_t^*$; $\frac{\dot{M}_s}{M_s} = m_t^*$; $\frac{(y_t - g)}{(y_t - g)} = c_t^*$, on a :

$$\zeta(\pi_t, i_t^*, m_t^*, c_t^*) = 0 \quad (42)$$

Mobilisons à présent la variante VAR structurel du modèle DSGE dérivé précédemment pour apprécier l'efficacité de la politique monétaire en RD. Congo. Afin de mettre en évidence les canaux de transmission empruntée par un choc de politique monétaire sur la sphère réelle, le modèle estimé comprendra les arguments (variables de contrôle) suivants en plus du taux d'intérêt directeur de la Banque centrale du Congo : la masse monétaire, le crédit à l'économie, le taux de change, le prix à la consommation et le PIB réel et les dépenses gouvernementales. L'analyse des effets de la politique économique se fera ainsi, à travers de simulations de chocs aléatoires (fonctions de réponse au choc) et de la décomposition de la variance de l'erreur¹.

IV.1.1– Le modèle VAR structurel

Considérons le modèle SVAR suivant sans restriction :

$$B(L)W_t = \mu + \varepsilon_t \quad (43a)$$

où les dimensions de matrices B_j ($j=0, \dots, p$) sont d'ordre (m, m) ; les vecteurs W_t et ε_t de dimension ($m, 1$) et désignent respectivement les variables endogènes (stationnaires), un vecteur de constante et le vecteur des chocs structurels (bruits blancs homoscedastiques et non corrélés).

La relation (3.43a) peut s'écrire :

$$B_0 Y_t = \mu + (B_1 + B_2 L + \dots + B_p L^{p-1}) Y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow B_0 Y_t = \mu + B'(L) Y_{t-1} \quad (43b)$$

où $B'(L)$ est un polynôme de convolution de degré $p - 1$ tel que : $B'(L) = \sum_{i=1}^p B_i L^{i-1}$.

La forme réduite de la relation (43a) peut dès lors s'écrire (après avoir multiplié de part et d'autre la relation (43b) par B_0^{-1} :

$$W_t = A_0 + A(L)W_{t-1} + \mu_t \quad (44)$$

où $A(L) = \sum_i A_i L^i$; $A_0 = B_0^{-1}$ et $A_i = B_0^{-1} B_i$ ($i = 1, \dots, p$).

L'estimation portera sur le système (44). Chacune des équations sera estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires indépendamment les unes des autres. Les critères de Schwartz et Akaike seront utilisés pour déterminer le nombre de retards p du modèle. Le retard qui minimise ces critères sera alors choisi.

¹ Les fonctions de réponse au choc nous permettront d'analyser l'allure de la réponse d'une variable suite à un choc et l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision d'une variable nous permettra de déterminer la sensibilité de cette variable aux différents chocs, c'est-à-dire la contribution de chaque choc à l'erreur de prévision.

IV.1.2– Le modèle SVAR sous forme de moyenne mobile

En écrivant le modèle SVAR sous forme de moyenne mobile infinie, on parvient à obtenir les fonctions *impulsions – réponses* et la décomposition de la variance de l'erreur. Pratiquement, la représentation moyenne mobile (VMA) s'obtient en inversant le modèle SVAR.

$$B(L)W_t = \mu + \varepsilon_t \rightarrow W_t = \gamma + \psi(L)\varepsilon_t \quad (45)$$

où $B(L)$ est inversible ; $\gamma = [\sum_{i=0}^{\infty} B_i]^{-1}\mu$ et $\psi(L) = [\sum_{i=0}^{\infty} B_i]^{-1}L^i = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i L^i$.

Le système (45) représente les fonctions de réponses à une impulsion aux chocs structurels et la matrice ψ apparaît donc comme un multiplicateur d'impact. Il convient de préciser que nous utilisons un VAR réduit pour estimer les paramètres, afin d'éviter l'étude des conditions d'identification qui sont très lourdes à établir (Sims, 1980).

L'ordre retenu est le suivant : la masse monétaire (M2, en *échelle logarithmique*), le taux de change (ROX, en *échelle logarithmique*), le prix à la consommation (IPC, en *échelle logarithmique*), l'indice d'activité (PIB, en *échelle logarithmique*) et les dépenses gouvernementales (GOV, en *échelle logarithmique*). En vue de contourner les problèmes liés au caractère non stationnaire des variables, nous considérons les accroissements des variables non stationnaires, *au seuil de 5 %*, et suivant un *processus DS* et en log-retour pour celles qui suivent un *processus TS*. Le test de Phillips – Perron a servi à l'évaluation de l'hypothèse nulle de non stationnarité de variables (*voir tableau A5 – 1, en annexe*).

IV.2– Tests, Estimations et Présentation de résultats

IV.2.1– Test de causalité : lien Instrument – Vecteur de transmission – Objectif final

Comme l'indique le test de causalité de Granger¹ (*voir tableau A5 – 4, en annexe*) :

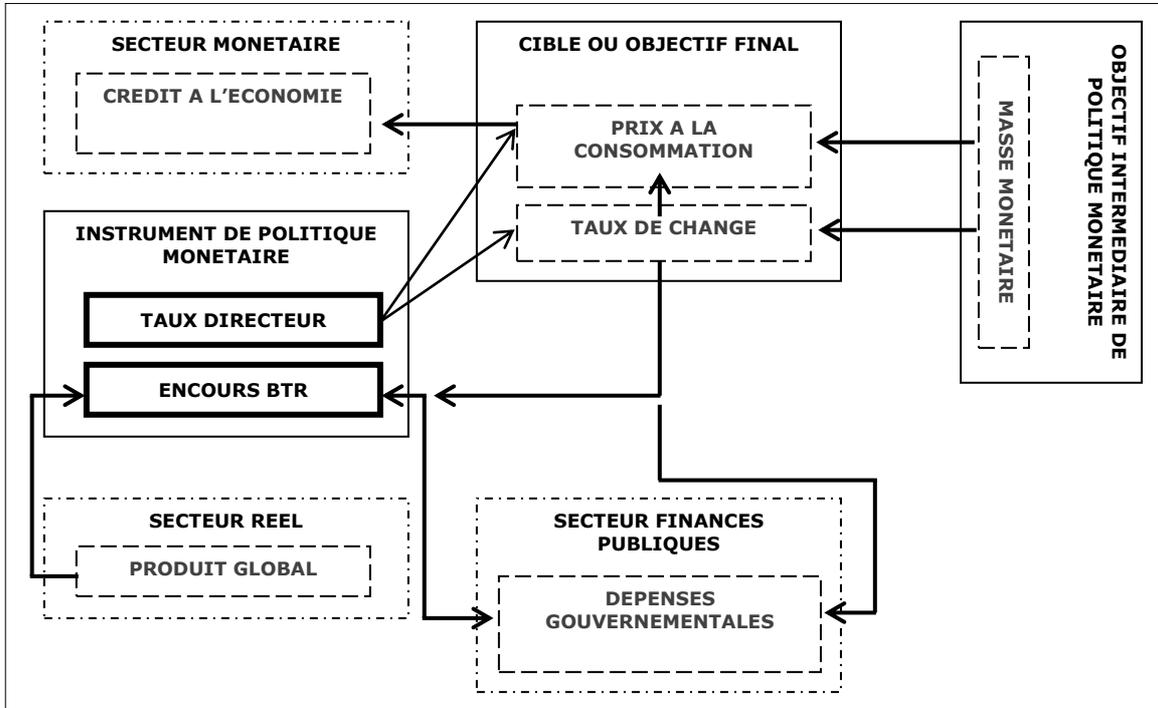
- Le taux directeur cause : le taux de change au seuil et le prix à la consommation au seuil de 10 % ;
- La masse monétaire cause : le taux de change au seuil et le prix à la consommation, cette fois-ci, au seuil de 1 % ;
- Le prix à la consommation cause le crédit à l'économie au seuil de 5 % ;
- Le taux de change cause : le prix à la consommation au seuil de 5 % ; les dépenses gouvernementales et les encours BTR au seuil de 10 % ;
- Le PIB cause les encours BTR au seuil de 10 % ;
- Et enfin, il existe une causalité bi – directionnelle entre les encours BTR et les dépenses gouvernementales, au seuil de 1%.

Ainsi, l'existence du lien de causalité entre les séries stationnaires autorise l'estimation d'un modèle VAR(1).

¹ Soit trois variables X, Y et Z : Au sens de Granger, lorsqu'il est établi que X cause Y, cela signifie qu'il est mieux d'expliquer Y par X, plutôt que par une autre variable Z.

De fait, ces relations permettent de dériver le diagramme d'interaction entre instrument, objectif intermédiaire et objectif final (figure 3.1 ; ci-après).

Figure 1 : Diagramme d'interaction Instrument – Intermédiaire – Cible



A l'issue du test de causalité, les taux d'inflation (*mesure de la valeur interne de la monnaie*) et de change (*mesure de la valeur externe de la monnaie*) apparaissent comme de vecteurs de transmission des actions de politique monétaire sur le secteur de finances publiques. Les décisions sur le taux d'intérêt affectent directement les prix internes et externes.

Concernant l'objectif de stabilité des prix, il y a présence de causalité entre la masse monétaire et les prix ; et entre taux de change et prix. Cela confirme, d'une part, comme le stipulent les théories monétaires, l'origine monétaire de l'inflation et d'autre part, l'inflation importée en RD Congo pendant la période 2007 – 2011. En vue d'une coordination réussie du *Policy mix*, il conviendrait d'identifier, en vertu de la règle d'efficacité de Mundell, l'efficacité relative de chaque type de politique macroéconomique. Par ailleurs, les résultats confirment l'hypothèse émise précédemment sur les caractéristiques de la politique monétaire.

Concernant l'objectif de croissance, les résultats montrent que le taux d'intérêt directeur ne cause pas l'activité réelle. Ainsi, il n'existe pas de canal de transmission répondant au schéma classique Instrument – Objectif intermédiaire – Cible. Le test de causalité révèle une désarticulation de l'économie nationale pendant la période de janvier 2007 et juin 2011. Par exemple, il y a absence de causalité entre crédit à l'économie et activité réelle. Et cette transmission se fait à travers un mécanisme de marché. Ainsi, les efforts d'assainir ce dernier dans le sens de réduire son caractère prépondérant dans l'informel et de lutter contre les mauvaises pratiques (corruption, détournement, inefficacité dans l'affectation des ressources rares et quasi – non renouvelables), d'avoir se poursuivre avec intensité et rigueur.

S'agissant du *Policy mix*, c'est-à-dire la coordination politiques budgétaire – monétaire, il apparaît clairement que la première (*politique budgétaire*) constitue une réponse efficace aux chocs réels, alors que la seconde en est pour les chocs d'origine monétaire. Cependant, en cas de chocs d'origine externe (*empruntant notamment le canal du taux de change*), la combinaison de deux politiques serait plus efficace.

IV.2.2– Estimation du modèle VAR(1) et Analyse des chocs de politique monétaire

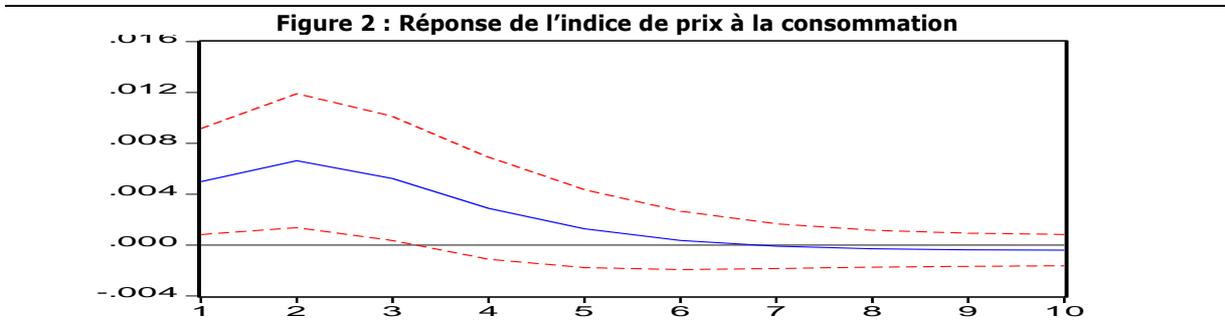
Trois variables ont été retenues afin d'analyser les réponses de l'économie face à un choc de politique monétaire : le taux d'intérêt directeur, les ventes BTR et la masse monétaire. Ceux-ci représentent les variables – clés de la transmission monétaire en RD Congo.

Le choc de politique monétaire, sous la forme d'augmentation du taux d'intérêt directeur et/ou de ventes de BTR est considéré comme une politique restrictive. Alors celui se traduisant sous forme d'augmentation de la masse monétaire est considéré comme une politique expansionniste.

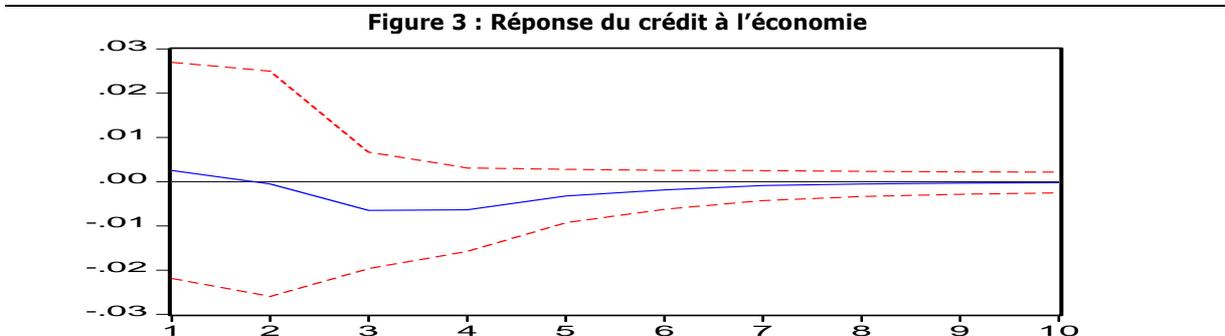
(a) Effet d'un choc sur le taux d'intérêt directeur

Un choc de politique monétaire via le taux d'intérêt directeur de la Banque centrale du Congo affecte le prix à la consommation, le taux de change, le crédit à l'économie et la politique budgétaire. Ainsi, un choc de politique monétaire restrictive, sous forme de hausse du taux d'intérêt :

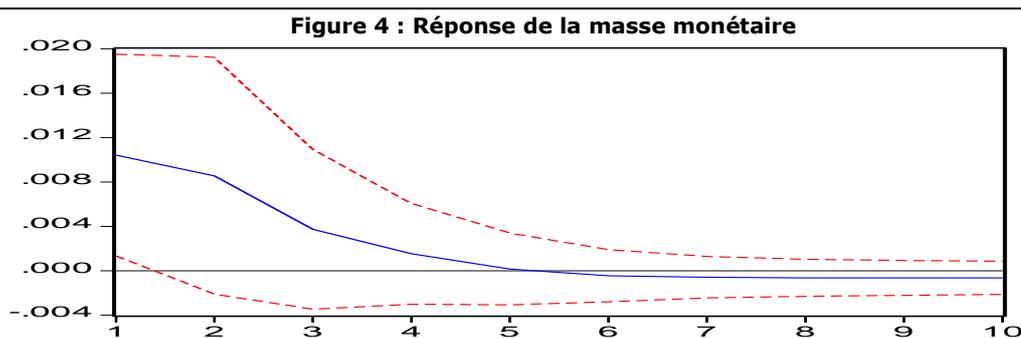
- n'a des effets sur le prix qu'après deux mois et cela semble s'estomper au sixième mois ;



- entraîne une réduction de crédit à l'économie pendant les 4 premiers mois ;



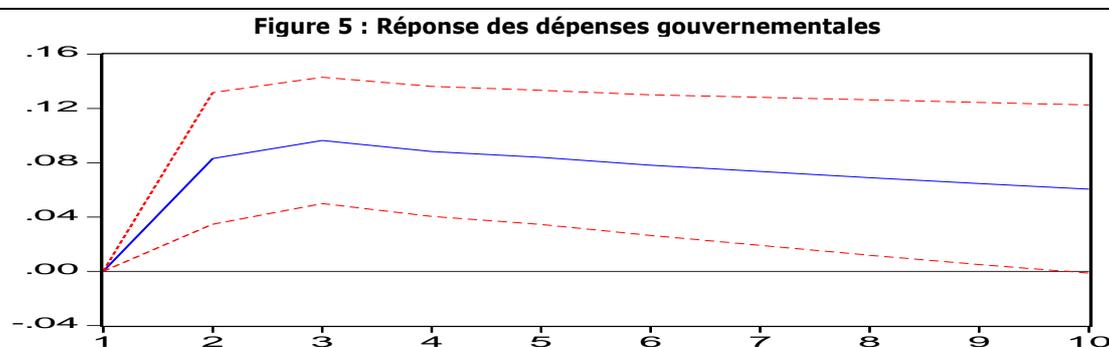
- entraîne une appréciation de la monnaie pendant les 5 premiers mois ;



— pousse l'autorité publique à mettre en œuvre, pendant les deux premiers mois, une politique budgétaire expansionniste afin d'éviter la contraction de l'économie.

(b) Choc sur les ventes BTR

Un choc de politique monétaire via le BTR implique un réajustement de la politique budgétaire.



Un choc de politique, sous forme d'augmentation de ventes de BTR, se traduit pendant les 3 premiers mois par une augmentation de dépenses publiques et celle-ci décélère juste après.

(c) Choc sur la masse monétaire

Un choc sur le BTR affecte également le prix à la consommation, le taux de change, le crédit à l'économie et la politique budgétaire. Un choc de politique monétaire, se traduisant par un accroissement de la masse monétaire affecte les prix dès les premier et deuxième mois (accélération de l'inflation) jusqu'au sixième mois (désinflation) avant de s'amortir. L'augmentation de la masse monétaire, au regard de l'évolution du crédit à l'économie profite plus à l'Etat qu'au secteur privé. Avec ce choc, il s'ensuit également une forte dépréciation de la monnaie, avant de s'amortir au cinquième mois. In fine, ce choc nécessite une politique budgétaire contra - cyclique pendant les 3 premiers mois.

Ces scénarii mettent en évidence la nécessité d'une coordination efficiente, *au sens de Mundell*, de la politique monétaire et de la politique budgétaire aux fins de l'atteinte des objectifs ciblés ou souhaités.

IV.2.3– Analyse de la décomposition de la variance d’erreur

Les résultats repris en annexes (*tableau A5 – 8*) indiquent que la variance de l’erreur de prévision de la variable taux d’intérêt directeur est due à 88,69 % à ses propres innovations, alors que celles des variables BTR et masse monétaire sont dues respectivement à 52,92 et 87,56 % à leurs propres innovations. Par conséquent, l’économie est plus sensible à un choc affectant le taux d’intérêt directeur, puis la masse monétaire. Et moins à celui affectant le BTR.

IV.3– Evaluation de la politique monétaire en RD. Congo à l’aide du modèle DSGE

Il ressort quatre éléments – clés à l’issue de ces investigations :

1. le manque de jointure entre les différents secteurs rend peu efficace la politique monétaire en cas de chocs d’origine externe. Seule la coordination de politique macroéconomique (*policy mix*) permet la diversification de réponses à de chocs symétriques et/ou asymétriques.
2. La politique monétaire, à travers la masse monétaire et le taux d’intérêt directeur de la BCC, impacte directement et faiblement le prix à la consommation et le taux de change. Cependant, le manque de jointure entre les différents secteurs rend quasi – neutre les actions de politique monétaire sur le niveau de consommation de l’individu, tel qu’illustré précédemment par sa fonction d’utilité intertemporelle. La causalité entre les deux variables passe par un mécanisme de marché, c’est-à-dire par un lien stable entre crédit à l’économie/Revenu national. Et ce lien stable ne peut être assuré que par la permanence de l’effort d’assainissement du marché dans le sens de réduire son caractère prépondérant dans l’informel et de lutter contre les mauvaises pratiques (corruption, détournement, inefficience dans l’affectation des ressources rares et quasi – non renouvelables) et les modes d’allocation inefficience de ressource (coût de transaction, facilité de faire les affaires, ...).
3. La politique monétaire est efficace quand le choc est d’origine monétaire, par contre la politique budgétaire en est en cas de chocs réels. Et en cas de chocs d’origine externe, la combinaison des deux politiques permettrait de préserver la compétitivité de l’économie. Ainsi, une coordination efficace de politiques macroéconomiques doit à chaque fois identifier l’origine des chocs avant la mise en œuvre d’une quelconque action.
4. L’économie est plus sensible au choc de politique monétaire sous forme de modification du taux d’intérêt ou de l’offre de monnaie, plutôt que celui sous forme de ventes de BTR. Ainsi, une gestion rigoureuse de ces deux premières variables conditionne l’efficacité de la politique monétaire. Autrement, ces deux variables ont des effets plus permanents sur l’économie, en comparaison à l’instrument BTR.

Au regard de l’analyse de la décomposition de la variance des erreurs et des simulations faites avec les fonctions d’impulsion des chocs aléatoires, il est possible d’éviter les dérapages dans la gestion de la politique monétaire sous trois hypothèses moins fortes formulée comme suit :

(i) l’autorité monétaire doit assurer le contrôle optimal des instruments pour lesquels l’économie est très sensible en cas de chocs¹ ;

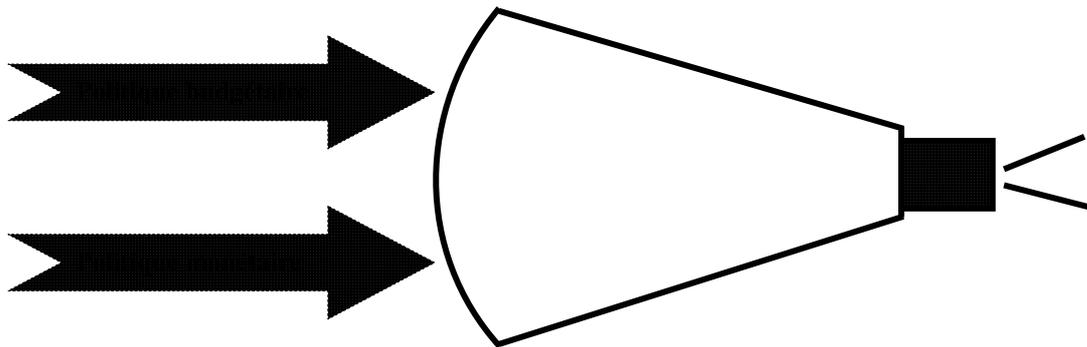
¹ D’après la décomposition de la variance de l’erreur, il s’agit tout d’abord du taux d’intérêt directeur de la BCC, puis de la masse monétaire.

(ii) le contrôle optimal des instruments dont question dans l'hypothèse moins forte (1), doit être garanti par une *coordination efficiente et cohérente du Policy mix à la Mundell – Tinbergen*¹ ;

(iii) l'autorité doit veiller à utiliser prioritairement l'instrument qui ramène le plus rapidement possible l'économie à son niveau d'équilibre, en référence à la règle d'Alphandery, et en complément au principe de l'efficacité relative établie par Mundell.

Ainsi, en joignant ces trois critères à l'entonnoir keynésien, il y a lieu d'atténuer la persistance des effets pervers résultant de différents chocs.

Figure 6 : Entonnoir keynésien



In fine, il convient de noter que le relâchement ou la violation d'au moins une de ces hypothèses moins fortes alimente ou amplifie le risque de dérapages de la politique macroéconomique, c'est – à – dire tout facteur, fait ou phénomène allant dans le sens d'affecter négativement ces trois hypothèses constitue un vrai risque pour l'efficacité de la politique macroéconomique.

V- Condensé de résultats, Enseignements et Perspectives

Le présent papier s'était proposé de construire et d'appliquer pour la première fois un modèle d'équilibre général dynamique stochastique (DSGE) dans l'analyse de politique macroéconomique en RD. Congo. A l'issue de nos investigations, il convient de rappeler les résultats essentiels suivants :

- (i) dans un environnement macroéconomique relativement stable, la production actuelle dépend, presque dans les mêmes poids, de son niveau passé et de son niveau futur anticipé ; mais en période de récession, elle serait de plus en plus influencée par son niveau retardé. Par ailleurs, l'anticipation d'une expansion (récession) incite les ménages à maintenir ou à hausser (diminuer) leur consommation courante, et en conséquence, affecte le niveau de production ;
- (ii) l'écart de production est moins sensible aux variations du taux d'intérêt, ce qui réduit l'impact des effets réels des chocs de la politique monétaire sur la demande globale ;
- (iii) l'inflation courante est plus sensible à l'inflation future anticipée qu'à son niveau passé ;
- (iv) l'élasticité de l'inflation par rapport à l'écart de production est positive et faible, ce résultat implique une baisse inhérente de l'inflation en cas d'un choc de politique monétaire ; et puisque sa

¹ La Règle de Mundell (*principe d'efficience*) est une règle de politique économie, énoncée par l'économiste canadien Robert Mundell (Prix Nobel d'économie,). Elle propose d'affecter à chaque objectif de politique macroéconomique un instrument disposant d'avantage comparatif par rapport aux autres pour raison d'efficacité. Elle forme, avec la règle de Tinbergen (*principe de cohérence*), proposé en 1952, les deux principes directeurs ou la base normative de la politique économique et la justification de la Policy – mix.

valeur est faible, l'inflation demeure moins sensible aux fluctuations de la production en RD. Congo, avec comme conséquence une stabilité relative des prix étant donné le non – ajustement fréquent des prix par les firmes. Au regard de ces prédictions, cela offre un arbitrage favorable à la Banque centrale, car une forte déviation de la production, au regard de ces estimations, n'a qu'un impact très faible sur le niveau de l'inflation. ;

- (v) les coefficients estimés attestent que la Banque Centrale du Congo a suivi une politique monétaire agressive et stabilisatrice étant donné que le taux d'intérêt nominal réagit plus que proportionnellement aux déviations de l'inflation par rapport à sa cible et fortement aux fluctuations de la production par rapport à son niveau potentiel ;
- (vi) enfin, la décomposition de la variance révèle qu'un choc de demande affecte plus le taux d'inflation que le taux d'intérêt, celui de l'offre affecte modérément la demande et faiblement le taux d'intérêt et in fine, celui du taux d'intérêt n'exerce qu'un effet faible sur l'offre et la demande.

A l'effet de proposer de recommandations de politiques économiques, nous avons réalisé une analyse complémentaire autour de l'entonnoir keynésien. Il ressort de cette analyse ce qui suit :

- (i) le manque de jointure entre les différents secteurs rend peu efficace la politique monétaire en cas de chocs d'origine externe. Seule la coordination de politique macroéconomique (*policy mix*) permet la diversification de réponses à de chocs symétriques et/ou asymétriques ;
- (ii) la politique monétaire, à travers la masse monétaire et le taux d'intérêt directeur de la BCC, impacte directement et faiblement le prix à la consommation et le taux de change. Cependant, le manque de jointure entre les différents secteurs rend quasi – neutres les actions de politique monétaire sur le niveau de consommation de l'individu, tel qu'illustré précédemment par la fonction d'utilité intertemporelle du ménage représentatif ;
- (iii) la politique monétaire est efficace quand le choc est d'origine monétaire, par contre la politique budgétaire l'est en cas de chocs réels. Et en cas de chocs d'origine externe, la combinaison des deux politiques permettrait de préserver la compétitivité de l'économie. Ainsi, une coordination efficace de politiques macroéconomiques doit, à chaque fois, identifier l'origine des chocs avant la mise en œuvre d'une quelconque action ;
- (iv) l'économie est plus sensible au choc de politique monétaire sous forme de modification du taux d'intérêt ou de l'offre de monnaie, plutôt que celui sous forme de ventes de BTR. Ainsi, une gestion rigoureuse de ces deux premières variables conditionne l'efficacité de la politique monétaire. Autrement, ces deux variables ont des effets plus permanents sur l'économie, en comparaison à l'instrument BTR.

Au regard de l'analyse de la décomposition de la variance des erreurs et des simulations faites avec les fonctions d'impulsion des chocs aléatoires, il est possible d'éviter les dérapages dans la gestion de la politique monétaire sous trois hypothèses moins fortes formulées comme suit :

- (i) l'autorité monétaire doit assurer le contrôle optimal des instruments pour lesquels l'économie est très sensible en cas de chocs ;
- (ii) le contrôle optimal des instruments dont il est question dans l'hypothèse moins forte (1), doit être garanti par une *coordination efficace et cohérente du Policy mix à la Mundell – Tinbergen* ;
- (iii) l'autorité doit veiller à utiliser prioritairement l'instrument qui ramène le plus rapidement possible l'économie à son niveau d'équilibre, en référence à la *règle d'Alphandery*, et en complément au principe de l'efficacité relative établie par Mundell.

Ce papier, étant un premier essai de construction et d'application d'un modèle DSGE pour l'économie congolaise, n'a pas prétendu de traiter toutes les questions rattachées à cette approche moderne de la modélisation macroéconomique. Dès lors, il est possible d'envisager un prolongement de cette étude en direction de l'appréhension de tous les concepts éclipsés afin de formaliser un modèle plus élargi pouvant améliorer, compléter et affiner les résultats précédemment établis.

Bibliographie

Ouvrages

- 1) ABRAHAM – FROIS Gilbert et Françoise LARBRE, 1998, *La macroéconomie Après Lucas : Textes Choisis*, éd. Economica, Paris.
- 2) AGENOR Pierre – Richard and Peter J. MONTIEL, 1999, *Development Macroeconomics*, Princeton University press, Princeton, New Jersey.
- 3) AGENOR Pierre – Richard, 2000, *The Economics of Adjustment and Growth*, Academic Press, London.
- 4) AGHION Philippe et Peter HOWITT, 2010, *L'Economie de la Croissance*, éd. Economica, Paris.
- 5) ALBERT Jim, 2009, *Bayesian Computation with R*, éd. Springer, Paris.
- 6) Banque Mondiale, 2002, *Qualité de la Croissance*, De Boeck Université, Bruxelles.
- 7) BARRO Robert J., 2004, *Rien n'est Sacré ! Des Idées en Economie pour le Nouveau Millénaire*, éd. Economica, Paris.
- 8) BERGER James O., 1985, *Statistical Decision Theory and Bayesian Analysis*, 2nd ed., Springer-Verlag France.
- 9) BIFIMUANA Dieudonné, 2006, *Les réformes fiscales actuelles en République Démocratique du Congo : la Remise en Question*, Presses de l'Université Libre de Luozi.
- 10) BLANCHARD Olivier J. and Stanley FISCHER, 1993, *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, Sixth printing.
- 11) BOFOYA Beaujolais, 2010, *Modèles Macroéconomiques*, Inédit, Galimage Impression, Kinshasa.
- 12) BOREUX Jean – Jacques, Eric PARENT et Jacques BERNIER, 2010, *Pratique du Calcul Bayésien*, éd. Springer, Paris.
- 13) BRANSON William H. and James M. LITVACK, 1976, *Macroeconomics*, Harper International Edition, New York.
- 14) BRANSON William H., 1972, *Macroeconomic Theory and Policy*, Harper International Edition, New York.
- 15) BURDA Michael et Charles WYPLOSZ, 1996, *Macroéconomie : une perspective européenne*, 1^{ère} édition, De Boeck Université, Bruxelles.
- 16) CANOVA Fabio, 2005, *Methods for Applied Macroeconomic Research*, ICREA, Universitat Pompeu Fabra, CREI and CEPR, Version 5.0.
- 17) DAMERON Pascale, 2011, *Mathématiques des Modèles Economiques : Analyse Dynamique*, éd. Economica, Paris.
- 18) FISCHER Stanley, ed., 1980, *Rational expectations and econometric theory*, NBER Conference report, University of Chicago Press.
- 19) FRIEDMAN Milton and Anna J. SCHWARTZ, 1963, *A Monetary History of the United States, 1867 – 1960*, Princeton: Princeton University Press.
- 20) FRIEDMAN Milton, 1957, *A Theory of Consumption Function*, Princeton University Press, Princeton.
- 21) GILLMAN Max, 2011, *Advanced Modern Macroeconomics: Analysis And Application*, ed. Pearson, Paris.
- 22) GUJARATI Damodar N., 2004, *Econométrie*, Traduction de la 4^{ième} édition américaine par Bernard Bernier, De Boeck, Bruxelles.
- 23) HEIJDRRA Ben J., 2003, *Foundations of Modern Macroeconomics*, 2nd Edition, Oxford University Press.
- 24) HIRSCHMAN Albert O., 1958, *The Strategy of Economic Development*, New Haven (Connecticut) : Yale University.
- 25) JEFFREYS Harold, 1939, *Theory of Probability*, Oxford University Press, Oxford.
- 26) JHA Raghbendra, 2003, *Macroeconomics For Developing Countries*, 2nd edition, Routledge, New York.
- 27) KEYNES John M., 1990, *Théorie de l'Emploi, de l'Intérêt et de la Monnaie*, Bibliothèque scientifique Payot (1^{ière} éd. 1936 ; posthume), Paris.
- 28) KING JR. John, 1969, *Les Projets de Développement Economique et leur Evaluation*, éd. Dunod, Paris.
- 29) KLEIN Lawrence, 1950, *Economic Fluctuations in the United States, 1921-1941*, New York, Wiley.
- 30) LUCAS Robert E. and Thomas J. SARGENT, 1981, *Rational expectations and econometric practice*, Londres, George Allen and Unwin.
- 31) MANKIW Gregory N., 2010, *Macroéconomie*, 4^{ième} édition, De Boeck Université, Bruxelles.
- 32) MARSHALL Alfred, 1920, *Principles of Economics*, 8^{ième} éd., MacMillan, Londres.
- 33) MISHKIN Frederic, 2010, *Monnaie, Banque et Marchés Financiers*, 9^è édition, Pearson Education France, Paris.
- 34) MUKOKO Daniel, 1994, *Projet d'une Nouvelle Société Zaïroise*, Diffusion MK, (Japon) Nagoya.
- 35) MUNDELL Robert (1968), *International Economics*, Macmillan.
- 36) MUSGRAVE Richard, 1959, *The Theory of Public Finance*, Mc Graw-Hill, New York.
- 37) PARENT Eric et Jacques BERNIER, 2007, *Le Raisonnement Bayésien ? Modélisation et Inférence*, Springer Verlag France.
- 38) PERKINS Dwight H., Steven RADELET et David L. LINDAUER, 2008, *Economie du Développement*, 3^{ème} édition, De Boeck, Bruxelles.
- 39) ROBERT Christian P. et George CASELLA, 2011, *Méthodes de Monte – Carlo avec R*, éd. Springer, Paris.

- 40) ROBERT Christian P., 2007, *Le Choix Bayésien, Principes et Pratique*. Statistique et Probabilités Appliquées, éd. Springer, Paris
- 41) SAMUELSON Paul A., 1971, *Foundations of Economics Analysis*, Harvard University Press.
- 42) SCHUMPETER Josef A., 1939, *Business Cycles: A Theoretical, Historical and Statistical Analysis of the Capitalist Process*, McGraw-Hill, New York.
- 43) SORENSEN Peter B. and Hans J. WHITTA – JACOBSEN, 2005, *Introducing Advanced Macroeconomics: Growth & Business Cycles*, McGraw-Hill, New York.
- 44) STIGLITZ Joseph et Carl WALSH, 2004, *Principes d'Economie Moderne*, éd. De Boeck Université, Bruxelles.
- 45) TINBERGEN Jan, 1952, *On the Theory of Economic Policy*, North Holland.
- 46) TRISTRAM Frédéric, 2005, *Une Fiscalité pour la Croissance : la Direction Générale des Impôts et la Politique Fiscale en France de 1948 à la Fin des Années 1960*, Comité pour l'histoire économique et financière de la France.
- 47) WALLISER Bernard, 2011, *Comment Raisonnent les Economistes : Les Fonction des Modèles*, éd. Odile Jacob, Paris.
- 48) WALSH Carl, 2010, *Monetary Theory and Policy*, 3rd edition, The MIT Press, Cambridge Massachusetts.
- 49) WICKENS Michael, 2008, *Macroeconomic Theory : A Dynamic General Equilibrium Approach*, Princeton University Press, Princeton.
- 50) WICKENS Michael, 2010, *Analyse Macroéconomique Approfondie : Une Approche par l'Equilibre Général Dynamique*, 1^{ère} édition, De Boeck, Bruxelles.
- 51) WOODFORD Michael, 2003, *Interest and Prices. Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- 52) YANG Bo, 2011, *Dynamic Stochastic General Equilibrium Modelling : Application to Developed and Developing Economies*, Lambert Academic Publishing, Guildford, University of Surrey.
- 53) ZELLNER Arnold, 1971, *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*, JohnWiley & Sons, New York.

Articles

- 1) ADJEMIAN Stéphane et Antoine DEVULDER, 2011, « Evaluation de la politique monétaire dans un modèle DSGE pour la zone euro », *Dynare Working Papers Series*, Working Paper no. 7 (juillet 2011), CEPREMAP, <http://www.dynare.org>.
- 2) ADJEMIAN Stéphane et Florian PELGRIN, 2008, « Un Regard Bayésien sur les Modèles Dynamiques de la Macroéconomie », *Economie & Prévision*, vol. 2/3, num. 183/184, JEL C3, C5, E3, 127 – 152.
- 3) ADJEMIAN Stéphane, Christophe CAHN, Antoine DEVULDER et Nicolas MAGGIAR, 2008, « Variante en Univers Incertain », *Economie & Prévision*, vol. 2/3, num. 183/184, JEL E4, E5, 223 – 238.
- 4) ADJEMIAN Stéphane, Houtan BASTANI, Michel JUILLARD, Ferhat MIHOUBI, George PERENDIA, Marco RATTO and Sébastien VILLEMOT, 2011, "Dynare: Reference Manual, Version 4", *Dynare Working Papers*, 1, CEPREMAP, <http://www.dynare.org>.
- 5) AHUMADA Hildegart and María Lorena GAREGNANI, 1999, "Hodrick – Prescott Filter in Practice", *UNLP*; April – 1999.
- 6) ALLESINA Alberto and Dani RODRIK, 1994, "Distributive Politics and Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 108, 465 – 490.
- 7) AN Sungbae and Frank SCHORFHEIDE, 2007, «Bayesian Analysis of DSGE Models», *Econometric Reviews*, forthcoming", *Econometric Reviews*, vol. 26, num. 2/4, 113 – 172.
- 8) AUTUME (d') Antoine, 1986, « Les anticipations rationnelles dans l'analyse macro-économique », in: *Revue économique*, vol. 37, n°2, pp. 243 – 284.
- 9) AVOUYI – DOVI Sanvi, Julien MATHERON, et Patrick FEVE, 2007, « Les modèles DSGE. Leur intérêt pour les banques centrales », *Bulletin de la Banque de France*, num. 161, 41 – 54.
- 10) BAGHLI Mustapha, Carine BOUTHEVILLAIN, Olivier DE BANDT, Henri FRAISSE, Hervé LE BIHAN et Philippe ROUSSEAU, 2002, « PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France », Banque de France, *NER* 89.
- 11) BAGWATI Jagdish, 1973, "Education, Class Structure and Income Equality", *World Development*, vol. 1, num. 5, 21 – 36.
- 12) BANERJEE Abhijit, 1999, "Land Reforms: Prospects and Strategies", Communication présentée lors de l'*Annual Bank Conference on Development Economics*, 28 – 30 avril, Banque mondiale, Washington, D.C.
- 13) Banque Centrale Européenne, *Bulletin mensuelle*, Octobre 2000.
- 14) BARRO Robert J. and David B. GORDON, 1983a, « Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy », *Journal of Monetary Economics*, 12, 101 – 121.
- 15) BARRO Robert J. and David B. GORDON, 1983b, « A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model », *Journal of Political Economy*, vol. 9, num. 4, 589 – 610.
- 16) BARRO Robert J. and Stanley FISCHER, 1976, "Recent Developments in Monetary Theory", *Journal of Monetary Economics*, vol. 2, num. 2 (April), 133 – 168.

- 17) BARRO Robert J., 1974, "Are Gouvernement Bonds Net Wealth?", *Journal of Political Economy*, vol. 86, num. 6, (November – December), 1095 – 1117.
- 18) BARRO Robert J., 1976, "Rational expectations and the Role of Monetary Polict", *Journal of Monetary*, 2, 1 – 32.
- 19) BEAUBRUN – DIANT Kevin E. Et Julien MATHERON, 2008, « Rentabilités d'Actifs et Fluctuations Economiques : Une Perspective d'Equilibre Général Dynamique et Stochastique », *Economie & Prévision*, 2/3, No. 183/184, JEL E10, E20, G12, 35 – 63.
- 20) BENES Jaromir, Kevin CLITON, Roberto GARCIA – SALTOS, Marianne JOHSON, Douglas LAXTON, Petar MANCHEV and Troy MATHESON, 2010, "Estimating Potential Output with Multivariate Filter", *IMF Working Paper*, WP/ 10/ 285, December – 2010.
- 21) BISWANGER Hans P., Kalus DEININGER and Gershon FEDER, 1995, "Power, Distorsions, Revolt and Reform inAgricultural Land Relations", In Jere Behrman and T.N. Srinivasan, eds., *Handbook of Development Economics*, vol. IIIb, Amsterdam: Elsevier Science.
- 22) BLANCHARD Olivier and Stanley FISCHER, 1988, "Lecture on Macroeconomics", *MIT Press*, Cambridge Massachusetts.
- 23) BLANCHARD Olivier J. and Charles M. Kahn, 1980, "The Solution of Linear Difference Models Under Rational Expectations", *Econometrica*, 48, 1305 – 1311.
- 24) BLINDER Alan, 1982, "Issues in the Coordination of Monetary and Fiscal Policy", in *Monetary Policy Issues in the 80's*, Fed de Kansas City, 3 – 46.
- 25) BOTMAN Dennis, Philippe KARAM et Douglas LAXTON, 2008, « Les Modèles DSGE au FMI : Applications et Développements Récents », *Economie & Prévision*, 2/3, num 183/184, JEL C51, E52, E62, F32, F41, F42, H30, H63, 175 – 198.
- 26) BOURNAY Jacques and Guy LAROQUE, 1979, « Réflexions sur la méthode d'élaboration des comptes trimestriels », *Annales de l'INSEE*, 36 (octobre-décembre), 3 – 30.
- 27) CALVO Guillermo A., 1978, "On The Time Consistency of Optimal Policy in a Monetary Economy", *Econometrica*, 6, 1411-1428.
- 28) CALVO Guillermo A., 1983, "Staggered Prices in a Utility – Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12, 3, pp. 383 – 398.
- 29) CALVO Guillermo A., 1999, "Contagion in Emerging Markets: When *Wall Street* Is Carrier", University of Maryland, College Park (Maryland), photocopié.
- 30) CARLIN Wendy and SOSKICE David, 1997, "Macroeconomics and The Wage Bargain : A Modern Approach to Employment, Inflation and the Exchange Rate", *Oxford University Press*, Oxford.
- 31) CARRE Emmanuel, 2010, « Les Limites des Modèles DSGE Standards face à la Crise Financière », Université Paris XIII – CEPN, 1 – 30.
- 32) CASTELNUOVO Efrem, 2006, "Monetary Policy Switch, the Taylor Curve, and the Great Moderation", *Journal of Economic Literature*, January 2006.
- 33) CATEAU Gino et Stephen MURCHISON, 2010, "Monetary Policy Rules in an Uncertain Environment", *Bank of Canada Review*, Spring 2010, 27 – 39.
- 34) CHAGNY Odile and Jörg DÖPKE, 2001, "Measures of the Output Gap in the Euro-Zone: An Empirical Assessment of Selected Methods", *Kiel Working Paper*, 1053, Kiel Institute of World Economics.
- 35) CHAGNY Odile, and Matthieu LEMOINE, 2004, "The Impact of the Macroeconomic Hypothesis on the Estimation of the Output Gap Using a Multivariate Hodrick – Prescott Filter: The Case of the Euro Area", in *Monographs of Official Statistics*, Papers and Proceedings of the Third Colloquium on Modern Tools for Business Cycle Analysis, G. L. Mazzi et G. Savio (Eds.), Research in Official Statistics, 10-38, Eurostat, Luxembourg.
- 36) CHAGNY Odile, Matthieu LEMOINE and Florian PELGRIN, 2003, "An Assessment of Multivariate Output Gap Estimates in the Euro Area", *Working Papers and Studies*, Eurostat, Luxembourg.
- 37) CHARI Varadajan V. and Patrick J. KEHOE, 1999, "Optimal Fiscal and Monetary Policy", in *Handbook of Macroeconomics* (ed. J.B. Taylor et M. Woodford), Vol. 1C, pp. 1671 – 1745, Amsterdam: Elsevier.
- 38) CHARI Varadajan V. and Patrick J. KEHOE, 2006, "Modern Macroeconomics in Practice : How Theory is Shaping Policy", *Journal of Economic Perpspectives*, 20 : 3 – 28.
- 39) CHARI Varadajan V., Lawrence J. CHRISTIANO and Patrick J. KEHOE, 1994, "Optimal Fiscal Policy in a Business Cycle Model", *Journal of Political Economy*, 102 :617 – 652.
- 40) CHARI Varadajan V., Patrick J. KEHOE and Edward C. PRESCOTT, 1989, "Time Consistency and Policy", in *Modern business Cycle Theory* (ed. R. Barro), pp. 365 – 305, Cambridge, MA : Havard University Press.
- 41) CHERON Arnaud et François LANGOT, « Equilibre Général Stochastique et Dynamique Non – Walrasienne du Marché du Travail », *Economie & Prévision*, No. 183 – 184, JEL E24, E32, J23, J38.
- 42) CHOPIN Nicolas and Florian PELGRIN, 2004, «Bayesian Inference and State Number Determination for Hidden Markov Models : An Application to the Information Content of the Yield Curve about Inflation», *Journal of Econometrics*, vol. 123, num. 2, 327 – 344.

- 43) CHOW Gregory C and An - Loh LIN, 1971, "Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related series", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 53, num. 4, pp. 372 - 375.
- 44) CHRISTIANO Lawrence J., Martin EICHENBAUM and Charles L. EVANS, 2005, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, vol. 113, no. 1, 45p.
- 45) CLARIDA Richard, Jordi GALI et Mark GERTLER, 1999, "The Science Of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, vol. 37, num. 4 : 1661 - 1707.
- 46) COHEN Daniel and Philippe MICHEL, 1987, « The Transition to a Low Inflation Rate and the Dynamic Consistency of Monetary Policy in a Staggered Wage Contract Model », Document de travail, CEPREMAP.
- 47) COHEN Daniel and Philippe MICHEL, 1988, « How Should Control Theory be Used by a Tune - Consistent Government », *Review of Economic Studies*, 55, 263 - 274.
- 48) COLLARD Fabrice et Patrick FEVE, 2008, « Modèles VAR ou DSGE : Que Choisir ? », *Economie & Prévision*, 2/3, num. 183/184, JEL C3, C5, E3, 153 - 174.
- 49) CÔTÉ Denise, Jean - Paul Lam, Y. Liu et Pierre St - Amant, 2002, « Le Rôle des Règles Simples dans la Conduite de la Politique Monétaire au Canada », *Revue de la Banque du Canada*, été 2010.
- 50) COUPET Maylis et Jean - Paul RENNE, 2008, « Réformes Fiscales dans un Modèle DSGE France en Economie Ouverte », *Economie & Prévision*, 2/3, num. 183/184, JEL C11, D58, E20, E63, H30, 199 - 222.
- 51) CRETTEZ Bertrand, 1994, « Cohérence Temporelle des Politiques Economiques dans un Modèle avec Equation d'Anticipation », in *Revue économique*, vol. 45, num. 4, 989 - 1008.
- 52) CHRISTIANO Lawrence J., Martin EICHENBAUM et Charles L. EVANS, 2005, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, vol. 113, num. 1, 1 - 45.
- 53) DAGHER Jihad, Jan GOTTSCHALK and Rafael PORTILLO, 2010, "Oil Windfalls in Ghana: A DSGE Approach", *Research Department and IMF Institute*, IMF Working Paper, WP/10/116 (May 2010).
- 54) DASGUPTA Partha and Karl - Göran MALER, 1994, "poverty, Institutions and the Environmental resource Base", Environment Department, Washington, D.C.
- 55) DASGUPTA Partha, 1995, "Population, Poverty and the Local Environment", *Scientific American* (February), 40 - 45.
- 56) DE VROEY Michael et Pierre MALGRANGE, 2005, « La Théorie et la Modélisation Macroéconomiques, d'Hier à Aujourd'hui », *Docweb n° 0518 Centre pour la Recherche Economique et ses Applications*, (Décembre 2005).
- 57) DENIS Richard, 2005, "Specifying and Estimating Nex Keynesian Models with Instrument Rules and Optimal and Monetary Policy", *Federal Reserve Bank of San Francisco*, Working Paper Series, 2004 - 17.
- 58) DENNIS Richard, 2004, "Solving for optimal simple rules in rational expectations models", *Journal of Economic Dynamics & Control*, 28, 1635 - 1660.
- 59) DENNIS Richard, 2007, "Optimal policy in rational expectations models : New Solution Algorithms", *Macroeconomic Dynamics*, 11, 31 - 55.
- 60) DENTON Frank T., 1971, "Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 66, num. 333, 99 - 102.
- 61) DESTAIS Ghislaine, Céline LECUYER, Gian Luigi MAZZI et Giovanni SAVIO, 2005, « L'Estimation du Produit Potentiel et de l'Ecart de Production de la Zone Euro basée sur un Modèle VAR Structurel », Université Pierre-Mendès-France, Grenoble 2 Sciences sociales/ Eurostat, SESAME - XVèmes Journées/ Rennes, 26 et 27 septembre 2005.
- 62) DIXIT Avinash K. and Joseph E. STIGLITZ, 1977, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 3. (Jun., 1977), pp. 297-308.
- 63) EASTERLY William, Michael KREMER, Lant PRITCHETT and Larry SUMMERS, 1993, "Good Policy or Good Luck? Country Growth Performance and Temporary Shocks", *Journal of Monetary Economics*, 32, 459 - 483.
- 64) ERCEG Christopher J., Dale W. HENDERSON and Andrew T. LEVIN, 2000, "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts", *Journal of Monetary Economics*, 46, 281 - 313.
- 65) EUROSTAT, 1999, "Handbook of quarterly national accounts", *European Commission*, Luxembourg.
- 66) FEIZI Mehdi, 2008, "A New Keynesian Small Open Economy DSGE Model in Islamic Economic Framework: The Case of Iran", *Journal of Economic Literature*, Classification Numbers: E12, E52, F31 (Novembre 2008).
- 67) FERNANDEZ - VILLAVERDE Jesús and Juan F. Rubio-Ramírez, 2005, «Estimating Dynamic Equilibrium Economies : Linear versus NonLinear Likelihood», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, num. 7, 891 - 910.
- 68) FERNÁNDEZ - VILLAVERDE Jesús, 2009, "The Econometrics of DSGE Models", *NBER Working Paper Series*, No.14667.
- 69) FERNANDEZ Roque B., 1981, "A methodological Note on the Estimation of Time Series", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 63, num. 3, 471 - 476.
- 70) FEVE Patrick, 1997, « Les Méthodes d'étalonnage au regard de l'économétrie », *Revue économique*, vol. 48, num. 3, 629 - 638.

- 71) FISCHER Stanley, 1977, "Long Terme Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, vol. 85, No. 1 (Feb., 1977), 191 – 205.
- 72) FISCHER Stanley, 1980, "Dynamic Inconsistency, Cooperation and the Benevolent Dissembling Government", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2 : 93 – 107.
- 73) FRIEDMAN Milton, 1966, "The Methodology Of Positive Economics", in *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press, 1966, 3 – 16.
- 74) FRIEDMAN Milton, 1968, "The Role of monetary Policy", *The American Economic Review*, vol. LVII, n° 1, March.
- 75) FUHRER Jeffrey C. et Glenn D. RUDEBUSCH, 2004, "Estimating the Euler Equation for Output", *Journal of Monetary Economics*, vol. 51, num. 6, 1133 – 1153.
- 76) FUHRER Jeffrey C., 2000, "Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary – Policy Models", *American Economic Review*, vol. 90, num. 3, 367 – 390.
- 77) GALI Jordi, Mark GETLER and David LOPEZ – SALIDO, 2003, "European Inflation Dynamics", *European Economic Review*, 45, 1237 – 1270.
- 78) GALI Jordi, Mark GETLER and David LOPEZ – SALIDO, 2005, « Robustness of Estimates of the Hybride New Keynesian Phillips Curve », *Journal of Monetary Economics*, 52 (2005), 1107 – 1118.
- 79) GARCÍA – CICCÒ Javier, Roberto PANCRAZI, and Martín URIBE, 2010, "Real Business Cycles in Emerging Countries?", *American Economic Review*, vol. 100, num. 5 (December 2010), 2510 – 2531; <http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/aer.100.5.2510>
- 80) GIORDANI Paolo and Paul SÖDERLIND, 2004, « Solution of macromodels with Hansen-Sargent robust policies: some extensions », *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, vol. 28, num. 12, (December), 2367 – 2397.
- 81) GOURLAOUEN Jean-Pierre, 1983, « Une Analyse Économétrique des Liens entre l'Inflation, le Chômage et la Nature des Anticipations », in *Revue économique*, Volume 34, n°5, 1983, 971 – 986.
- 82) GRANGER Clive W. J., 1980, "Testing For Causality: A Personal Viewpoint", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2(4), 329 – 352.
- 83) GRELLET Gerard, non daté, « Microéconomie du Développement », Université Panthéon-Sorbonne, Paris 1, IEDES, Résumé du séminaire.
- 84) GUAY Alain and Pierre ST-AMANT, 1997, "Do the Hodrick – Prescott and Baxter-King Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles?", *Université du Québec à Montréal – Banque du Canada, Working Paper No. 53*.
- 85) HAIRAULT Jean – Olivier et Thepthida SOPRASEUTH, 2008, « Fluctuations Internationales et Dynamique du Taux de Change », *Economie & Prévision*, No. 183 – 184, JEL F41, F31.
- 86) HOANG – NGOC Liêm, 2005, « Rigidités salariales et chômage les frontières classiques du programme néo-keynésien étaient-elles tracées ? », *Cahiers d'économie Politique, Papers in Political Economy*, 2005, vol. 1, num. 48, p. 161 – 185.
- 87) HODRICK Robert and Edward C. PRESCOTT, 1997, "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit, and Banking*.
- 88) HÜLSEWIG Oliver, Eric MAYER and Timo WOLLMERSHÄUSER, 2006, "Bank Behavior and the Cost Channel of Monetary Transmission," *CESifo Working Paper*, Series num. 1813, Category 6: Monetary Policy and International Finance
- 89) IRELAND Peter N., 2004, "A Method for Taking Models to the Data", *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 28.
- 90) JUILLARD Michel et Tarik OCAKTAN, 2008, « Méthodes de Simulation des Modèles Stochastiques d'Équilibre Général », *Economie & Prévision*, No. 183 – 184, JEL C63.
- 91) KABUYA François et TSASA Jean – Paul, 2012, « Dynamique du Produit intérieur en RD. CONGO et faits stylisés : une thérapie de choc suffit – elle pour démystifier le pseudo paradoxe congolais ? », *Discussion Paper Laréq*, DPN 003, 35 – 44.
- 92) KABUYA Kalala et TSHUNZA Mbiye, 2006, « La Politique Economique Revisitée en RDC : Pesanteurs d'Hier et Perspectives », *l'Afrique des grands lacs*, Annuaire 2005 – 2006, Kinshasa.
- 93) KALONJI Ntalaja, 2007, « Croissance et Pauvreté en RDC », *Miméo*, Université de Kinshasa, Kinshasa.
- 94) KAUFMANN Daniel and Yan WANG, 1995, "Macroeconomic Policies and Project Performance in the Social Sectors: A model of Human Capital Production and Evidence from LDCs", *World Development*, 23 (5), 751 – 765.
- 95) KEHOE Timothy J. and Edward C. PRESCOTT, 1994, "Introduction to the symposium: the discipline of applied general equilibrium", *Economic Theory*, 6, 1 – 11.
- 96) KEYNES John N., 1917, "The Scope and Method of Political Economy", *New York : Kelley Reprints of Economic Classics*, 4ème éd. Réédition, New York.
- 97) KRUGMAN Paul, 1991, "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", *Quarterly Journal of Economics*, 116 : 669 – 682.
- 98) KUTTNER Kenneth, 1994, "Estimating potential output as a latent variable", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, No. 3, 361 – 368.

- 99) KUZNETS Simon, 1995, "Economic Growth and Inequality", *American Economic Review*, 45, 1 – 28.
- 100) KYDLAND Finn E. and Edward C. PRESCOTT, 1977, "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Plans", *Journal of political Economy*, 85:473 – 491.
- 101) KYDLAND Finn E. and Edward C. PRESCOTT, 1982, "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 50: 1345 – 1370.
- 102) LANCASTER Kelvin, 1973, "The Dynamic Inefficiency of Capitalism", *Journal of Political Economy*, 5, 1092 – 1109.
- 103) LAXTON Douglas and Robert TETLOW (1992), "A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output", *Technical Report*, 59, Bank of Canada.
- 104) LEVINE Paul L., 1988, « Does Time Inconsistency Matters ? », Document de travail, CEPR, 227.
- 105) LEWIS Arthur W., 1954, "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour", *Manchester School of Economics and Social Studies*, 22 (2).
- 106) LITTERMAN Robert B., 1983, "A randomWalk, Markov Model for the Distribution of Time Series", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 1, num. 2, 169 – 73.
- 107) LUBIK Thomas A. and Frank SCHORFHEIDE, 2004, "Testing for indeterminacy: an application to U.S. monetary policy", *American Economic Review*, 94(1), 190 – 217.
- 108) LUCAS Robert E. and Thomas J. SARGENT, 1979, "After Keynesian macroeconomics", *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, 3 (Spring) 1 – 16.
- 109) LUCAS Robert E., 1972, "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, vol. 4, no. 2 (April) 103 – 124.
- 110) LUCAS Robert E., 1976, "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in K. Brunner & A. Meltzer (Eds), *The Phillips Curve and Labor Markets*, North – Holland.
- 111) MANKIOW Gregory, 2001, "US Monetary Policy during the 1990s", 2001, *NBER Working Paper* n°8471.
- 112) MARAVALL Agustín and Ana del RIO, 2001, *Time Aggregation and the Hodrick – Prescott Filter*, Banco de España.
- 113) MASKIN Eric and David NEWBERY, 1978, "Rational Expectations with Market Power – the Paradox of the Disadvantageous Tariff on Oil", Working paper no. 227 (Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, MA).
- 114) MATATA Dandy et Jean – Paul TSASA, 2012, "Troïka statistique de R.A. Fisher : Critère absolu, Information de Fisher et Analyse de la Variance", *One Pager Laréq*, vol. 2, num. 003, (mai 2012), 16 – 21.
- 115) McCALLUM Bennett T and Edward NELSON, 1999b, "Performance of Operational Policy Rules in an Estimated Semi-Classical Structural Model", in Taylor, John B., *Monetary Policy Rules*, Chicago: University of Chicago Press, 1999, 15 – 45.
- 116) McCALLUM Bennett T. and Edward NELSON, 1999a, "An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis", *Journal of Money, Credit, and Banking*, August 1999, vol. 31 (3), Part 1, 296 – 316.
- 117) McCRAW Sharon et Kjersti H. MORKA, 2005, « Monetary Policy and the Trade – off between Inflation and output variability », *Economic Bulletin*, Norges Bank, 2005 – 01.
- 118) MINTZ Ilse, 1969, "Dating Postwar Business Cycles: Methods and Their Application to Western Germany, 1950-1967", *Occasional Paper National Bureau of Economic Research*, 107, New York.
- 119) MISHKIN Frederic S., 1982, "Does anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation", *Journal of Political Economics*, 90 (1), (February 1982), 21 – 51.
- 120) MOULEY Sami, 2006, « Analyse Macroéconomique. 1 », Université Virtuelle de Tunis.
- 121) MOYEN Stéphan et Jean – Guillaume SAHUC, 2008, « Le Modèle d'Equilibre Général de la "Nouvelle synthèse" »: quelles hypothèses retenir ?, *Economie & Prévision*, No. 183 – 184, JEL C3, C5.
- 122) MUTH John, 1961, "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, 29(3), July, 315 – 335.
- 123) NEUMEYER Pablo A., and Fabrizio PERRI, 2005, "Business Cycles in Emerging Economies: The Role of Interest Rates", *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 345 – 80.
- 124) NEWBOLD Paul, 1982, "Causality Testing in Economics", in O. D. Anderson, ed., 'Time Series Analysis : Theory and Practice 1', North-Holland, Amsterdam.
- 125) NORDHAUS William, 1994, "Policy Games: Coordination and Independence in Monetary and Fiscal Policies", *Brooking Papers on Economic Activity*, n°2, 139 – 216.
- 126) NORTH Douglass C., 1989, "Institutions and Economic Growth: An Historical Introduction", *World Development*, 17 (9), 1319 – 1332.
- 127) NUBUKPO Kako, 2002, "L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA", *Notes d'Information et Statistiques*, Série « Etudes et Recherches », N°526, BCEAO, Dakar, Juin 2002, 32p.
- 128) OLEKAH J.K.A and Rasheed OYAROMADE, 2007, "Estimating a DSGE Model of the Nigerian Economy", Draft paper scheduled for presentation at the 12th African Econometric Society (AES) Conference in Cape Town, South Africa, July 4 – 6.

- 129) PHELPS Edmund S. and Robert A. POLLAK, 1968, "On Second – Best National Saving and Game Equilibrium Growth", *Review of Economic Studies* 2, 185 – 199.
- 130) PHILLIPS Alban. W., 1958, "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages Rates in the UK, 1861-1957", *Economica*, vol. 25, num. 100 (November), 283 – 299.
- 131) POLLAK Robert A., 1968, "Consistent Planning", *Review of Economic Studies* 2, 201 – 208.
- 132) PORTIER Franck, 2008, « Interprétation d'épisodes historiques à l'aide de modèles dynamiques stochastiques d'équilibre général, *Economie & prévision*, vol. 4, num. 185, 33 – 46.
- 133) PRESCOTT Edward C., 1977, "Should Control Theory Be Used for Economic Stabilization?", in: Karl Brunner and Allan H. Meltzer, eds., *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 7: Optimal policies, control theory and technology exports (North-Holland, Amsterdam) 13-38.
- 134) PROIETTI Tommaso, 2004, "State Space Decomposition Under the Hypothesis of Non Zero Correlation Between Trend and Cycle With an Application to the Euro-zone", in *Monographs of Official Statistics*, Papers and Proceedings of the Third Colloquium on Modern Tools for Business Cycle Analysis, G. L. Mazzi et G. Savio (Eds.), Research in Official Statistics, 292-325, Eurostat, Luxembourg.
- 135) RAMSEY Franck P., 1927, "A Contribution to the Theory of Taxation", *Economic Journal*, 37 :543 – 559.
- 136) RAVN Morten and Harald UHLIG, 2002, "On Adjusting the Hodrick – Prescott Filter for the Frequency of Observations", *The Review of Economics and Statistics*, No. 84, vol. 2, pp. 371-375.
- 137) RUDEBUSCH Glenn D. and Lars E.O. SVENSSON, 2001, « Policy Rules for Inflation Targeting », in *Taylor, John B.* (Ed.), 203 – 262.
- 138) SAMUELSON Paul A. and Robert M. SOLOW, 1960, "Analytical Aspects of Anti-inflation Policy", *The American Economic Review*, vol. 50, num. 2, (May) 177 – 194.
- 139) SAMUELSON Paul A., 1958, "An Exact Consumption Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money", *Journal of Political Economy*, 66, 467 – 482.
- 140) SARGENT Thomas J. and Neil WALLACE, 1975, "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, vol. 83, no. 2 (April) 241 – 254.
- 141) SCHMITT – GROHE Stephanie, and Martin URIBE. 2003. "Closing Small Open Economy Models", *Journal of International Economics*, 61(1), 163 – 85.
- 142) SEFTON James, 1996, "Output Gaps and Inflation: an Approach Using a Multivariable Beveridge-Nelson Decomposition", *Discussion Paper*, 87, NIESR.
- 143) SEN Amartya K., 1980, "Equality of What?" In S. McMurrin, ed., *Tanner Lectures on Human Values*, vol. I. Cambridge (Royaume – Uni): Cambridge University Press.
- 144) SEN Amartya K., 1981, "Market failure and control of labour power : towards an explanation of « structure » and change in Indian agriculture", *Cambridge Journal of Agriculture* , 5(3).
- 145) SEN Amartya K., 1988, *The Concept of Development*, In H. Chenery and T.N. Srinivasan, eds., *Handbook of Development Economics*, vol. 1, New York : Elsevier Science Publishers.
- 146) SEN Amartya K., 1997, "What Is the Point of a development Strategy?" Development Economics Research Programme No. 3 (April), London School of Economics.
- 147) SENE Serigne Moustapha et THIAW Kalidou, 2011, *La production potentielle du Sénégal : une approche mixte fonction de production – DSGE*, Colloque Dynamiques de croissance au sein de l'UEMOA.
- 148) SHAPIRO Samuel and Joseph STIGLITZ, 1984, "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *American Economic Review*, 74, 433 – 444.
- 149) SHILLER Robert J., 1978, "Rational Expectations and The Dynamic Structure of Macroeconomic Model", *Journal of Monetary Economics*, 4, 1 – 44.
- 150) SIMS Christopher A., 1972, "Money, Income and Causality", *American Economic Review*, 540 – 552.
- 151) SIMS Christopher A., 1982, "Policy Analysis with Econometric model", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1.
- 152) SIMS Christopher A., 1996, "Macroeconomics and Methodology", *The journal of Economic Perspectives*, vol. 10, No. 1, 105 – 120.
- 153) SIMS Christopher A., 2008, "Improving monetary policy models", *Journal of Economic Dynamics & Control*, 32(8), 2460 – 75.
- 154) SIMS Christopher A., 2010, "Comment on Policy at the Zero Lower Bound", *CEPS Working Paper*, No. 201(Janvier).
- 155) SINGH Inderjit, Lyn SQUIRE and John STRAUSS, 1986, "A Survey of Agricultural Household Models", *World Bank Economic Review* , 1 (1), 149 – 179.
- 156) SMETS Frank R. and Raf WOUTERS, 2003, "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for the Euro Area", *Journal of the European Economic Association*, 1(5):1123 – 75.
- 157) SMETS Frank R. and Raf WOUTERS, 2005, "Bayesian New Neo – Classical Synthesis (NNS) Models: Modern Tools for Central Banks", *Journal of the European Economic Association*, 3(2-3):422 – 433.
- 158) SMETS Frank R. and Raf WOUTERS, 2007, "Shocks and frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach", *ECB working Paper*, No.722.

- 159) SÖDERLIND Paul, 1999, « Solution and Estimation of RE Macromodels with Optimal Policy », *European Economic Review*, 43, 813 – 823.
- 160) SOLOW Robert M., 2002, « Peut – On Recourir à la Politique Budgétaire ? Est – Ce Souhaitable ? », dans *Revue de l'OFCE*, vol. 83 (August, 2002).
- 161) STEIN Jerome L., 1981, "Monetarism Keynesian, and New Classical Economics", *American Economic Review*, 71(2), mai 1981, 139 – 144.
- 162) STEINBACH Rudi, Patience MATHULOE and Ben SMIT, 2009, "An open economy New Keynesian DSGE model of the South African economy", *South African Reserve Bank Working Paper*, WP/09/01 (avril 2009), Research Department.
- 163) STIGLITZ Joseph E. and Amar BHATTACHARYA, 1999, "Underpinnings for a Stable and Equitable Global Financial System: From Old Debates to a New Paradigm", Communication présentée lors de l'*Annual Bank Conference on Development Economics*, 28 – 30 avril, Banque mondiale, Washington D.C.
- 164) STROTZ Robert H., 1956, "Myopia and Inconsistency in Dynamic Utility Maximization", *Review of Economic Studies*, 165-180.
- 165) TAUB Bart, 1986, "Asymptotic Properties of Pipeline Control of the Money Supply", *International Economic Review*, 27, October, 647 – 665.
- 166) TAYLOR John B., 1979a, "Staggered Wage Setting in a Macromodel", *American Economic Review*, 69.
- 167) TAYLOR John B., 1979b, "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *American Economic Review*, 69.
- 168) TAYLOR John B., 1979c, "Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations", *Econometrica*, 1267 – 1286.
- 169) TSASA Jean – Paul, 2012a, « Etude de la Normalité : Application du Test de Shapiro – Wilk et Transformation de Box – Cox », *One Pager Laréq*, vol. 1, num. 004, (mars 2012), 6p.
- 170) TSASA Jean – Paul, 2012b, « Initiation à la Macroéconomie DGE : Identités Mathématiques et Fondements Théoriques », *One Pager Laréq*, vol. 1, num. 009, (avril 2012), 13p.
- 171) TSASA Jean – Paul, 2012c, « Incohérence Temporelle de la Politique Economique : Application et Développement du modèle de Fischer », *One Pager Laréq*, vol. 3, num. 001, 1 – 14, disponible et téléchargeable sur <http://www.lareq.com>.
- 172) TSASA Jean – Paul, 2012d, « Politique Macroéconomique et Anticipations rationnelles : Une présentation non folklorique de la Critique de Lucas », *One Pager Laréq*, vol. 3, num. 002, (juillet 2012), 15 – 25, disponible et téléchargeable sur <http://www.lareq.com>.
- 173) TSASA Jean – Paul, 2012e, « Paradigme Bayésien et Principe de Révision Bayésienne », *One Pager Laréq*, vol. 3, num. 002, 25 – 37, disponible et téléchargeable sur <http://www.lareq.com>.
- 174) TSASA Jean – Paul, 2012f, « Les Fondements Microéconomiques de la Macroéconomie : Hypothèses, Modèle canonique et Règles de décisions », *One Pager Laréq*, vol. 3, num. 002, 25 – 37, disponible et téléchargeable sur <http://www.lareq.com>.
- 175) URIBE Martin and Vivian Z. YUE, 2006. "Country Spreads and Emerging Countries: Who Drives Whom?", *Journal of International Economics*, 69(1), 6 – 36.
- 176) WALLISER Bernard, 1982 ; « Equilibre et anticipations rationnelles », *Revue économique*, 33(4), juillet 1982.
- 177) WOODFORD Michael, 2007, "How important is money in the conduct of monetary policy", *NBER Working Paper*, No. 13325.
- 178) WOODFORD Michael, 2009, "Convergence in macroeconomics: elements of the new synthesis", *American Economic Journal*, Macroeconomics, 1(1): 267 – 279.
- 179) ZANOWITZ Victor, 1999, "Theory and History Behind Business Cycles: Are the 1990s the onset of a Golden Age ?" *Journal of Economic perspectives*, 13 (2): 69 – 90.

Annexe 1 : Cadre d'analyse

Les problèmes d'optimisation dynamique stochastique prennent la forme de la maximisation d'une valeur anticipée et actualisée. Le programme s'écrit :

$$E_t[V(x_t)] = E_t \left[\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s U(z_{t+s}) \right]$$

Sous contrainte :

$$x_{t+1} = f(x_t, z_t)$$

où :

E_t : Espérance conditionnelle à l'information disponible à l'instant t du temps ;

x_t et z_t : sont des variables aléatoires dont les valeurs futures sont inconnues à la période t et doivent être anticipées à partir des données présentes¹.

Puisque la méthode des multiplicateurs de Lagrange est impuissante pour résoudre tels problèmes (voir Wickens, 2010 pour tous les détails), la méthode de programmation dynamique est préférée mobilisée. En réécrivant la fonction valeur actualisée de manière récursive, on obtient, ainsi, l'équation de Bellman :

$$E_t[V(x_t)] = U(z_t) + \beta E_t[V(x_{t+1})]$$

En maximisant l'équation de Bellman sous contrainte :

$$x_{t+1} = f(x_t, z_t)$$

On obtient :

$$E_t \left[\frac{\partial V(x_t)}{\partial z_t} \right] = \frac{\partial U(z_t)}{\partial z_t} + \beta E_t \left[\frac{\partial V(x_{t+1})}{\partial z_{t+1}} \frac{\partial z_{t+1}}{\partial x_{t+1}} \frac{\partial x_{t+1}}{\partial z_t} \right] = 0$$

Par conséquent :

$$\frac{\partial V(x_{t+1})}{\partial z_{t+1}} = \frac{\partial U(z_{t+1})}{\partial z_{t+1}}$$

$$\frac{\partial z_{t+1}}{\partial x_{t+1}} = - \frac{\frac{\partial f_{t+1}}{\partial x_{t+1}}}{\frac{\partial f_{t+1}}{\partial z_{t+1}}}$$

$$\frac{\partial x_{t+1}}{\partial z_t} = \frac{\partial f_t}{\partial z_t}$$

où les deux dernières dérivées sont obtenues à partir de la contrainte.

La solution satisfait :

$$\frac{\partial U(z_t)}{\partial z_t} - \beta E_t \left[\frac{\partial U(z_{t+1})}{\partial z_{t+1}} \frac{\frac{\partial f_{t+1}}{\partial x_{t+1}} \partial f_t}{\frac{\partial f_{t+1}}{\partial z_{t+1}}} \right] = 0.$$

Après calcul, et en tenant compte de la contrainte, on dérive ainsi les solutions optimales.

¹ Dans les problèmes d'optimisation dynamiques non stochastiques, on supposait implicitement que les valeurs futures étaient connues (anticipations parfaites). Cette hypothèse forte est levée avec les problèmes d'optimisation dynamiques stochastiques.

Annexe 2 : Dérivation de l'évolution tendancielle par le filtre HP

La dérivation de l'évolution tendancielle des données se fera par le filtrage à la Hodrick – Prescott. Le filtre HP partage l'évolution d'une variable en composante tendancielle et en composante cyclique ou conjoncturelle, soit :

$$w_t = \tau_t + \zeta_t,$$

où à chaque instant du temps t , w_t désigne la chronique considérée ;
 τ_t , la composante tendancielle et ζ_t , la composante conjoncturelle.

Afin de décomposer la chronique w , Hodrick et Prescott se sont proposé de résoudre le programme suivant d'optimisation :

$$\text{Min}_{\{\tau_t\}} \left[\sum_{t=1}^T (\zeta_t)^2 + \Gamma \sum_{t=3}^T (\tau_t - 2\tau_{t-1} + \tau_{t-2})^2 \right],$$

t. q. $w_t = \tau_t + \zeta_t$
 $\Gamma \geq 0$

où le paramètre de lissage Γ contrôle la régularité de la série tendance ajustée. Plus il est proche de zéro, plus la tendance se rapproche de la série réelle. Par contre, plus il tend vers l'infini, plus la tendance devient linéaire.

D'une part, une valeur $\Gamma = 0$ suppose que la chronique w effectif est égal à w tendanciel et donc, une composante conjoncturelle nulle. Et d'autre part, une valeur $\Gamma = \infty$ suppose une tendance linéaire, c'est-à-dire une croissance tendancielle à taux constant. Le paramètre Γ est donc un nombre positif qui pénalise la variabilité dans la composante tendancielle : *plus sa valeur est grande, plus la croissance tendancielle sera lisse*. Le tableau suivant reprend les valeurs les plus couramment utilisées pour le paramètre Γ .

Tableau A2 – 1 : Valeurs du paramètre Γ

Valeur de Γ	$\Gamma^{1/2} = \frac{\sigma_{wc}}{\sigma_{w*}}$
∞	: En cas de nullité la variance des changements de rythme de la croissance potentielle
$100\ 000 < \Gamma < 140\ 000$: En cas de données mensuelles, d'après Maraval et del Rio (2001)
14 400	: En cas de données mensuelles (Hodrick – Prescott, 1980)
7 000	: En cas de données trimestrielles (Banque de France, 2002)
1 600	: En cas de données trimestrielles (Hodrick – Prescott, 1980)
100 - 400	: En cas d'ajustements quadratiques (notamment, en cas de Puissance = 1)
100	: En cas de données annuelles, avec prise en compte de l'hypothèse de Hodrick – Prescott (1980) : Puissance = 2
30	: En cas de données annuelles (Banque de France, 2002)
6.25	: En cas de données annuelles d'après Ravn – Uhlig (1997) : Puissance = 4
$6 < \Gamma < 14$: En cas de données annuelles, d'après Maraval et del Rio (2001)
$6 < \Gamma < 7$: En cas de données annuelles, d'après Ravn – Uhlig (2002) et Maraval (2004)
0	: Egalité entre PIB effectif et PIB tendanciel

Notons que le choix de la valeur de Γ est fonction de propriétés statistiques et économiques que l'on attribue à la tendance et au cycle. Ainsi :

- Sur le plan statistique, le choix de la valeur de Γ consiste à sélectionner la part des fluctuations qui relèvent du court terme et celle des mouvements qui affectent le long terme. En pratique, une valeur de Γ trop faible affecte à tort une partie des cycles de périodicité courte à la tendance, conduisant cette dernière à être trop volatile. A l'opposé, un Γ trop élevé conduit à surestimer la composante cyclique. Par conséquent, choisir la valeur du paramètre Γ revient à déterminer la longueur moyenne des cycles d'activité.
- Sur le plan économique, choisir une tendance fortement volatile revient à mener une analyse structurelle dans un environnement économique pas assez stabilisé, autrement dit encore trop

influencé par des fluctuations conjoncturelles. Ce critère interdit donc de choisir une valeur trop faible pour Γ .

En considérant les opérateurs de retard et de différenciation, le programme de minimisation devient :

$$\text{Min}_{\{\tau_t\}} \left[\sum_{t=1}^T (\zeta_t)^2 + \Gamma \sum_{t=3}^T (\nabla^2 \tau_t)^2 \right],$$

t. q. $w_t = \tau_t + \zeta_t$
 $\Gamma \geq 0$

Avec ∇ , opérateur de différenciation et L , opérateur de retard
Et Où $\nabla = 1 - L$; $Lx_t = x_{t-1}$; $\nabla x_t = x_t - x_{t-1}$.

En vertu du théorème de Rolle, la condition du premier ordre d'optimisation donne :

$$\frac{\partial}{\partial \tau_t} \sum_{t=1}^T (\zeta_t)^2 + \Gamma \sum_{t=3}^T \frac{\partial}{\partial \tau_t} (\tau_t - 2\tau_{t-1} + \tau_{t-2})^2 = 0$$

Connaissant la relation $w_t = \tau_t + \zeta_t$, on obtient :

$$-2(y_t - \tau_t) + 2\Gamma[\tau_t - 2\tau_{t-1} + \tau_{t-2}] - 4\Gamma[\tau_{t+1} - 2\tau_t + \tau_{t-1}] + 2\Gamma[\tau_{t+2} - 2\tau_{t+1} + \tau_t] = 0,$$

ce qui livre, par la suite, l'équation aux différences d'ordre 5 suivantes :

$$w_t = \Gamma[\tau_{t+2} - 4\tau_{t+1} + 6\tau_t - 4\tau_{t-1} + \tau_{t-2}] + \tau_t.$$

La relation obtenue est une équation non homogène dont la résolution se fera par inversion du filtre HP. Tenant compte du fait que :

$$L^{\mp j} \tau_t = \tau_{t \pm j}.$$

On peut écrire :

$$w_{t-2} = [\Gamma L^4 - 4\Gamma L^3 + (6\Gamma + 1)L^2 - 4\Gamma L + \Gamma] \tau_t,$$

ainsi obtient – on un polynôme de retard ayant pour équation caractéristique :

$$\Gamma r^4 - 4\Gamma r^3 + (6\Gamma + 1)r^2 - 4\Gamma r + \Gamma = 0, \quad \text{avec } \Gamma > 0.$$

La solution à cette équation est donnée par 4 racines complexes r_1, r_2, r_3 et r_4 ayant les parties réelles et imaginaires suivantes :

Partie réelle

Partie imaginaire

$$\Re(r_1) = \Re(r_2) = 1 - \frac{\sqrt{\sqrt{16\Gamma + 1} - 1}}{2\sqrt{2\Gamma}}$$

$$\Im(r_2) = -\Im(r_1) = \frac{1}{2\sqrt{\Gamma}} - \frac{\sqrt{\sqrt{16\Gamma + 1} + 1}}{2\sqrt{2\Gamma}}$$

$$\Re(r_3) = \Re(r_4) = 1 + \frac{\sqrt{\sqrt{16\Gamma + 1} - 1}}{2\sqrt{2\Gamma}}$$

$$\Im(r_4) = -\Im(r_3) = \frac{1}{2\sqrt{\Gamma}} + \frac{\sqrt{\sqrt{16\Gamma + 1} + 1}}{2\sqrt{2\Gamma}}$$

En posant :

$$\rho_g = \sqrt{\Im^2(r_g) + \Re^2(r_g)} \quad \text{Pour } g = \{1,2\}$$

$$\rho_j = \sqrt{\Im^2(r_j) + \Re^2(r_j)} \quad \text{Pour } j = \{3,4\}$$

$$\theta_h = \tan^{-1} \left[\frac{\Im(r_h)}{\Re(r_h)} \right] \quad \text{Pour } h = \{1,3\}$$

$$\theta_k = \tan^{-1} \left[\frac{-\Im(r_k)}{\Re(r_k)} \right] \quad \text{Pour } k = \{2,4\}$$

Les racines de l'équation caractéristique s'écrivent donc :

$$r_1 = \rho_1 e^{i\theta_1}; \quad r_2 = \rho_2 e^{-i\theta_2}; \quad r_3 = \rho_3 e^{i\theta_3}; \quad r_4 = \rho_4 e^{-i\theta_4};$$

avec $\rho_1 = \rho_2$ et $\rho_3 = \rho_4$; $\theta_1 = \theta_2$ et $\theta_3 = \theta_4$

De la relation $y_t = \Gamma[\tau_{t+2} - 4\tau_{t+1} + 6\tau_t - 4\tau_{t-1} + \tau_{t-2}] + \tau_t$, écrivons :

$$F(L)\tau_t = y_t,$$

où $F(L)$ est un polynôme de retard et s'écrit : $F(L) = [\lambda\Gamma - 4\Gamma L^{-1} + (6\Gamma + 1) - 4\Gamma L + \Gamma L^2]$.

En intégrant l'opérateur centré de produit de la différence seconde retardée et différence seconde avancée, noté :

$$\Delta^{4*} = (1 - L)^2(1 - L^{-1})^2,$$

la relation $F(L)\tau_t = y_t$ devient :

$$[\Gamma\Delta^{4*} + 1]\tau_t = y_t, \quad \text{avec } F(L) = [\Delta^{4*} + 1].$$

Connaissant l'écriture du filtre cyclique :

$$C(L) = [F(L) - 1]F(L)^{-1}$$

On peut donc écrire :

$$C(L) = \frac{\Gamma\Delta^{4*}}{\Gamma\Delta^{4*} + 1}.$$

En dérivant l'expression $C(L) = \frac{\Gamma\Delta^{4*}}{\Gamma\Delta^{4*} + 1}$, *King* et *Rebelo* ont montré que ce filtre cyclique est capable de rendre stationnaire, n'importe quel processus intégré jusqu'au quatrième ordre, étant donné qu'il y a 4 différences dans le numérateur (*Ahumada, 1999*).

Annexe 3 : Données utilisées pour l'estimation du modèle d'analyse

Tableau A3 – 1 : Production, Indice de prix et Taux d'intérêt nominal (fréquence annuelle)

Année	Production	Indice de prix	Taux d'intérêt nominal
	(en milliards USD)	(Base 2009 = 100)	
	y_t	p_t	r_t^c
2001	4,7	24,54	140
2002	5,5	28,41	24
2003	5,7	29,68	8
2004	6,5	32,41	14
2005	7,2	39,31	29
2006	8,8	46,46	40
2007	10,0	51,09	23
2008	11,9	65,17	40
2009	11,2	100,00	70
2010	13,2	109,84	22
2011	16,1	126,79	20

Tableau A3 – 2 : Taux d'intérêt nominal (fréquence mensuelle)

Taux d'intérêt nominal (fréquence mensuelle)									
janv.-02	90	janv.-04	8	janv.-06	25,5	janv.-08	24	janv.-10	70
févr.-02	90	févr.-04	8	févr.-06	25,5	févr.-08	24	févr.-10	70
mars-02	90	mars-04	8	mars-06	25,5	mars-08	24	mars-10	60
avr.-02	90	avr.-04	8	avr.-06	25,5	avr.-08	24	avr.-10	52
mai-02	12	mai-04	8	mai-06	28,5	mai-08	24	mai-10	42
juin-02	12	juin-04	8	juin-06	28,5	juin-08	30	juin-10	42
juil.-02	12	juil.-04	8	juil.-06	28,5	juil.-08	30	juil.-10	29,5
août-02	12	août-04	6	août-06	28,5	août-08	30	août-10	22
sept.-02	12	sept.-04	9	sept.-06	35	sept.-08	30	sept.-10	22
oct.-02	12	oct.-04	14	oct.-06	45	oct.-08	30	oct.-10	22
nov.-02	12	nov.-04	14	nov.-06	45	nov.-08	30	nov.-10	22
déc.-02	24	déc.-04	14	déc.-06	40	déc.-08	40	déc.-10	22
janv.-03	27	janv.-05	20	janv.-07	40	janv.-09	65	janv.-11	29,5
févr.-03	27	févr.-05	65	févr.-07	50	févr.-09	65	févr.-11	29,5
mars-03	27	mars-05	65	mars-07	50	mars-09	65	mars-11	29,5
avr.-03	27	avr.-05	65	avr.-07	40	avr.-09	65	avr.-11	29,5
mai-03	25	mai-05	65	mai-07	30	mai-09	65	mai-11	29,5
juin-03	25	juin-05	40	juin-07	30	juin-09	65	juin-11	29,5
juil.-03	20	juil.-05	31,8	juil.-07	22,5	juil.-09	65	juil.-11	29,5
août-03	20	août-05	40,99	août-07	22,5	août-09	65	août-11	29,5
sept.-03	15	sept.-05	35,75	sept.-07	22,5	sept.-09	65	sept.-11	29,5
oct.-03	15	oct.-05	31,5	oct.-07	22,5	oct.-09	70	oct.-11	24,5
nov.-03	8	nov.-05	28,75	nov.-07	22,5	nov.-09	70	nov.-11	24,5
déc.-03	8	déc.-05	28,75	déc.-07	22,5	déc.-09	70	déc.-11	20

Tableau A3 – 3 : Production, Indice de prix et Taux d'intérêt nominal (fréquence trimestrielle)

Année	Trimestre	production	Indice de prix	Taux d'intérêt nominal
2002	I	1,0671875	5,63	90
	II	1,1453125	11,62375	12
	III	1,2140625	17,940625	12
	IV	1,2734375	24,54	24
2003	I	1,3234375	25,47191262	27
	II	1,3640625	26,43123944	25
	III	1,3953125	27,41244654	15
	IV	1,4171875	28,41	8
2004	I	1,3828125	28,71996499	8
	II	1,4046875	29,03430256	8
	III	1,4359375	29,35398885	9
	IV	1,4765625	29,68	14
2005	I	1,55390625	30,32722074	65
	II	1,60234375	30,99430211	40
	III	1,64921875	31,68673242	35,75
	IV	1,69453125	32,41	28,75
2006	I	1,69921875	34,01974128	25,5
	II	1,75703125	35,7058646	28,5
	III	1,82890625	37,46905562	35
	IV	1,91484375	39,31	40
2007	I	2,065625	41,00949083	50
	II	2,159375	42,7716942	30
	III	2,246875	44,59055047	22,5
	IV	2,328125	46,46	22,5
2008	I	2,36015625	47,54471021	24
	II	2,44609375	48,66902611	30
	III	2,54296875	49,84632895	30
	IV	2,65078125	51,09	40
2009	I	2,8984375	54,14969464	65
	II	2,9765625	57,46956115	65
	III	3,0140625	61,11964708	65
	IV	3,0109375	65,17	70
2010	I	2,76015625	73,08019232	60
	II	2,75859375	81,61258994	42
	III	2,79921875	90,63119259	22
	IV	2,88203125	100	22
2011	I	3,07734375	102,3524772	29,5
	II	3,21640625	104,7700014	29,5
	III	3,36953125	107,2625249	29,5
	IV	3,53671875	109,84	20

Tableau A3 – 4 : Dérivation des écarts de Production, Taux d'inflation et Taux d'intérêt directeur (fréquence trimestrielle)

Année	Production $\hat{y}_t = 100 * (\log y_t - \log y^*)$			Taux d'inflation $\hat{\pi}_t = \pi_t^p - \pi_t^i, \text{ avec } \pi_t^p = 100 * (\log p_t - \log p_{t-1})$					Taux d'intérêt nominal $\hat{r}_t = r_t^c - r^*, \text{ avec } \beta = \frac{1}{(1-r^*)}$			
	$\log y_t$	$\log y^*$	\hat{y}_t	$\log p_t$	$\log p_{t-1}$	$\pi_t^p = 100 * (\log p_t - \log p_{t-1})$	π_t^i	$\hat{\pi}_t$	β	$r^* = \frac{(\beta - 1)}{\beta}$	r_t^c	\hat{r}_t
2002 : I	0,065026683	0,065721259	-0,069457571	1,728109442	1,386294361	34,1815081	31,46569	2,715818103	0,9821	1,822624987	90	88,17737501
II	0,135677526	0,104875198	3,080232762	2,453050419	1,728109442	72,49409767	28,77112	43,72297767	0,9821	1,822624987	12	10,17737501
III	0,193972174	0,142553694	5,141848003	2,887067694	2,453050419	43,40172756	26,07826	17,32346756	0,9821	1,822624987	12	10,17737501
IV	0,241719937	0,17888148	6,283845705	3,200304439	2,887067694	31,32367449	23,41611	7,907564491	0,9821	1,822624987	24	22,17737501
2003 : I	0,280232518	0,213999471	6,623304694	3,237576379	3,200304439	3,727193994	20,82454	-17,09734601	0,9821	1,822624987	27	25,17737501
II	0,310467379	0,248073404	6,239397543	3,274546623	3,237576379	3,697024349	18,34833	-14,65130565	0,9821	1,822624987	25	23,17737501
III	0,333118405	0,281286414	5,183199076	3,310997164	3,274546623	3,645054083	16,0216	-12,37654592	0,9821	1,822624987	15	13,17737501
IV	0,348674274	0,313842388	3,483188583	3,346741196	3,310997164	3,574403233	13,8693	-10,29489677	0,9821	1,822624987	8	6,177375013
2004 : I	0,324119469	0,345950037	-2,183056852	3,357592525	3,346741196	1,08513293	11,90863	-10,82349707	0,9821	1,822624987	8	6,177375013
II	0,339814858	0,377816381	-3,800152239	3,368477978	3,357592525	1,08854527	10,15039	-9,06184473	0,9821	1,822624987	8	6,177375013
III	0,361817946	0,409608512	-4,779056634	3,379428443	3,368477978	1,095046547	8,598579	-7,503532453	0,9821	1,822624987	9	7,177375013
IV	0,389716751	0,441454324	-5,17375724	3,390473418	3,379428443	1,104497496	7,251564	-6,147066504	0,9821	1,822624987	14	12,17737501
2005 : I	0,440771922	0,473435857	-3,266393547	3,412045683	3,390473418	2,157226518	6,103003	-3,945776482	0,9821	1,822624987	65	63,17737501
II	0,471467401	0,505594566	-3,412716445	3,433803385	3,412045683	2,175770121	5,142717	-2,966946879	0,9821	1,822624987	40	38,17737501
III	0,500301691	0,537944948	-3,764325711	3,455898058	3,433803385	2,209467294	4,358061	-2,148593706	0,9821	1,822624987	35,75	33,92737501
IV	0,527406154	0,570479987	-4,307383289	3,478467017	3,455898058	2,256895953	3,734535	-1,477639047	0,9821	1,822624987	28,75	26,92737501
2006 : I	0,530168587	0,60316722	-7,299863326	3,526940982	3,478467017	4,847396485	3,256298	1,591098485	0,9821	1,822624987	25,5	23,67737501
II	0,563625595	0,635952825	-7,232722985	3,57531495	3,526940982	4,83739678	2,906584	1,93081278	0,9821	1,822624987	28,5	26,67737501
III	0,603718111	0,6687469	-6,502878966	3,623515409	3,57531495	4,820045905	2,669621	2,150424905	0,9821	1,822624987	35	33,17737501
IV	0,649636027	0,701427801	-5,179177478	3,671478939	3,623515409	4,796353058	2,530845	2,265508058	0,9821	1,822624987	40	38,17737501
2007 : I	0,725432844	0,733852368	-0,84195242	3,713803524	3,671478939	4,232458414	2,477035	1,755423414	0,9821	1,822624987	50	48,17737501
II	0,769818828	0,765864043	0,395478526	3,755876533	3,713803524	4,207300976	2,496388	1,710912976	0,9821	1,822624987	30	28,17737501

III	0,809540362	0,797323395	1,221696672	3,797521964	3,755876533	4,164543038	2,578194	1,586349038	0,9821	1,822624987	22,5	20,67737501
IV	0,845063223	0,828109362	1,695386097	3,838591727	3,797521964	4,106976363	2,712817	1,394159363	0,9821	1,822624987	22,5	20,67737501
2008 : I	0,858727824	0,85812461	0,060321401	3,861670536	3,838591727	2,307880856	2,89161	-0,583729144	0,9821	1,822624987	24	22,17737501
II	0,894492364	0,887294783	0,719758121	3,885042814	3,861670536	2,337227767	3,106797	-0,769569233	0,9821	1,822624987	30	28,17737501
III	0,933332198	0,915554861	1,777733654	3,908944852	3,885042814	2,390203819	3,350238	-0,960034181	0,9821	1,822624987	30	28,17737501
IV	0,974854408	0,942853205	3,200120293	3,933588783	3,908944852	2,464393157	3,613313	-1,148919843	0,9821	1,822624987	40	38,17737501
2009 : I	1,064171799	0,969154872	9,501692685	3,991752334	3,933588783	5,816355094	3,886799	1,929556094	0,9821	1,822624987	65	63,17737501
II	1,090769111	0,994448464	9,632064711	4,051255436	3,991752334	5,950310205	4,160759	1,789551205	0,9821	1,822624987	65	63,17737501
III	1,103288837	1,01878378	8,450505628	4,112833371	4,051255436	6,157793429	4,426457	1,731336429	0,9821	1,822624987	65	63,17737501
IV	1,102251492	1,042265898	5,998559407	4,17699924	4,112833371	6,416586972	4,676281	1,740305972	0,9821	1,822624987	70	68,17737501
2010 : I	1,01528729	1,06504413	-4,975683924	4,291557363	4,17699924	11,45581228	4,903697	6,55211528	0,9821	1,822624987	60	58,17737501
II	1,014721039	1,087291786	-7,257074721	4,401983539	4,291557363	11,04261754	5,10326	5,939357541	0,9821	1,822624987	42	40,17737501
III	1,02934036	1,109138031	-7,979767111	4,506798443	4,401983539	10,48149043	5,27362	5,207870432	0,9821	1,822624987	22	20,17737501
IV	1,058495341	1,130660223	-7,216488277	4,605170186	4,506798443	9,837174312	5,417139	4,420035312	0,9821	1,822624987	22	20,17737501
2011 : I	1,124066806	1,151884141	-2,781733503	4,628422515	4,605170186	2,325232905	5,539435	-3,214202095	0,9821	1,822624987	29,5	27,67737501
II	1,168264665	1,172791068	-0,452640298	4,651767485	4,628422515	2,334496969	5,648888	-3,314391031	0,9821	1,822624987	29,5	27,67737501
III	1,21477364	1,193348364	2,142527542	4,675279333	4,651767485	2,351184855	5,751867	-3,400682145	0,9821	1,822624987	29,5	27,67737501
IV	1,263199391	1,213523352	4,967603822	4,699024761	4,675279333	2,374542819	5,852672	-3,478129181	0,9821	1,822624987	20	18,17737501

où y^* est le PIB tendanciel déterminé au moyen du filtre de Hodrick – Prescott ;
 π_t^p est la variation d'inflation et π_t^* , la cible d'inflation.

Tableau A3 – 5 : Ecart de Production, Taux d'inflation et Taux d'intérêt directeur

Année	Trimestre	Production	Taux d'inflation	Taux d'intérêt nominal
2002	I	-0,069457571	2,715818103	88,17737501
	II	3,080232762	43,72297767	10,17737501
	III	5,141848003	17,32346756	10,17737501
	IV	6,283845705	7,907564491	22,17737501
2003	I	6,623304694	-17,09734601	25,17737501
	II	6,239397543	-14,65130565	23,17737501
	III	5,183199076	-12,37654592	13,17737501
	IV	3,483188583	-10,29489677	6,177375013
2004	I	-2,183056852	-10,82349707	6,177375013
	II	-3,800152239	-9,06184473	6,177375013
	III	-4,779056634	-7,503532453	7,177375013
	IV	-5,17375724	-6,147066504	12,17737501
2005	I	-3,266393547	-3,945776482	63,17737501
	II	-3,412716445	-2,966946879	38,17737501
	III	-3,764325711	-2,148593706	33,92737501
	IV	-4,307383289	-1,477639047	26,92737501
2006	I	-7,299863326	1,591098485	23,67737501
	II	-7,232722985	1,93081278	26,67737501
	III	-6,502878966	2,150424905	33,17737501
	IV	-5,179177478	2,265508058	38,17737501
2007	I	-0,84195242	1,755423414	48,17737501
	II	0,395478526	1,710912976	28,17737501
	III	1,221696672	1,586349038	20,67737501
	IV	1,695386097	1,394159363	20,67737501
2008	I	0,060321401	-0,583729144	22,17737501
	II	0,719758121	-0,769569233	28,17737501
	III	1,777733654	-0,960034181	28,17737501
	IV	3,200120293	-1,148919843	38,17737501
2009	I	9,501692685	1,929556094	63,17737501
	II	9,632064711	1,789551205	63,17737501
	III	8,450505628	1,731336429	63,17737501
	IV	5,998559407	1,740305972	68,17737501
2010	I	-4,975683924	6,55211528	58,17737501
	II	-7,257074721	5,939357541	40,17737501
	III	-7,979767111	5,207870432	20,17737501
	IV	-7,216488277	4,420035312	20,17737501
2011	I	-2,781733503	-3,214202095	27,67737501
	II	-0,452640298	-3,314391031	27,67737501
	III	2,142527542	-3,400682145	27,67737501
	IV	4,967603822	-3,478129181	18,17737501

Code 1. Simulation (calibrage)

```
// Modèle DSGE pour la RD. Congo.mod
//-----
close all
% 1. Declaration des variables et paramètres.
var produit inflation interet;
varexo etaprod etainf etaint;
parameters beta psi omega phi kappa xiinf xiprod sigetaprod sigetainf sigetaint;
% 2. Parameters calibration (values from estimation)
beta =0.982;
psi =0.40;
omega =0.65;
phi =0.228;
kappa =0.18;
xiinf =1.50;
xiprod =0.50;
sigetaprod =0.65;
sigetainf=0.55;
sigetaint =1.99;
% 3. Description du modèle d'analyse
model(linear);
produit = (1-psi)*produit(-1)+ psi*produit(+1)-phi*(interet-inflation(+1))+etaprod;
inflation = (1-omega)*inflation(-1)+ omega*inflation(+1)+kappa*produit+etainf;
interet = xiinf*inflation+xiprod*produit+etaint;
end;
% 4. Defining initial values, end values and shocks
% (shocks values from estimation)
initval;
produit=-7;
interet=18;
inflation=4;
end;
endval;
produit=0;
interet=0;
inflation=0;
end;
shocks;
var etaprod=sigetaprod^2;
var etaint=sigetaint^2;
var etainf=sigetainf^2;
end;
%5. Réalisation d'une simulation stochastique
stoch_simul(linear,periods=20000,relative_irf,ar=10);
```

Figure A4 – 1 : Distribution a priori

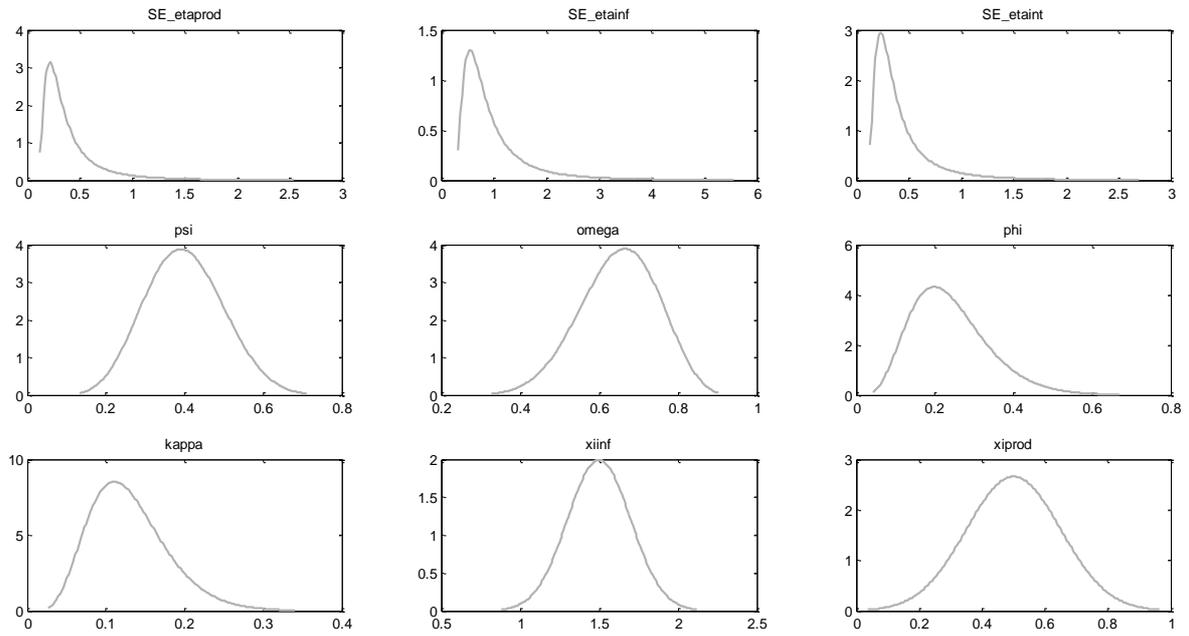


Figure A4 – 2 : Relative reponse to orthogonalized shock to etaprod

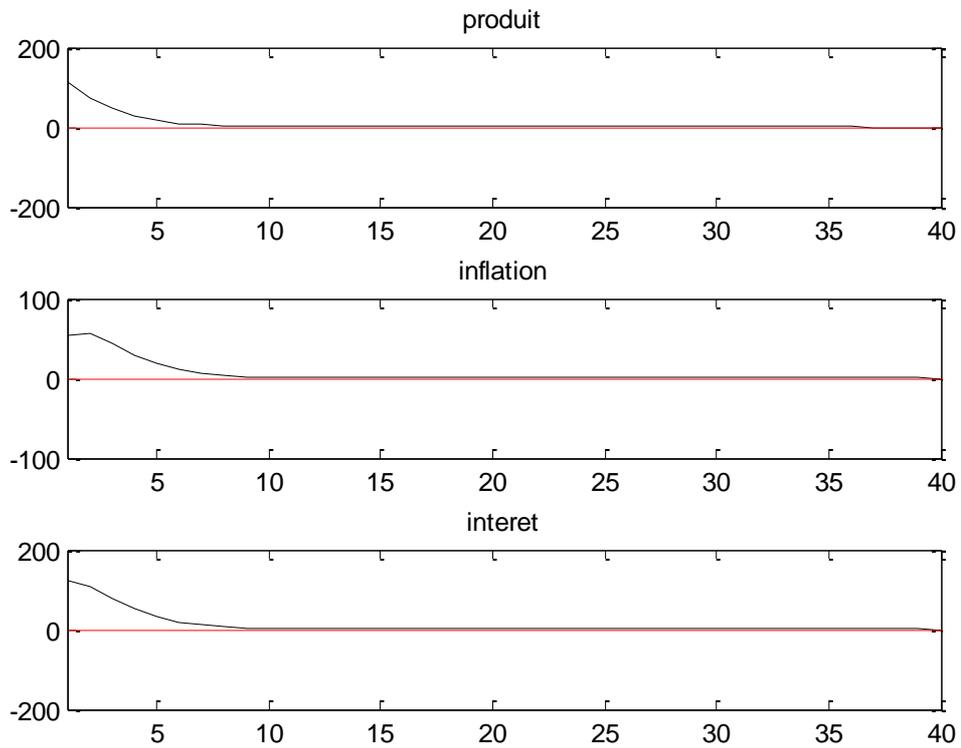


Figure A4 – 3 : Relative reponse to orthogonalized shock to etainfl

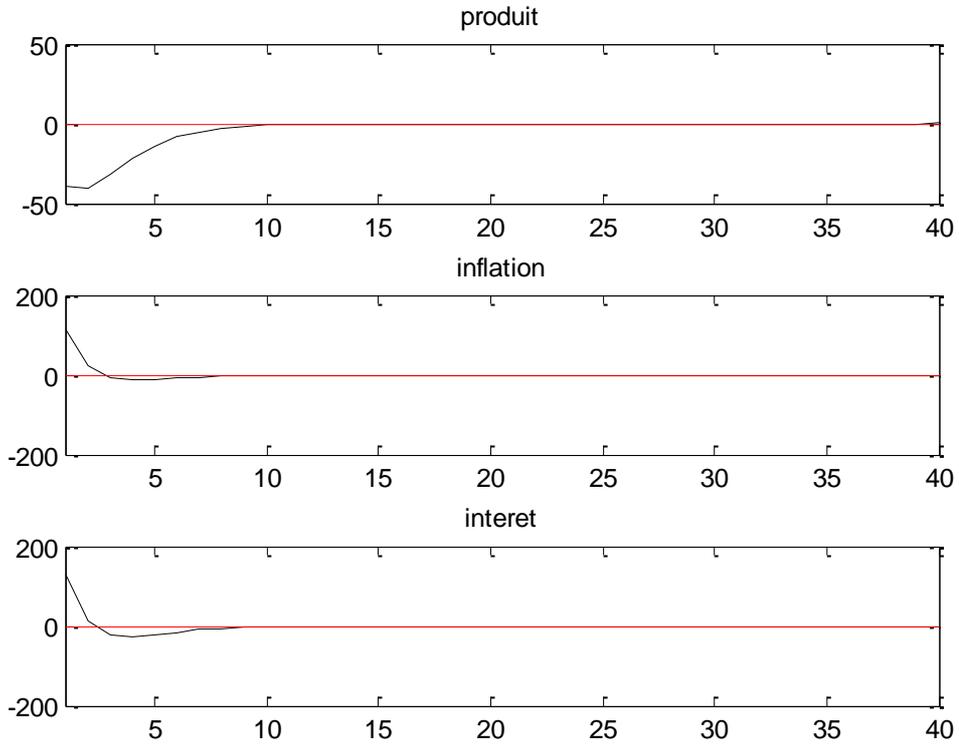
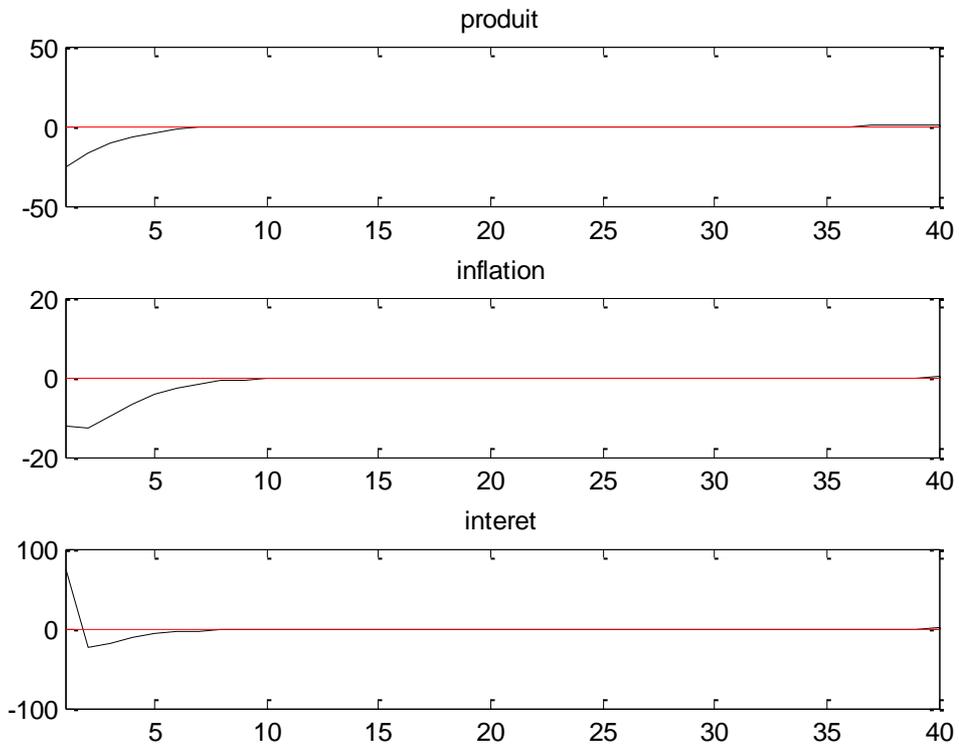


Figure A4 – 4: Relative reponse to orthogonalized shock to etaint



MODEL SUMMARY

Number of variables : 3
Number of stochastic shocks : 3
Number of state variables : 2
Number of jumpers : 2
Number of static variables : 1

Warning: Log of zero. This warning will be removed in a future release.

Consider using DBSTOP IF NANINF when debugging.

> In log10 at 20
In dyntable at 33
In stoch_simul at 105
In simulationthree at 149
In dynare at 120

MATRIX OF COVARIANCE OF EXOGENOUS SHOCKS

Variables	etaprod	etainf	etaint
etaprod	0.422500	0.000000	0.000000
etainf	0.000000	0.302500	0.000000
etaint	0.000000	0.000000	3.960100

POLICY AND TRANSITION FUNCTIONS

	produit	inflation	interet
produit(-1)	0.629251	0.332464	0.813322
inflation(-1)	-0.154773	0.385081	0.500236
etaprod	1.048752	0.554107	1.355536
etainf	-0.442207	1.100232	1.429245
etaint	-0.239115	-0.126336	0.690938

MOMENTS OF SIMULATED VARIABLES

VARIABLE	MEAN	STD. DEV.	VARIANCE	SKEWNESS	KURTOSIS
produit	0.008396	1.062061	1.127974	0.018557	0.048191
inflation	0.005601	0.970585	0.942036	-0.005278	-0.015169
interet	-0.004511	2.169485	4.706664	0.005839	0.031315

CORRELATION OF SIMULATED VARIABLES

VARIABLE	produit	inflation	interet
produit	1.0000	0.4819	0.1492
inflation	0.4819	1.0000	0.5517
interet	0.1492	0.5517	1.0000

AUTOCORRELATION OF SIMULATED VARIABLES

VARIABLE	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
produit	0.5683	0.2781	0.1100	0.0240	-0.0049	-0.0086		-0.0157		-0.0114
	-0.0085	-0.0122								
inflation	0.5589	0.2719	0.1074	0.0179	-0.0110	-0.0205		-0.0204		-0.0062
	0.0025	0.0018								
interet	0.1930	0.0799	0.0093	-0.0190	-0.0249	-0.0225		-0.0187	0.0027	-
	0.0022	-0.0010								

Total computing time : 0h00m09s

Code 2. Estimation bayésienne des paramètres du modèle DSGE de la RDC

```
// Modèle DSGE pour la RD. Congo.mod
```

```
//-----  
close all  
var produit inflation interet;  
varexo etaprod etainf etaint;  
parameters beta psi omega phi kappa xiinf xiproduct sigetaprod sigetainf sigetaint;  
beta=0.982;  
model;  
produit = (1-psi)*produit(-1)+ psi*produit(+1)-phi*(interet-inflation(+1))+etaprod;  
inflation = (1-omega)*inflation(-1)+ omega*inflation(+1)+kappa*produit+etainf;  
interet = xiinf*inflation+xiproduct*produit+etaint;  
end;  
  
estimated_params;  
psi, beta_pdf,0.30,0.10;  
omega, beta_pdf,0.55,0.10;  
phi, gamma_pdf,0.14,0.10;  
kappa, gamma_pdf,0.08,0.05;  
xiinf, normal_pdf,1.40,0.20;  
xiproduct, normal_pdf,0.40,0.15;  
stderr etaprod, inv_gamma_pdf,0.36,2;  
stderr etainf, inv_gamma_pdf,0.99,2;  
stderr etaint, inv_gamma_pdf,0.39,2;  
end;  
  
varobs produit inflation interet;  
estimation(datafile=congo) produit inflation interet;  
stoch_simul(irf=200,nograph);
```

(A) RESULTS FROM POSTERIOR MAXIMIZATION

Parameters						
	prior mean	mode	s.d.	t-stat	prior	pstdev
psi	0.300	0.3120	0.1057	2.9502	beta	0.1000
omega	0.550	0.5674	0.0305	18.5804	beta	0.1000
phi	0.140	0.0181	0.0106	1.6996	gamm	0.1000
kappa	0.080	0.0106	0.0072	1.4807	gamm	0.0500
xiinf	1.400	1.2267	0.1244	9.8631	norm	0.2000
xiprod	0.400	0.4911	0.1399	3.5106	norm	0.1500

Standard deviation of shocks						
	prior mean	mode	s.d.	t-stat	prior	pstdev
etaprod	0.360	1.9319	0.3529	5.4741	invg	2.0000
etainf	0.990	4.8718	0.6068	8.0290	invg	2.0000
etaint	0.390	20.7904	2.2792	9.1218	invg	2.0000

MATRIX OF COVARIANCE OF EXOGENOUS SHOCKS

Variables	etaprod	etainf	etaint
etaprod	3.732103	0.000000	0.000000
etainf	0.000000	23.734185	0.000000
etaint	0.000000	0.000000	432.239565

POLICY AND TRANSITION FUNCTIONS

	Produit	Inflation	Interet
Produit(-1)	0.982362	0.437749	1.019473
Inflation(-1)	-0.014035	0.737860	0.898268
etaprod	1.427787	0.636235	1.481726
etainf	-0.032447	1.705798	2.076630
etaint	-0.025794	-0.011494	0.973232

THEORETICAL MOMENTS

VARIABLE	MEAN	STD. DEV.	VARIANCE
Produit	0.0000	10.3200	106.5034
Inflation	0.0000	20.4915	419.9018
Interet	0.0000	35.4076	1253.6983

VARIANCE DECOMPOSITION (in percent)

	etaprod	etainf	etaint
produit	92.44	4.06	3.49
inflation	62.30		2.35
interet	47.99	17.56	34.45

MATRIX OF CORRELATIONS

Variables	produit	inflation	interet
produit	1.0000	0.7339	0.6336
inflation	0.7339	1.0000	0.8082
interet	0.6336	0.8082	1.0000

COEFFICIENTS OF AUTOCORRELATION

Order	1	2	3	4	5
produit	0.9619	0.9237	0.8858	0.8486	0.8123
inflation	0.8997	0.8166	0.7471	0.6883	0.6378
interet	0.6084	0.5609	0.5201	0.4847	0.4536

Total computing time : 0h03m26s

(B) ESTIMATION RESULTS

Log data density is -583.429113.

Parameters	prior mean	post. mean	conf. interval		prior	pstdev
psi	0.300	0.5022	0.2683	0.7361	beta	0.1000
omega	0.550	0.7707	0.5806	0.9609	beta	0.1000
phi	0.140	0.0327	0.0100	0.0554	gamma	0.1000
kappa	0.080	0.0548	0.0275	0.0820	gamma	0.0500
xiinf	1.400	0.9765	0.9685	0.9844	norm	0.2000
xiprod	0.400	0.3918	0.2519	0.5316	norm	0.1500

standard deviation of shocks	prior mean	post. mean	conf. interval		prior	pstdev
etaproduct	0.360	2.0456	1.3083	2.7829	invg	2.0000
etainf	0.990	7.2221	6.3743	8.0698	invg	2.0000
etaint	0.390	30.8364	21.3978	40.2750	invg	2.0000

Warning: Some of the parameters have no value (sigetaproduct, sigetainf, sigetaint) when using stoch_simul. If these parameters are not initialized in a steadystate file, Dynare may not be able to solve the model...

MATRIX OF COVARIANCE OF EXOGENOUS SHOCKS			
Variables	etaproduct	etainf	etaint
etaproduct	3.732103	0.000000	0.000000
etainf	0.000000	23.734185	0.000000
etaint	0.000000	0.000000	432.239565

POLICY AND TRANSITION FUNCTIONS			
	produit	inflation	interet
produit(-1)	0.982362	0.437749	1.019473
inflation(-1)	-0.014035	0.737860	0.898268
etaproduct	1.427787	0.636235	1.481726
etainf	-0.032447	1.705798	2.076630
etaint	-0.025794	-0.011494	0.973232

Warning: Log of zero. This warning will be removed in a future release.

Consider using DBSTOP IF NANINF when debugging.

THEORETICAL MOMENTS			
VARIABLE	MEAN	STD. DEV.	VARIANCE
produit	0.0000	10.3200	106.5034
inflation	0.0000	20.4915	419.9018
interet	0.0000	35.4076	1253.6983

VARIANCE DECOMPOSITION (in percent)			
	etaproduct	etainf	etaint
produit	92.44	4.06	3.49
inflation	62.30	35.35	2.35
interet	47.99	17.56	34.45

MATRIX OF CORRELATIONS			
Variables	produit	inflation	interet
produit	1.0000	0.7339	0.6336
inflation	0.7339	1.0000	0.8082
interet	0.6336	0.8082	1.0000

COEFFICIENTS OF AUTOCORRELATION					
Order	1	2	3	4	5
produit	0.9619	0.9237	0.8858	0.8486	0.8123
inflation	0.8997	0.8166	0.7471	0.6883	0.6378
interet	0.6084	0.5609	0.5201	0.4847	0.4536
Total computing time : 0h03m26s					

Code 3. Simulation des déviations standards observées des variables endogènes

```
// Modèle DSGE pour la RD. Congo.mod
//-----
close all

% 1. Declaration des variables et paramètres.
var produit inflation interet;
varexo etaprod etainf etaint;
parameters beta psi omega phi kappa xiinf xiproduct sigetaprod sigetainf sigetaint;

% 2. Parameters calibration (values from estimation)
beta =0.982;
psi =0.5022;
omega =0.7707;
phi =0.0327;
kappa =0.0548;
xiinf =0.9765;
xiproduct =0.3918;
sigetaprod =2.0456;
sigetainf=7.2221;
sigetaint =30.8364;

% 3. Description du modèle d'analyse
model(linear);
produit = (1-psi)*produit(-1)+ psi*produit(+1)-phi*(interet-inflation(+1))+etaprod;
inflation = (1-omega)*inflation(-1)+ omega*inflation(+1)+kappa*produit+etainf;
interet = xiinf*inflation+xiproduct*produit+etaint;
end;

% 4. Defining initial values, end values and shocks
% (shocks values from estimation)
initval;
produit=-7;
interet=18;
inflation=4;
end;
endval;
produit=0;
interet=0;
inflation=0;
end;
shocks;
var etaprod=sigetaprod^2;
var etaint=sigetaint^2;
```

var etainf=sigetainf^2;

end;

%5. Réalisation d'une simulation stochastique

stoch_simul(linear,periods=20000,simul_seed=2,relative_irf,ar=10);

Annexe 5 : Output de l'estimation du modèle SVAR

(A) TEST DE PHILLIPS – PERRON

Tableau A5 – 1 : Caractéristiques des variables sous étude

Processus DS	Processus TS	Stationnaire à niveau
Taux d'intérêt directeur	Crédit à l'économie	Dépenses gouvernementales
Masse monétaire	Produit global	Encours BTR
Prix à la consommation
Taux de change

(B) CRITERES D'AKAIKE ET DE SCHWARTZ

Tableau A5 – 2 : Caractéristiques des variables sous étude

	DDIR	DM2	LCRED	DROX	DIPC	LPIB	GOV	BTR
Mean	-0.005745	0.029971	0.022081	0.010053	0.018182	0.030860	18.60777	3.693328
Median	0.000000	0.029867	0.033285	0.003346	0.013606	0.010067	18.61074	3.790533
Maximum	0.485508	0.139624	0.200284	0.105361	0.079571	0.888051	19.43825	4.700480
Minimum	-0.353279	-0.038602	-0.258503	-0.098061	-0.021661	-0.634662	17.55052	2.200552
Std. Dev.	0.140607	0.034656	0.089309	0.037431	0.020511	0.204933	0.485411	0.607142
Skewness	0.417113	0.426856	-0.960528	0.261044	1.044705	0.968295	-0.303976	-0.446815
Kurtosis	5.928205	3.540788	4.854051	4.904475	3.857102	9.692471	2.298869	2.619389
Jarque-Bera	20.47196	2.255316	15.74091	8.611615	11.26307	107.1915	1.901793	2.083431
Probability	0.000036	0.323791	0.000382	0.013490	0.003583	0.000000	0.386394	0.352849
Sum	-0.304489	1.588449	1.170275	0.532805	0.963627	1.635587	986.2117	195.7464
Sum Sq. Dev.	1.028054	0.062453	0.414753	0.072856	0.021876	2.183865	12.25246	19.16830
Observations	53	53	53	53	53	53	53	53

Il ressort de ce panel que toutes les variables sont non gaussiennes, à l'exception près de la masse monétaire, les dépenses gouvernementales et les encours BTR.

Partant du tableau A2, il ressort que le modèle aura 13 décalages. A ce niveau, la question que l'on se pose est donc de savoir quel décalage retenir dans le modèle VAR (p) à estimer ? Pour y répondre, nous allons recourir aux critères d'AKAIKE et SCHWARTZ.

Soit T, taille de l'échantillon : T = 54 et K, le nombre de décalages : K = T/4 → K = 14 ; les critères d'Akaike (AICp) et de Schwartz (SCp) sont calculés par les formules suivantes.

$$AIC_{(p)} = \ln \left[\det \left| \sum e \right| \right] + \frac{2K^2P}{T}$$

et

$$SC_{(p)} = \ln \left[\det \left| \sum e \right| \right] + \frac{K^2 P \ln(T)}{T}$$

Le décalage optimal s'obtient à partir du tableau A5 - 3. En vertu du critère de parcimonie, on retient $p = 1$.

Tableau A5 - 3 : Détermination du décalage optimal

K (nombre de décalage)	Akaike Info Criterion (AIC)	Schwartz criterion (SC)
1	-16.89573	-14.19401
2	-16.23512	-11.08359
3	-16.34552	-8.697431
4	-18.59228	-8.399619
.	.	.
.	.	.

(C) TEST DE CAUSALITE AU SENS DE GRANGER

Tableau A5 - 4 : Résultat du test de causalité au sens de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 08/23/11 Time: 22:27

Sample: 2007M01 2011M06

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DM2 does not Granger Cause DDIR	52	2.72364	0.10527
DDIR does not Granger Cause DM2		0.25580	0.61529
LCRED does not Granger Cause DDIR	52	0.12672	0.72339
DDIR does not Granger Cause LCRED		0.38319	0.53877
DROX does not Granger Cause DDIR	52	0.04126	0.83988
DDIR does not Granger Cause DROX		3.14362	0.08244***
DIPC does not Granger Cause DDIR	52	0.76188	0.38700
DDIR does not Granger Cause DIPC		4.12948	0.04758**
LPIB does not Granger Cause DDIR	52	0.08395	0.77324
DDIR does not Granger Cause LPIB		0.11834	0.73231
GOV does not Granger Cause DDIR	52	1.68068	0.20091
DDIR does not Granger Cause GOV		0.03141	0.86006
BTR does not Granger Cause DDIR	52	0.54165	0.46526
DDIR does not Granger Cause BTR		2.61560	0.11224
LCRED does not Granger Cause DM2	52	0.42147	0.51924
DM2 does not Granger Cause LCRED		0.20864	0.64986
DROX does not Granger Cause DM2	52	0.56226	0.45693
DM2 does not Granger Cause DROX		16.6528	0.00016*

DIPC does not Granger Cause DM2	52	0.01232	0.91208
DM2 does not Granger Cause DIPC		13.4163	0.00061*
LPIB does not Granger Cause DM2	52	0.00586	0.93930
DM2 does not Granger Cause LPIB		0.34046	0.56224
GOV does not Granger Cause DM2	52	0.41605	0.52192
DM2 does not Granger Cause GOV		0.17648	0.67626
BTR does not Granger Cause DM2	52	0.03003	0.86313
DM2 does not Granger Cause BTR		0.28775	0.59409
DROX does not Granger Cause LCRED	52	1.65268	0.20464
LCRED does not Granger Cause DROX		0.15316	0.69723
DIPC does not Granger Cause LCRED	52	4.58668	0.03722**
LCRED does not Granger Cause DIPC		0.64025	0.42748
LPIB does not Granger Cause LCRED	52	2.61169	0.11250
LCRED does not Granger Cause LPIB		0.56614	0.45540
GOV does not Granger Cause LCRED	52	0.15147	0.69882
LCRED does not Granger Cause GOV		0.34592	0.55913
BTR does not Granger Cause LCRED	52	0.01768	0.89475
LCRED does not Granger Cause BTR		0.03197	0.85882
DIPC does not Granger Cause DROX	52	1.07082	0.30584
DROX does not Granger Cause DIPC		5.12790	0.02800**
LPIB does not Granger Cause DROX	52	1.3E-06	0.99909
DROX does not Granger Cause LPIB		0.14138	0.70854
GOV does not Granger Cause DROX	52	0.57886	0.45040
DROX does not Granger Cause GOV		2.85036	0.09771
BTR does not Granger Cause DROX	52	0.83394	0.36561
DROX does not Granger Cause BTR		2.94852	0.09227***
LPIB does not Granger Cause DIPC	52	0.63288	0.43014
DIPC does not Granger Cause LPIB		0.16305	0.68812
GOV does not Granger Cause DIPC	52	0.37924	0.54086
DIPC does not Granger Cause GOV		1.90305	0.17400
BTR does not Granger Cause DIPC	52	0.57227	0.45298
DIPC does not Granger Cause BTR		0.31921	0.57466
GOV does not Granger Cause LPIB	52	0.22347	0.63851
LPIB does not Granger Cause GOV		0.46041	0.50062
BTR does not Granger Cause LPIB	52	0.06181	0.80470

LPIB does not Granger Cause BTR		2.85733	0.09731***
BTR does not Granger Cause GOV	53	9.00771	0.00419*
GOV does not Granger Cause BTR		17.6513	0.00011*

Causalité : *au seuil de 1 % ; **au seuil de 5 % ; *au seuil de 10 %.**

Où **DDIR** : Taux d'intérêt directeur de la BCC ; **DM2** : Masse monétaire ; **LCRED** : Crédit à l'économie ; **DROX** : Taux de change ; **DIPC** : Prix à la consommation ; **LPIB** : PIB ; **GOV** : dépenses gouvernementales ; **BTR** : Encours BTR.

(D) ESTIMATION DU MODELE VAR(1)

Tableau A5 – 5 : Résultats de l'estimation du modèle VAR(1)

Vector Autoregression Estimates
Date: 08/24/11 Time: 00:55
Sample (adjusted): 2007M03 2011M06
Included observations: 52 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

	DDIR	DM2	LCRED	DROX	DIPC	LPIB	GOV	BTR
DDIR(-1)	0.310935 (0.17451) [1.78178]	0.047747 (0.04790) [0.99689]	0.105590 (0.11742) [0.89928]	0.040233 (0.04480) [0.89812]	0.026335 (0.02057) [1.28042]	-0.160629 (0.28477) [-0.56406]	0.201717 (0.26331) [0.76608]	-0.400616 (0.36030) [-1.11190]
DM2(-1)	1.113743 (0.59701) [1.86553]	0.220759 (0.16386) [1.34726]	0.299501 (0.40169) [0.74560]	0.577533 (0.15325) [3.76845]	0.184261 (0.07036) [2.61875]	-0.615127 (0.97423) [-0.63140]	-0.315848 (0.90081) [-0.35063]	2.707713 (1.23262) [2.19671]
LCRED(-1)	-0.102170 (0.22559) [-0.45291]	0.037282 (0.06192) [0.60215]	-0.248748 (0.15178) [-1.63883]	-0.045737 (0.05791) [-0.78982]	-0.013399 (0.02659) [-0.50398]	0.410955 (0.36812) [1.11635]	-0.101328 (0.34038) [-0.29769]	-0.058642 (0.46576) [-0.12591]
DROX(-1)	-0.547729 (0.65390) [-0.83763]	-0.171738 (0.17947) [-0.95691]	-0.335461 (0.43997) [-0.76246]	-0.185744 (0.16786) [-1.10656]	0.081260 (0.07707) [1.05441]	-0.598368 (1.06707) [-0.56076]	-2.423361 (0.98665) [-2.45615]	-1.284148 (1.35008) [-0.95117]
DIPC(-1)	0.931868 (1.15251) [0.80855]	0.022586 (0.31632) [0.07140]	-1.329308 (0.77546) [-1.71422]	0.161831 (0.29585) [0.54700]	0.397341 (0.13583) [2.92524]	0.595074 (1.88073) [0.31641]	-1.559617 (1.73899) [-0.89685]	0.515847 (2.37954) [0.21678]
LPIB(-1)	0.029370 (0.09534) [0.30804]	0.008571 (0.02617) [0.32753]	0.100917 (0.06415) [1.57309]	0.002477 (0.02448) [0.10122]	0.008461 (0.01124) [0.75296]	-0.160966 (0.15559) [-1.03457]	0.078587 (0.14386) [0.54626]	-0.372151 (0.19685) [-1.89049]
GOV(-1)	0.098208 (0.07728) [1.27083]	0.018535 (0.02121) [0.87387]	0.039105 (0.05200) [0.75207]	0.013501 (0.01984) [0.68059]	0.011825 (0.00911) [1.29830]	-0.211963 (0.12611) [-1.68083]	0.548496 (0.11660) [4.70396]	0.534842 (0.15955) [3.35213]
BTR(-1)	-0.046028 (0.06307) [-0.72982]	-0.010600 (0.01731) [-0.61236]	-0.018531 (0.04243) [-0.43670]	-0.003234 (0.01619) [-0.19978]	-0.008217 (0.00743) [-1.10553]	0.169260 (0.10292) [1.64464]	0.346473 (0.09516) [3.64096]	0.524749 (0.13021) [4.02997]
C	-1.708023 (1.23968) [-1.37779]	-0.282012 (0.34025) [-0.82885]	-0.616958 (0.83411) [-0.73966]	-0.246733 (0.31823) [-0.77533]	-0.184811 (0.14611) [-1.26491]	3.359931 (2.02297) [1.66089]	7.210317 (1.87052) [3.85472]	-8.236228 (2.55951) [-3.21789]

Où (.) : écart-type et [.] : t-Student.

Tableau A5 – 6 : Tests associées aux outputs de l'estimation du modèle d'analyse

Statistiques	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7	Modèle 8
R-squared	0.244689	0.105178	0.187912	0.324687	0.532555	0.099666	0.857399	0.832581
Adj. R-squared	0.104167	-0.061300	0.036826	0.199047	0.445588	-0.067839	0.830869	0.801434
Sum sq. resids	0.736168	0.055456	0.333274	0.048511	0.010226	1.960366	1.676028	3.138142
S.E. equation	0.130844	0.035912	0.088037	0.033588	0.015421	0.213518	0.197427	0.270148
F-statistic	1.741278	0.631782	1.243741	2.584273	6.123668	0.595004	32.31763	26.73012
Log likelihood	36.91124	104.1439	57.51605	107.6227	148.1018	11.44612	15.52044	-0.786870
Akaike AIC	-1.073509	-3.659382	-1.866002	-3.793180	-5.350069	-0.094081	-0.250786	0.376418
Schwarz SC	-0.735794	-3.321666	-1.528287	-3.455464	-5.012354	0.243634	0.086929	0.714133
Mean dependent	-0.010147	0.029554	0.020823	0.009444	0.018168	0.032395	18.62123	3.705732
S.D. dependent	0.138242	0.034859	0.089705	0.037530	0.020711	0.206624	0.480059	0.606246
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.82E-18						
Determinant resid covariance		3.98E-19						
Log likelihood		511.2890						
Akaike information criterion		-16.89573						
Schwarz criterion		-14.19401						

(E) TEST DIAGNOSTIC

Tableau A5 – 7 : Tests de validité de l'estimation du VAR

AR ROOTS TABLE

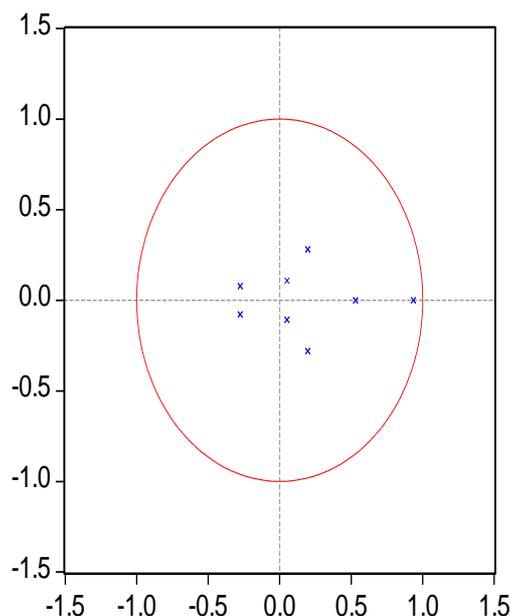
Roots of Characteristic Polynomial
 Endogenous variables: DDIR DM2 LCRED DROX
 DIPC LPIB GOV BTR
 Exogenous variables: C
 Lag specification: 1 1
 Date: 08/24/11 Time: 01:33

Root	Modulus
0.935151	0.935151
0.529720	0.529720
0.196142 - 0.281234i	0.342877
0.196142 + 0.281234i	0.342877
-0.276756 - 0.077871i	0.287503
-0.276756 + 0.077871i	0.287503
0.051589 - 0.107797i	0.119505
0.051589 + 0.107797i	0.119505

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



(F) ANALYSE DES CHOCS DE POLITIQUE MONETAIRE

SCENARIO 1 : CHOC SUR LE TAUX D'INTERET DIRECTEUR DE LA BCC

Figure A5 – 1 : Simulation du choc sur le taux d'intérêt

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

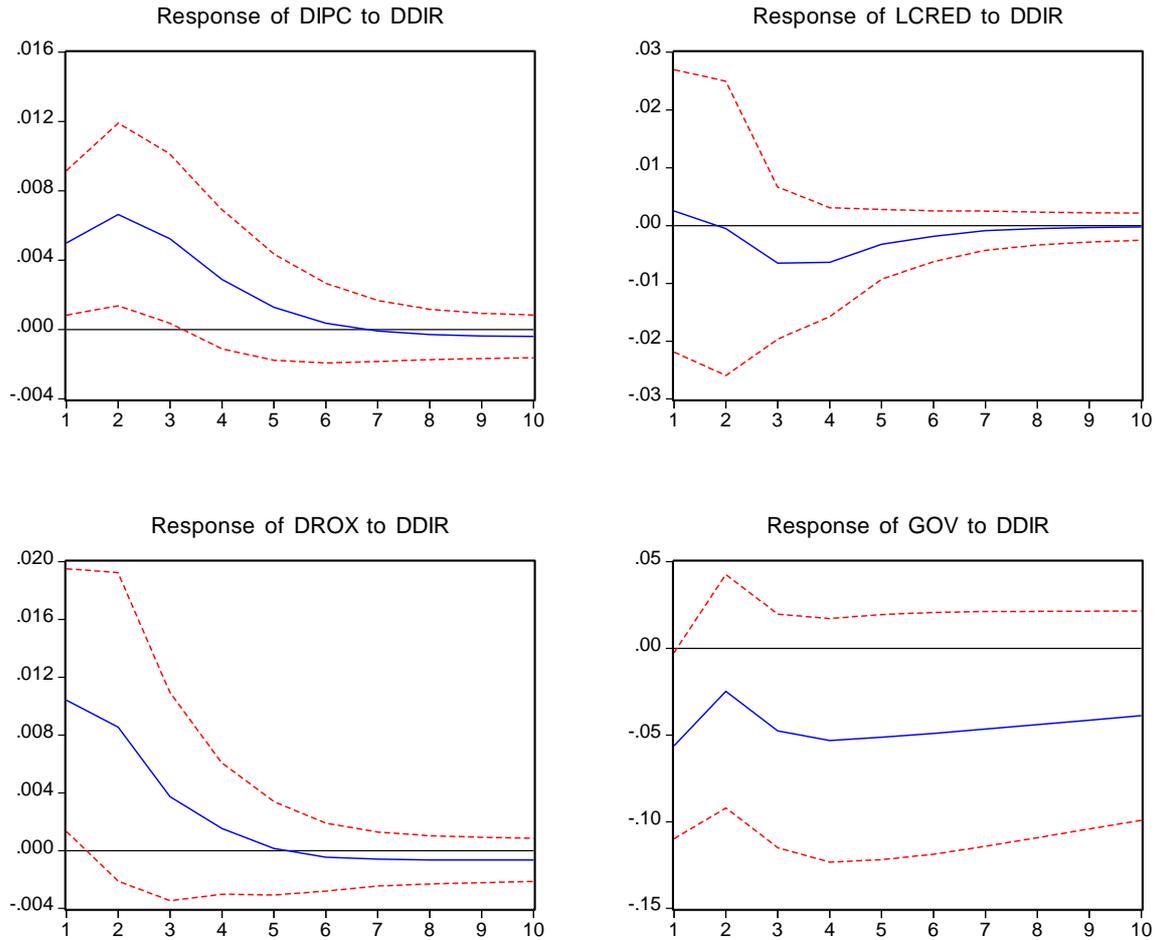
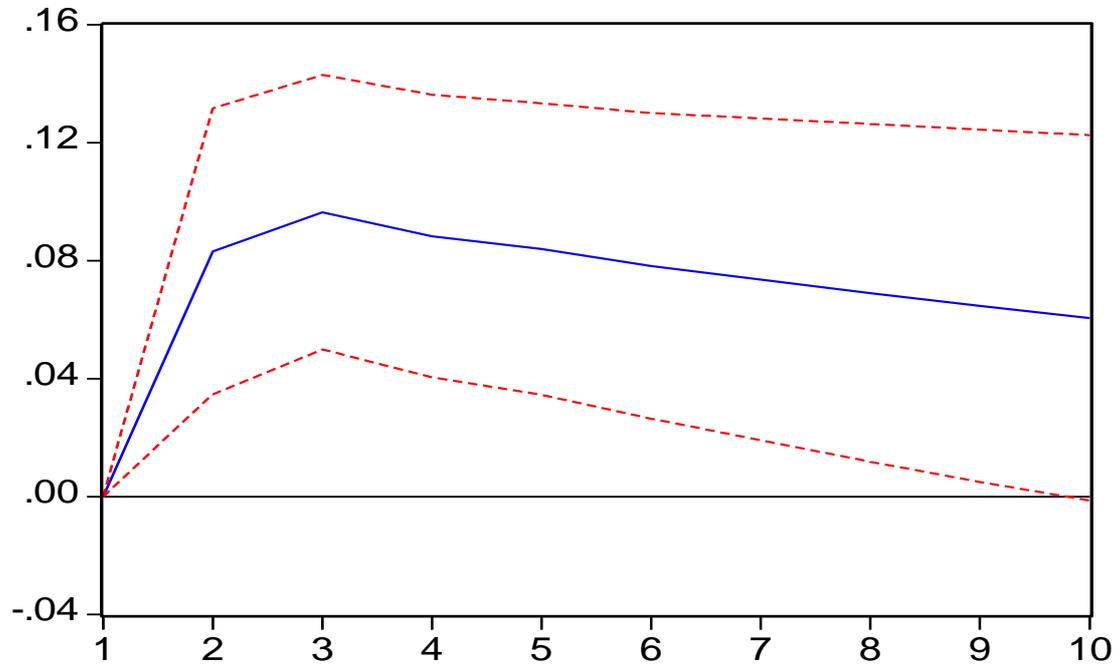


Figure A5 - 2 : Simulation du choc sur le BTR

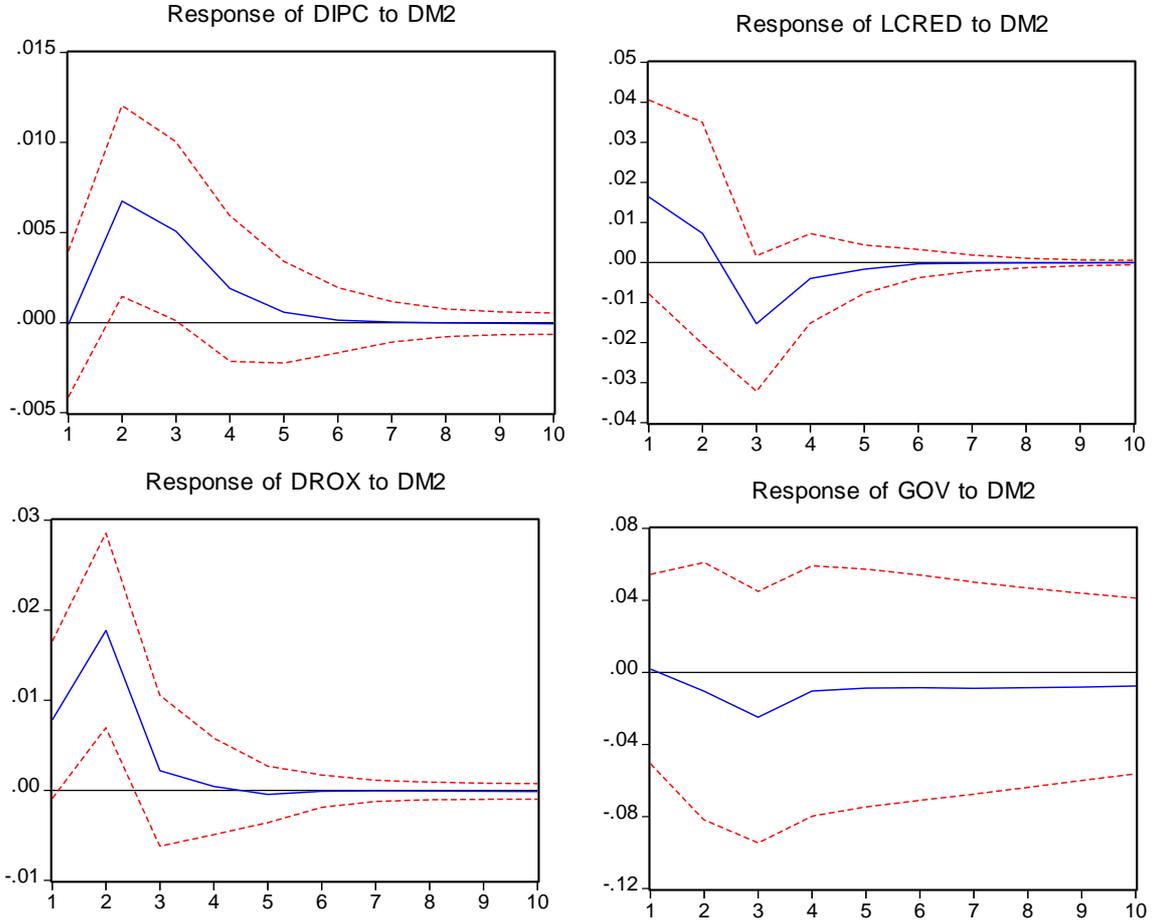
Response of GOV to Cholesky
One S.D. BTR Innovation



SCENARIO 3 : CHOC SUR LA MASSE MONETAIRE

Figure A5 – 3 : Simulation du choc sur la masse monétaire

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



(G) DECOMPOSITION DE LA VARIANCE D'ERREUR**Tableau A5 – 8 : Décomposition de la variance d'erreur prévisionnelle**

Variance Decomposition of DDIR:									
Period	S.E.	DDIR	DM2	LCRED	DROX	DIPC	LPIB	GOV	BTR
1	0.130844	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.144436	90.17295	4.823114	0.617008	0.873718	1.953058	0.024165	0.951351	0.584637
3	0.147205	88.39811	4.896109	0.675905	1.043375	2.700474	0.123388	1.537880	0.624762
4	0.147915	87.82073	4.877011	0.671568	1.094851	2.838477	0.169362	1.891107	0.636889
5	0.148249	87.43885	4.855505	0.685916	1.111182	2.879165	0.169670	2.118388	0.741322
6	0.148521	87.12456	4.838006	0.691802	1.112281	2.885314	0.174813	2.310391	0.862829
7	0.148784	86.83888	4.820922	0.700339	1.112778	2.881586	0.184982	2.467813	0.992704
8	0.149030	86.58640	4.805521	0.707822	1.112151	2.874678	0.195891	2.602075	1.115465
9	0.149257	86.36258	4.791994	0.714748	1.111250	2.867193	0.206982	2.716353	1.228899
10	0.149460	86.16593	4.780201	0.720812	1.110166	2.860051	0.217458	2.814630	1.330752

Variance Decomposition of BTR:									
Period	S.E.	DDIR	DM2	LCRED	DROX	DIPC	LPIB	GOV	BTR
1	0.035912	3.885976	3.151280	2.069190	7.699594	0.024275	0.485121	3.798892	78.88567
2	0.037598	2.972341	9.075392	1.565183	4.655537	1.643946	5.638075	13.72205	60.72748
3	0.037795	3.278951	8.066880	1.811330	3.896654	1.984101	5.022810	21.97275	53.96653
4	0.037852	3.954476	6.794133	2.131961	3.636585	1.843653	4.602087	25.91984	51.11727
5	0.037877	4.959555	5.990069	2.277305	3.309363	1.659362	4.441588	27.91599	49.44677
6	0.037895	5.915332	5.419003	2.345514	3.036627	1.509192	4.392874	29.06506	48.31640
7	0.037910	6.698414	4.998433	2.392661	2.829729	1.394311	4.377105	29.82112	47.48823
8	0.037923	7.317493	4.683414	2.427943	2.673615	1.305876	4.368390	30.36068	46.86259
9	0.037934	7.808100	4.442557	2.455552	2.553320	1.236743	4.362894	30.76080	46.38003
10	0.037943	8.201086	4.254264	2.477095	2.458491	1.181899	4.359311	31.06719	46.00067

Variance Decomposition of GOV:									
Period	S.E.	DDIR	DM2	LCRED	DROX	DIPC	LPIB	GOV	BTR
1	0.088037	7.127187	92.87281	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.094006	8.199720	87.99513	0.649876	1.957540	0.206804	0.070436	0.462919	0.457577
3	0.096951	8.274696	87.14221	0.679428	2.256705	0.206014	0.303228	0.658738	0.478986
4	0.097422	8.250952	87.03069	0.694567	2.285998	0.205766	0.302787	0.696348	0.532894
5	0.097555	8.264060	86.93314	0.694530	2.283034	0.205559	0.308258	0.727027	0.584394
6	0.097583	8.274718	86.84962	0.695537	2.280828	0.205450	0.314614	0.755914	0.623321
7	0.097591	8.281336	86.78259	0.696941	2.279269	0.205427	0.318250	0.783692	0.652497
8	0.097594	8.286214	86.72502	0.698454	2.278185	0.205390	0.320895	0.808260	0.677583
9	0.097595	8.290529	86.67458	0.699783	2.277246	0.205340	0.323161	0.829643	0.699716
10	0.097596	8.294430	86.63031	0.700922	2.276400	0.205290	0.325187	0.848236	0.719228

Cholesky Ordering: DDIR DM2 LCRED DROX DIPC LPIB GOV BTR

Tableau A5 – 9 : Base des données (supplémentaire)

CHA	CRED	DIR	GOUV	IPC	M2	PIB	BTR
6,291569	12,47409	3,688879	17,95049	3,854394	13,04422	3,480009	2,881443
6,333280	12,56159	3,912023	17,90794	3,873282	13,09587	3,431080	3,048325
6,315358	12,41236	3,912023	17,55052	3,889777	13,10366	3,494080	2,575661
6,302619	12,42705	3,688879	17,72747	3,899950	13,07250	3,494384	2,200552
6,204558	12,38296	3,401197	17,64878	3,914021	13,04600	3,484926	2,575661
6,206576	12,37955	3,401197	17,78628	3,908015	13,05044	3,449988	2,508786
6,204558	12,42866	3,113515	18,07510	3,899950	13,05801	3,505858	2,747271
6,204558	12,44579	3,113515	17,97326	3,903991	13,11334	3,466985	2,712706
6,212606	12,46032	3,113515	17,84135	3,908015	13,16231	3,482777	3,379974
6,208590	12,58567	3,113515	18,06284	3,914021	13,24878	3,521644	3,379974
6,220590	12,66033	3,113515	18,54868	3,925926	13,30378	3,472587	3,343215
6,220590	12,82761	3,113515	18,41614	3,933784	13,39823	3,497719	3,492865
6,317165	12,87131	3,178054	18,29058	3,947390	13,46556	4,385770	3,819688
6,324359	12,94606	3,178054	18,02084	3,958907	13,52411	4,382776	3,504656
6,326149	12,87554	3,178054	18,35943	3,968403	13,55732	4,392843	3,419365
6,318968	12,94713	3,178054	18,36441	3,988984	13,58901	4,406597	2,721295
6,326149	12,92546	3,178054	18,21737	4,030695	13,61593	4,402197	3,221672
6,326149	12,66696	3,401197	18,23668	4,075841	13,65474	4,425804	3,348500
6,335054	12,80248	3,401197	18,61074	4,110874	13,69848	4,406353	3,258097
6,349139	12,96679	3,401197	18,46446	4,120662	13,69236	4,403421	3,511545
6,376727	12,86041	3,401197	18,49723	4,125520	13,71382	4,413283	3,762827
6,459904	13,03567	3,401197	18,56084	4,128746	13,71977	4,413404	3,836221
6,376727	13,02298	3,401197	18,82390	4,143135	13,71643	4,417032	3,314913
6,459904	13,07190	3,688879	18,71665	4,177459	13,85605	4,436870	3,850360
6,565265	13,11048	4,174387	18,28326	4,257030	13,88047	3,802208	3,874529
6,616065	12,93772	4,174387	18,26890	4,312141	13,95553	3,977811	3,850360
6,712956	13,01996	4,174387	18,78048	4,370713	13,95916	4,157319	3,993050
6,704414	12,94627	4,174387	18,58870	4,430817	13,93390	4,139955	3,538057
6,652863	13,00730	4,174387	18,38567	4,409155	13,91986	4,309456	3,508256
6,628041	13,20759	4,174387	18,55291	4,401829	13,93064	4,599152	3,581016
6,672033	13,27839	4,174387	19,09186	4,418841	13,95812	4,614130	3,687128
6,715383	13,31438	4,174387	18,83731	4,445001	14,02725	4,698661	3,745496
6,756932	13,32716	4,174387	18,87893	4,488636	14,09629	4,733563	4,041471
6,783325	13,37098	4,248495	18,80702	4,557030	14,14153	5,290789	4,290322
6,812345	13,40427	4,248495	18,97983	4,603168	14,17799	4,976734	4,025352
6,805723	13,43952	4,248495	18,57650	4,605170	14,24959	4,892602	4,037774
6,824374	13,45844	4,248495	18,86890	4,636669	14,25193	4,842611	3,951244
6,825460	13,44578	4,248495	18,75234	4,646312	14,25934	5,140493	3,790533
6,801283	13,42542	4,094345	18,89414	4,648230	14,28367	5,052417	3,139400
6,796824	13,43608	3,951244	18,98691	4,650144	14,27489	4,685828	3,913422
6,800170	13,44067	3,737670	18,88912	4,649187	14,27944	4,838660	4,219508
6,805723	13,51483	3,737670	18,72647	4,650144	14,30984	4,877485	4,513055
6,800170	13,50038	3,384390	19,08779	4,652054	14,31114	5,190732	3,998201
6,806829	13,48419	3,091042	18,99863	4,660605	14,36316	5,293807	3,904595
6,807935	13,49939	3,091042	18,98524	4,660605	14,40581	5,125748	4,406963
6,812345	13,58066	3,091042	19,09287	4,670021	14,39715	5,134621	4,442651
6,812345	13,61011	3,091042	19,14308	4,681205	14,44763	5,134621	4,521789
6,818924	13,61093	3,091042	19,32846	4,698661	14,51345	5,139908	4,653960
6,825460	13,38160	3,091042	19,06288	4,713486	14,47485	5,080783	4,343805
6,828712	13,44970	3,384390	19,12253	4,731627	14,49981	5,139322	4,465908
6,823286	13,48967	3,384390	19,43825	4,756345	14,54679	5,150977	4,204693
6,825460	13,52643	3,384390	19,32983	4,777273	14,55878	5,164214	4,700480
6,831954	13,55814	3,384390	19,43075	4,797112	14,58865	5,238567	4,605170
6,824374	13,64437	3,384390	19,34064	4,818021	14,63267	5,115596	4,264087

Taux de change (CHA) ; Crédit à l'économie (CRED) ; Taux d'intérêt directeur (DIR) ; Dépenses gouvernementales (GOUV) ; Prix à la consommation (IPC) ; Masse monétaire (M2) ; Encours BTR (BTR).