

Estimation Bayésienne D'un Modèle DSGE Pour une Petite Economie Ouverte

Gilles Bertrand UMBA

Received: 6 December 2016 Accepted: 2 January 2017 Published: 15 January 2017

Abstract

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

Index terms— économie ouverte, modèles dynamiques stochastiques d'équilibre général, techniques bayésiennes, nouvelle macroéconomie keynésienne.

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

1 Introduction

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

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

chocs. Cependant, une incertitude sur les mécanismes de transmission et sur l'impact réel de la réponse de la Banque Centrale.

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

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

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

La calibration a cependant conduit à un débat prolongé parmi les macro-économistes. En effet, plusieurs argumentent que la calibration est une méthode qui discipline le choix des paramètres pour un modèle en utilisant ses propriétés de court et de long termes.

2 a) Comportement des ménages

L'objectif du consommateur est de maximiser la valeur anticipée de la somme actualisée des fonctions utilité relatives à chaque période:
$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (1)$$

Où c_t indique les heures de travail et $u(c_t)$ est un indice de consommation composite défini comme suit:
$$u(c_t) = (1 - \alpha) c_t^\alpha + \alpha (c_t^d)^\alpha \quad (2)$$

Avec c_t^d et c_t^e étant les indices de consommation des biens domestiques et ceux des biens étrangers. Ces indices sont des agrégations des quantités de biens consommés de ces deux types de biens et sont définis comme suit: $c_t^d = (c_{t,d}^1)^\gamma + (c_{t,d}^2)^\gamma$; $c_t^e = (c_{t,e}^1)^\gamma + (c_{t,e}^2)^\gamma$; $\gamma = 1/\sigma$

Notons que σ mesure l'élasticité de substitution entre les biens domestiques et ceux étrangers. L'élasticité de substitution entre les biens dans chaque catégories et donnée par σ . Nous supposons que $\sigma > 0$ et $\sigma > 1$.

La maximisation de la contrainte de (1) est sujet à la séquence de contraintes inter-temporelles de la forme suivante:
$$p_t = (1 + r_t) p_{t+1} + p_{t+1} \quad (3)$$

Pour tout $t \in [0, \infty]$ où p_t est le prix relatif des biens domestiques et étrangers (??) $p_t = (1 + r_t) p_{t+1} + p_{t+1}$; ??

Où p_t est le prix relatif des biens domestiques et étrangers (??) $p_t = (1 + r_t) p_{t+1} + p_{t+1}$; ??

représente l'indice de prix à la consommation. Notons que, lorsque les indices de prix pour les biens domestiques et étrangers sont égaux, le paramètre p_t représente l'indice d'ouverture. En prenant en compte la condition d'optimalité ci-dessus, la contrainte budgétaire inter-temporelle devient:
$$p_t = (1 + r_t) p_{t+1} + p_{t+1} \quad (4)$$

Les conditions d'optimalité peuvent ainsi s'écrire comme suit:
$$p_t = (1 + r_t) p_{t+1} + p_{t+1} \quad (5)$$

En forme log-linéaire, les relations (5) et (6) peuvent-être réécrites comme suit:
$$\log p_t = \log p_{t+1} + \log(1 + r_t) \quad (6)$$

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

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

A partir de ce stade, plusieurs hypothèses et définitions seront introduites en vue de découler un nombre d'identités qui sont explicités dans les lignes qui suivront. En considérant que $p_t = p_{t+1}$; ??, ??, ?? lorsque $\sigma = 1$, nous obtenons l'expression log-linéarisée suivante autour d'un état d'équilibre où $p_t = p_{t+1}$; ??, ??, ?? comme suit:
$$\log p_t = \log p_{t+1} + \log(1 + r_t) \quad (7)$$

Où p_t est le prix relatif des biens domestiques et étrangers (??) $p_t = (1 + r_t) p_{t+1} + p_{t+1}$; ??

relation entre l'inflation domestique et l'inflation globale est donné comme suit: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (11)

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

En outre, nous supposons la loi du prix unique s'applique c'est-à-dire que $\pi_t^* = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ pour tout $\pi_t^* \in [0,1]$. π_t^* désigne le taux de change nominal et π_t indique le prix du bien étranger en monnaie étrangère. En intégrant tous les biens et en exprimant sous forme log-linéaire nous obtenons $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$. En incluant cette dernière relation dans l'expression désignant le terme de l'échange, nous obtenons: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (12)

A présent, nous représentons la relation définissant le taux de change réel en logarithme comme suit: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (13)

La condition de premier ordre évoquée dans la relation (8) est également supposée être vérifiée pour le reste du monde et cette dernière peut être exprimée comme suit: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (14)

Les relation (12) et (14) nous permettent de dégager la relation ci-dessous: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (15)

Avec α désignant une constante qui dépend des conditions initiales (données telles que $\pi_t = 1$). En considérant l'expression logarithmique de la relation (15), nous obtenons: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (16)

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

Cette relation peut être linéarisée par rapport à un état d'équilibre pour obtenir l'expression suivante: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (17)

En combinant l'expression linéarisée du terme de l'échange à la relation (17), nous obtenons l'équation différentielle stochastique ci-après: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (18)

L'équation ci-dessus peut être résolue de manière récursive vers le futur pour obtenir ce qui suit: Définissons la production agrégée, d'une manière similaire à la production agrégée, ainsi que l'emploi agrégé comme suit: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (19) où $\pi_t = 1$

La production agrégée peut être linéarisée comme suit: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$

3 c) Fixation des Prix

Il est supposé que les firmes fixent leur prix à la Calvo (1983). De ce fait, une proportion $(1 - \alpha)$ est uniquement en mesure d'ajuster leur prix à chaque période, avec une probabilité de réoptimiser le prix indépendante du temps passé depuis le dernier changement de prix. La stratégie de prix optimal de fixation de prix par la firme représentative au temps t peut être approximée par l'expression suivante: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (21)

En outre, notons π_t pour indiquer la consommation mondiale pour le bien domestique π_t . La condition d'efficacité de marché pour une petite économie ouverte requiert que: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (22)

Volume XVII Issue VI Version I

4 (E)

En agrégeant la production de biens domestiques π_t , nous obtenons l'expression ci-après: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (24)

Et l'approximation linéaire de la relation (24) est représentée comme suit: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (25)

Où $\pi_t = 1 + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$

En particulier, lorsque $\pi_t = 1$, nous trouvons que: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (26)

En intégrant l'équation (16) dans la relation (25) en utilisant π_t , nous pouvons exprimer la consommation domestique comme étant une moyenne pondérée de la production locale et de celle mondiale lequel donne: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$

Lorsque $\pi_t = 0$, à l'instar d'une économie fermée, $\pi_t = 0$, $\pi_t = 1$ et par conséquent $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ pour tout π_t . Et si nous considérons $\pi_t = 1$, les relations (16) et (26) peuvent être combinées en vue d'obtenir: $\pi_t = \pi_t^* + \alpha(\pi_t^* - \pi_t)$ (28)

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

$$= \sum_{j_0} \sum_{\alpha_j} \{ \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(t^{n-k})}{(k+1)!} (\delta_{jk} - t^{-n+k-1}) + (\delta_{jk} - t^{-n+k-1}) \sum_{l=0}^{\infty} \frac{(t^{n-l})}{(l+1)!}) \}$$

(29)

Dans la petite économie ouverte, la dynamique de l'inflation domestiques en terme de coût marginal réel est décrite de manière similaire comme suit:?? ?? = ??? ? ? ? ? ??,+1 ? + ????? ? ? (**33**)

La détermination du coût marginal réel comme fonction de la production domestique au sein de la petite économie ouverte diffère quelque peu de celle en économie fermée en raison de la présence d'un écart entre la production et la consommation, et entre les prix intérieurs et les prix à la consommation. Ce qui donne: (34) En substituant la relation (25) pour $\bar{P}_d$, nous pouvons réécrire la relation ci-dessus comme suit:

$$\frac{\partial \pi}{\partial Y_d} = P_f + (\bar{P}_f - \bar{P}_d)Y_d' + \bar{P}_f(Y_d - Y_f)' + \bar{P}_f(Y_d - Y_f)\delta_{ff}' + \bar{P}_f(Y_d - Y_f)^2\delta_{ff}'' \\ + \bar{P}_f(Y_d - Y_f)(Y_d - Y_f)\delta_{fd}' + \bar{P}_f(Y_d - Y_f)^2\delta_{fd}'' + \bar{P}_f(Y_d - Y_f)^3\delta_{fd}''' + \dots$$

(35)

e) Dynamique de l'équilibre En vue d'analyser la dynamique de l'équilibre aussi bien au niveau de l'économie fermée que du reste du monde, nous commencerons par définir les deux écarts de production respectivement comme suit: $\Delta Y = Y - Y^* = \sum_{i=1}^n \Delta Y_i + \Delta Y_0$ (37)

Où $\gamma = 0$? $\gamma(\gamma + 1)$. Ainsi, la relation (22) peut également réécrite en terme d'écart de production: $\gamma = \frac{1}{2} \frac{\gamma(\gamma + 1)}{\gamma(\gamma + 1) + 1} \frac{\gamma(\gamma + 1)}{\gamma(\gamma + 1) + 1} \frac{\gamma(\gamma + 1)}{\gamma(\gamma + 1) + 1} \dots$ (38)

[illegible]

ii. Dynamique de la petite économie ouverte Le niveau nature de production de la petite économie ouverte est trouvée en supposant que $\frac{\partial \hat{L}}{\partial \tau} = 0$ pour tout τ , ce qui donne: $\frac{\partial \hat{L}}{\partial \tau} = \frac{\partial \hat{L}}{\partial \tau} + \hat{L} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} + \frac{\partial \hat{L}}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} * (39)$ Où $\frac{\partial \hat{L}}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} (\frac{\partial \hat{L}}{\partial \tau} + \hat{L} \frac{\partial \tau}{\partial \tau})$, $\hat{L} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} (1 + \frac{\partial \tau}{\partial \tau}) \frac{\partial \hat{L}}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} > 0$, et $\frac{\partial \hat{L}}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} (1 + \frac{\partial \tau}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau}) \frac{\partial \hat{L}}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau} \frac{\partial \tau}{\partial \tau}$

Il s'en suit de la relation (35) En utilisant la relation (29), il est aisé de dériver la nouvelle courbe IS pour l'économie ouverte exprimée par rapport à l'écart de production comme suit : stochastique du fait que le modèle présente sept variables observées et que leur nombre devrait correspondre au nombre des chocs présents dans le modèle.

5 III.

6 Analyse Empirique a) Approche Bayésienne

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

Un autre point à noter est que les modèles DSGE accusent usuellement d'une singularité du fait qu'ils génèrent des prédictions sur un large nombre de variables endogènes observables par rapport aux chocs exogènes utilisés en vue d'alimenter le modèle. Ceci implique qu'il existe une combinaison linéaire entre les variables qui se vérifie en l'absence de bruits. La méthode bayésienne s'applique même dans le cas où la matrice variance-covariance des variables endogènes est singulière alors que ceci constitue un problème au cas où la méthode de maximum de vraisemblance est utilisée.

L'approche bayésienne suppose que, dans un modèle, il existe un ensemble de paramètres inconnus θ qui lui est associé. L'objectif de l'implémentation d'une estimation bayésienne est de caractériser la distribution postérieure des paramètres du modèle. A partir du théorème de Bayes, la distribution a posteriori peut être obtenue comme suit: $p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{\int p(y|\theta)p(\theta)d\theta}$ $p(\theta) = \prod_{i=1}^n p(\theta_i)$ (49) $p(\theta) = \prod_{i=1}^n p(\theta_i) + \prod_{i=1}^n p(\theta_i)$, $p(\theta) = \prod_{i=1}^n p(\theta_i)$ (51) $p(\theta) = \prod_{i=1}^n p(\theta_i)$ (52)

7 b) Résultats Empiriques

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

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

En outre, il a été difficile de choisir le vecteur des paramètres à priori pour l'estimation bayésienne du fait que jusqu'à présent, aucune estimation bayésienne d'un modèle DSGE en économie ouverte avec autant de paramètres n'a encore été fait pour la RD Congo. D'une manière générale, le choix des valeurs à priori est basée sur les considérations suivantes : i) le choix des paramètres structurels reflétés par le jugement des chercheurs sur la structure de l'économie congolaise ; ii) l'absence des études analysant les fondements microéconomiques en vue d'appréhender les paramètres estimés pour la RD Congo a été levée par le Le test de diagnostic univarié des chaînes de Monte Carlo Markov (MCMC) de Brooks and Gelman (1998) sont un outil important d'évaluation des résultats. L'analyse a été effectuée avec 500000 simulations de Metropolis Hastings. Les deux ratios d'acceptation par chaînes ont été respectivement de 27,5 et 27,48%, ce qui est plutôt satisfaisant. Si les résultats sont concluants, deux choses devraient se produire. En premier, les résultats devraient être similaires au sein de n'importe quel éventail de simulation MH. En second, les résultats entre les différentes chaînes devraient être proches tel qu'indiqué par Pfeifer (2014). Dans l'annexe 1, les deux lignes sur les cartes représentent des mesures spécifiques du paramètre concerné à la fois au sein et entre les chaînes. Pour que les résultats soient sensibles, ceux-ci devraient être relativement constants et devraient converger. Les graphiques en annexe (annexe 1) montrent que cette exigence est réalisée dans notre étude.

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

8 Volume XVII Issue VI Version I

9 (E)

Les résultats de l'estimation à posteriori sont indiqués dans le tableau 2. Le facteur d'actualisation obtenu a été de 0.95, ce qui est assez proche des résultats obtenus dans la plupart d'études sur les modèles DSGE. Le coefficient d'ouverture obtenu est de 0.56 contre 0.6 postulé à priori. Le pente de la courbe de Philips indique que les prix domestiques sont susceptibles d'augmenter de 0.455% si la production hors mine se situe à 1% de son niveau potentiel. Les coefficients attachés à l'inflation, à l'écart de production et au taux de change dans la règle de politique monétaire sont respectivement estimés à 1.59, 0. IV.

10 Analyse des Fonctions De Réponse Impulsionnelles

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

11 a) Chocs de Productivité

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

12 i. Réponse des variables à un choc positif de productivité au niveau externe

Il ressort de l'analyse des réponses impulsionnelles ci-dessous qu'un choc de productivité réduit le coût marginal réel lequel conduit à la baisse des prix des produits domestiques. Ceci augmente le niveau de compétitivité lequel pousse les agents domestiques à substituer les biens domestiques aux biens étrangers initialement consommés. L'inflation baisse à la suite de la baisse des coûts de production. La banque centrale réagit à un assouplissement de la politique monétaire. Ceci conduit à la dépréciation du taux de change. Une augmentation graduelle du taux d'intérêt 5 trimestres après le choc ramène à l'équilibre les variables macroéconomiques. Les résultats d'estimation du modèle sont généralement satisfaisants. Les mesures de diagnostic semblent indiquer que l'estimation est robuste dans la plupart de ses domaines, en particulier en ce qui concerne le test de convergence de Brooks et Gelman (1998) en vue d'évaluer le niveau de convergence univarié et multivarié des paramètres. En effet, les données semblent raisonnablement informatives sur la plupart des paramètres et le modèle semble assez bien refléter les données observées. Les estimations obtenues pour les paramètres d'intérêt sont en général reflétés la réalité économique inhérente à l'économie congolaise. En effet, le coefficient d'ouverture obtenu des estimations (56%) correspond à près à la moyenne du coefficient d'ouverture durant la période d'étude (2002) (2003) (2004) (2005) (2006) (2007) (2008) (2009) (2010) (2011) (2012) (2013) (2014) (2015) (2016). Le paramètre à posteriori de l'influence du choc de productivité externe sur le choc interne s'est élevé à 39%. Ce qui indique la faible réaction du progrès technique interne aux progrès technologiques au reste du monde.

12 I. RÉPONSE DES VARIABLES À UN CHOC POSITIF DE PRODUCTIVITÉ AU NIVEAU EXTERNE

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

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

Dans le futur, nous souhaitant prendre en compte plus d'aspects non couverts dans le cadre de cette étude en vue d'améliorer les résultats obtenus sur base d'un modèle DSGE pour l'économie congolaise.



1

Figure 1: ???? ?? = (1

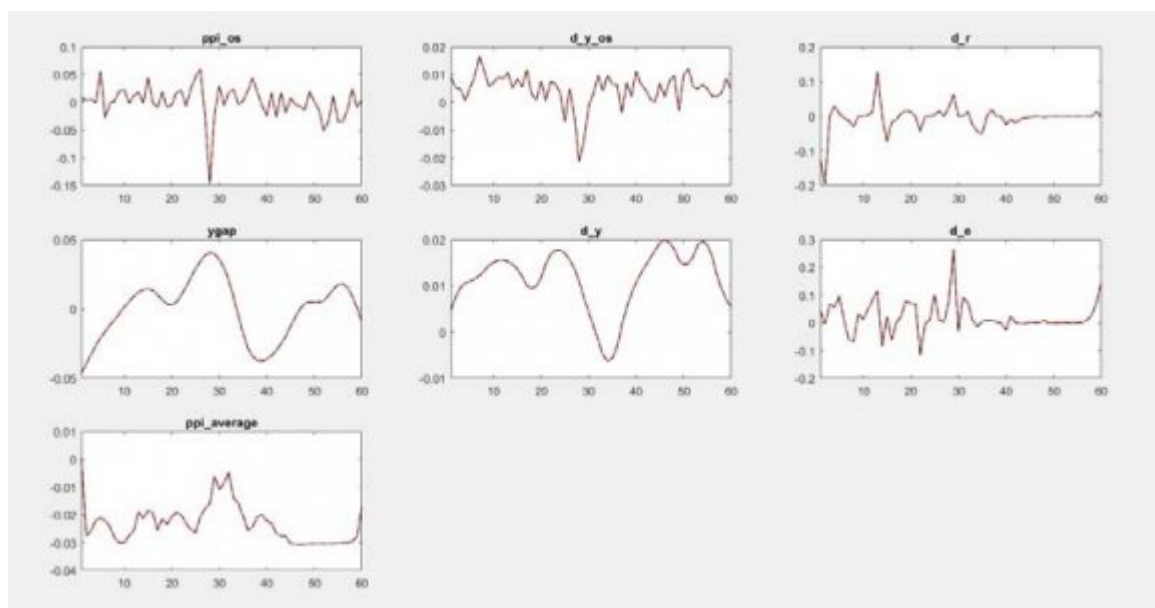


Figure 2:

¹Year 2017 © 20 17 Global Journals Inc. (US) Estimation bayésienne d'un modèle DSGE pour une petite économie ouverte : Cas de la RD Congo

²Year 2017 © 2017 Global Journals Inc. (US) Estimation bayésienne d'un modèle DSGE pour une petite économie ouverte : Cas de la RD Congo

³© 20 17 Global Journals Inc. (US) Estimation bayésienne d'un modèle DSGE pour une petite économie ouverte : Cas de la RD Congo

⁴© 2017 Global Journals Inc. (US) Estimation bayésienne d'un modèle DSGE pour une petite économie ouverte : Cas de la RD Congo 2. Priors and Posteriors

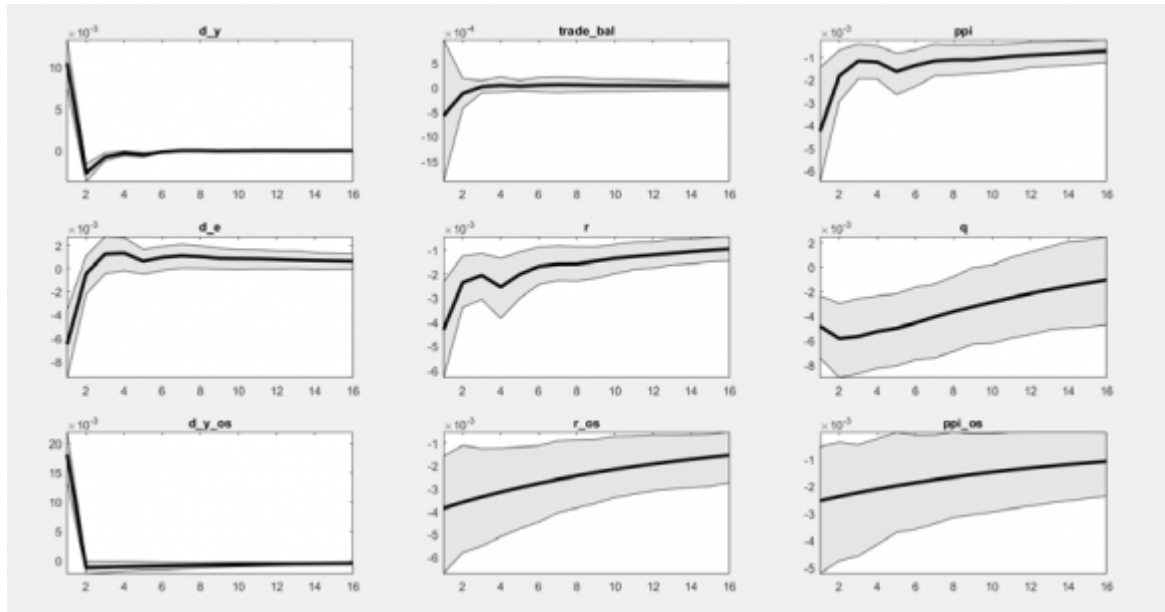


Figure 3: OÙ

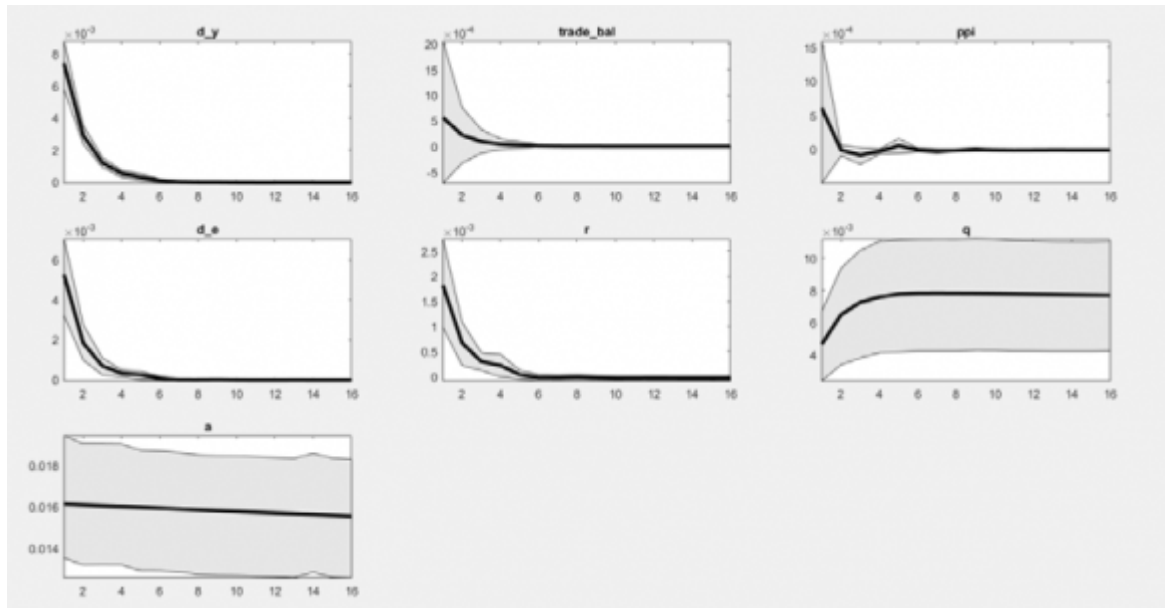


Figure 4:

12 I. RÉPONSE DES VARIABLES À UN CHOC POSITIF DE PRODUCTIVITÉ AU NIVEAU EXTERNE

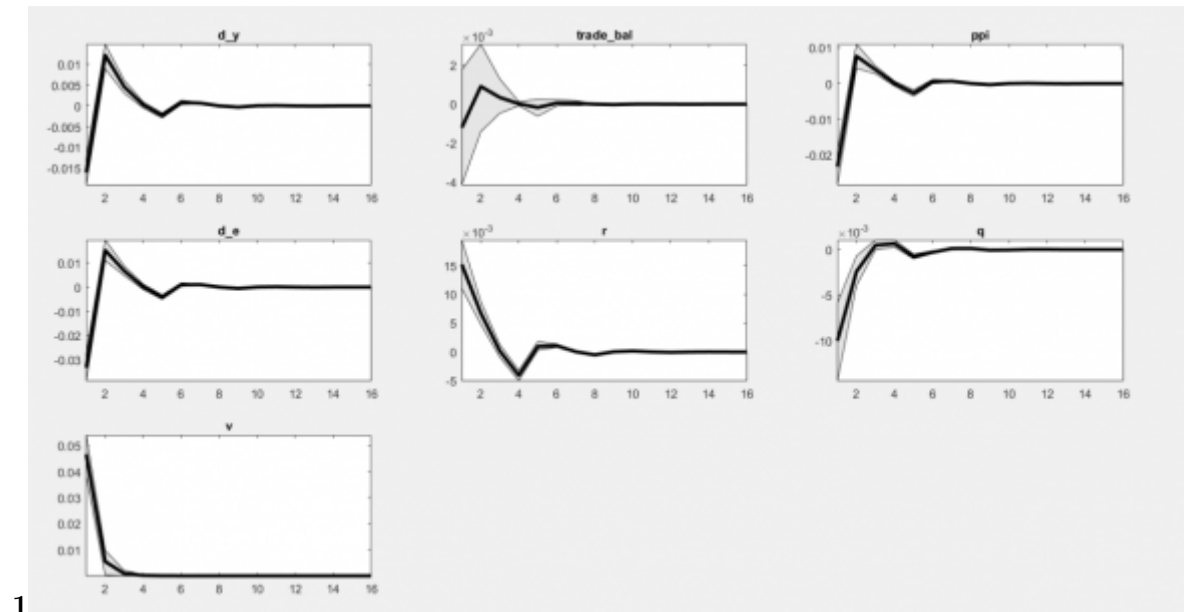


Figure 5: Figure 1 :

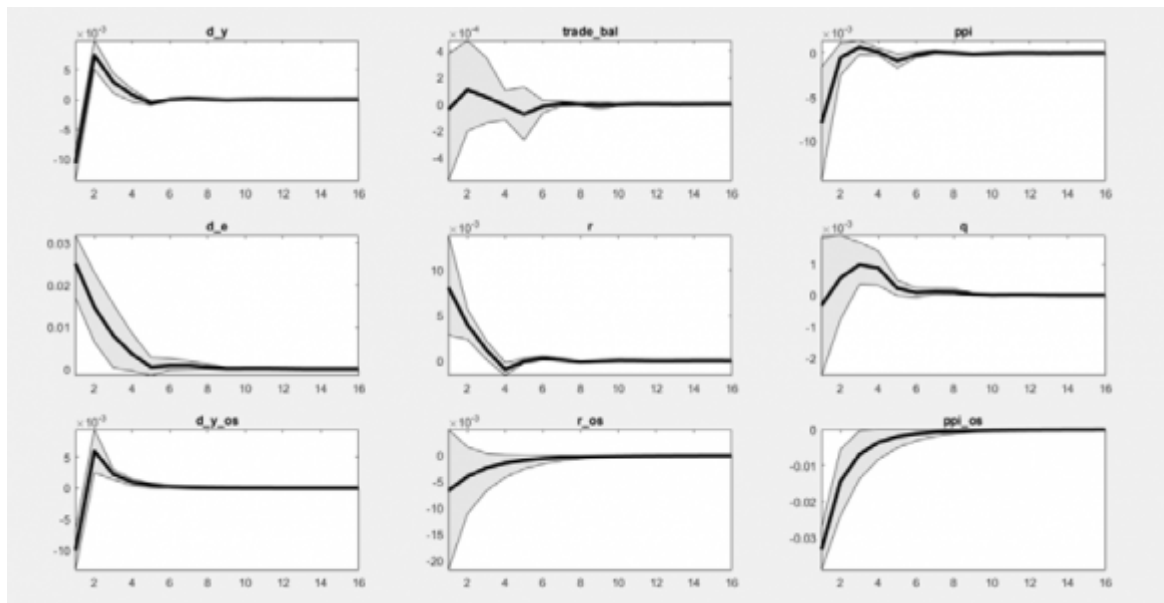


Figure 6:

2

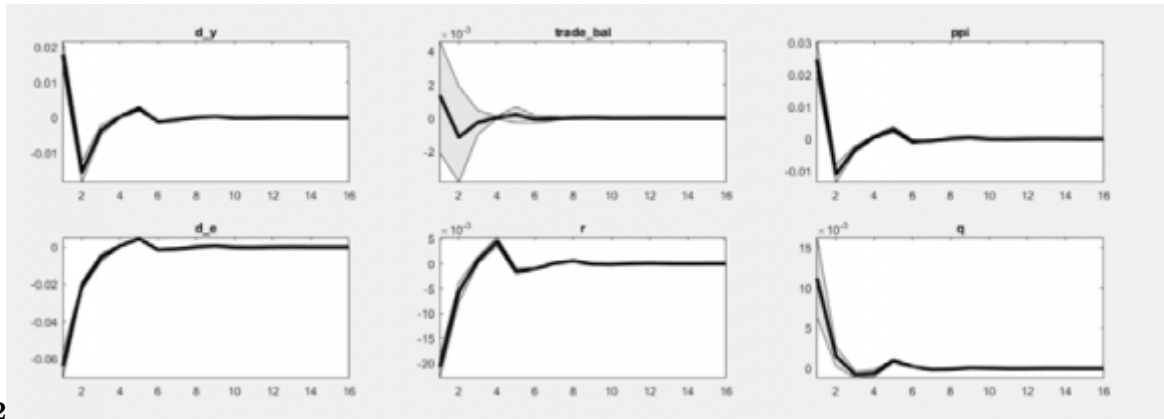


Figure 7: Figure 2 :

3

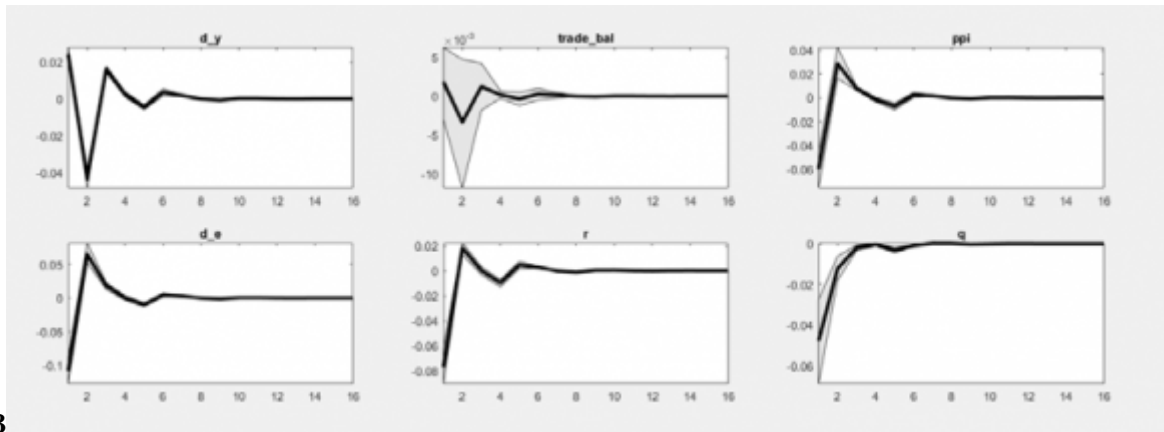


Figure 8: Figure 3 :

4

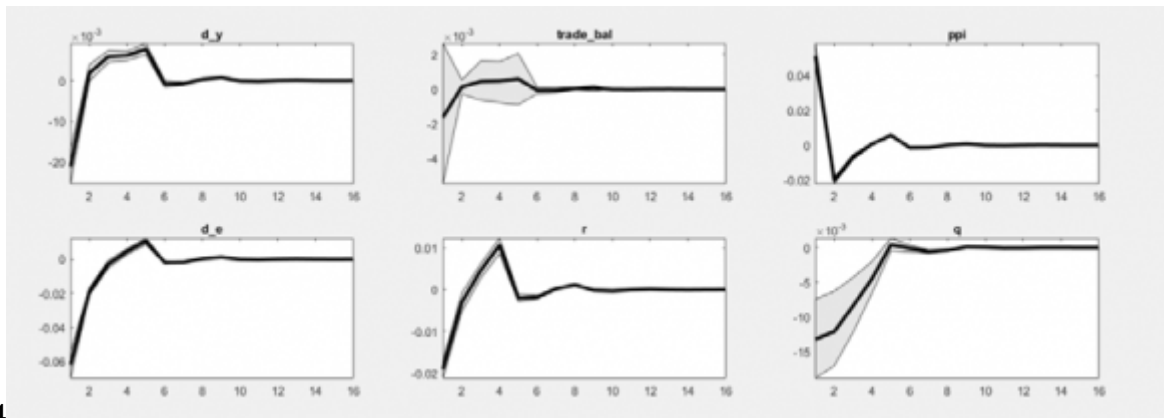


Figure 9: Figure 4 :

12 I. RÉPONSE DES VARIABLES À UN CHOC POSITIF DE PRODUCTIVITÉ AU NIVEAU EXTERNE

67

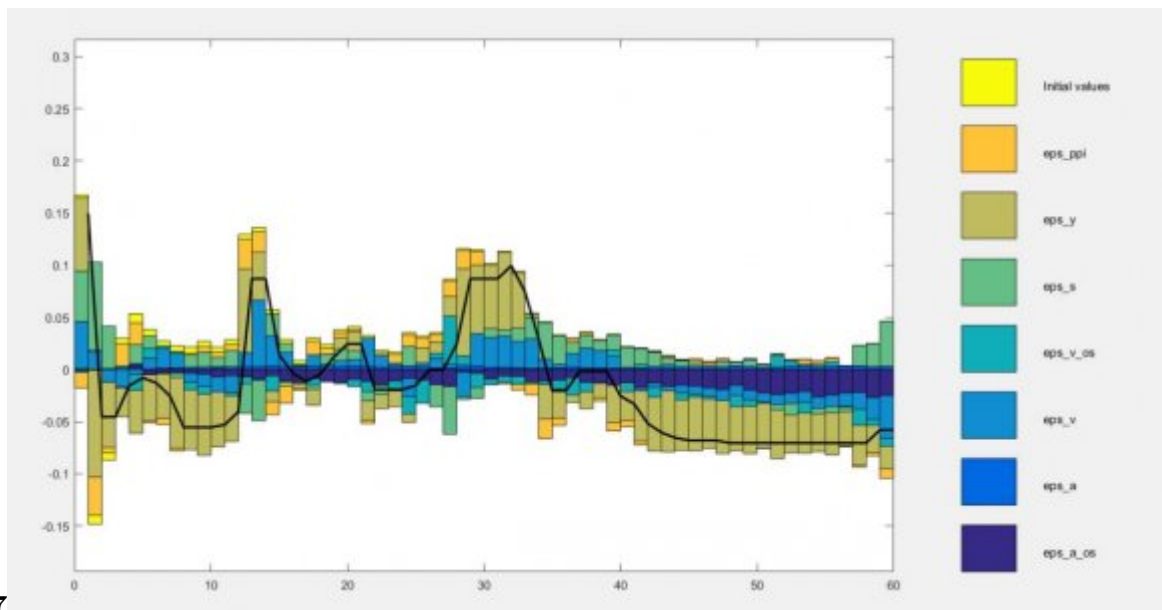


Figure 10: Figure 6 :Figure 7 :

5

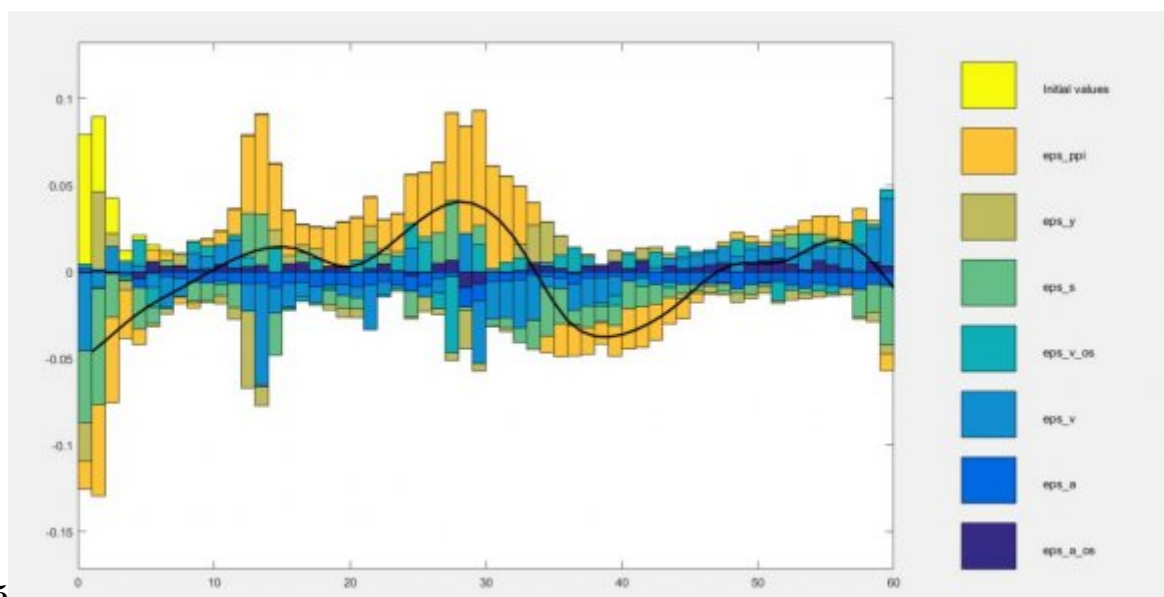


Figure 11: Figure 5 :

89

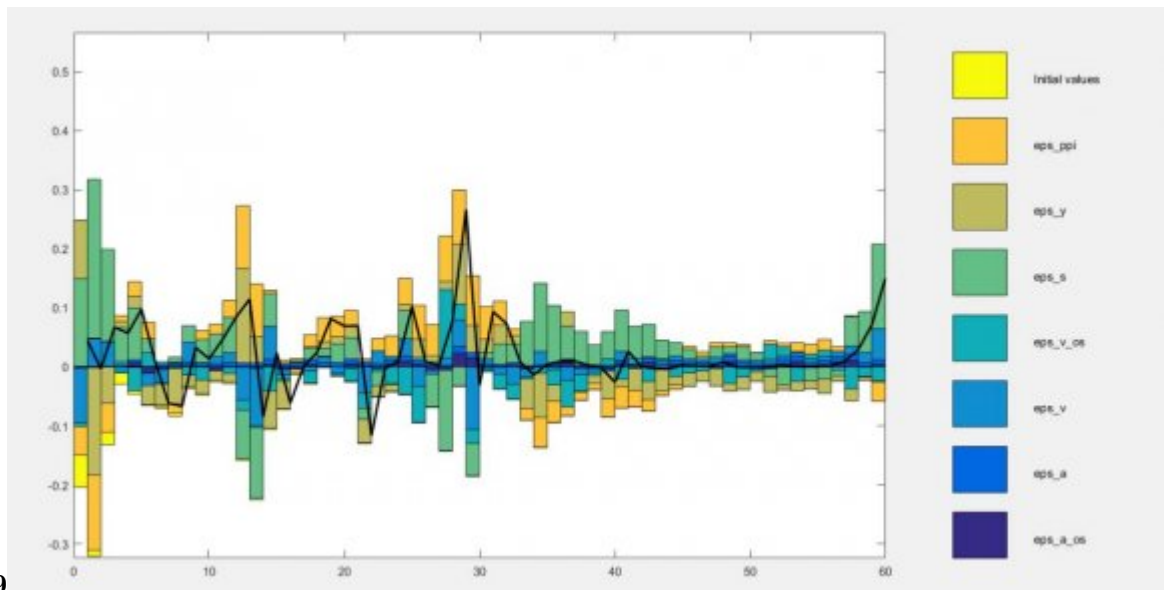


Figure 12: Figure 8 :Figure 9 :

10

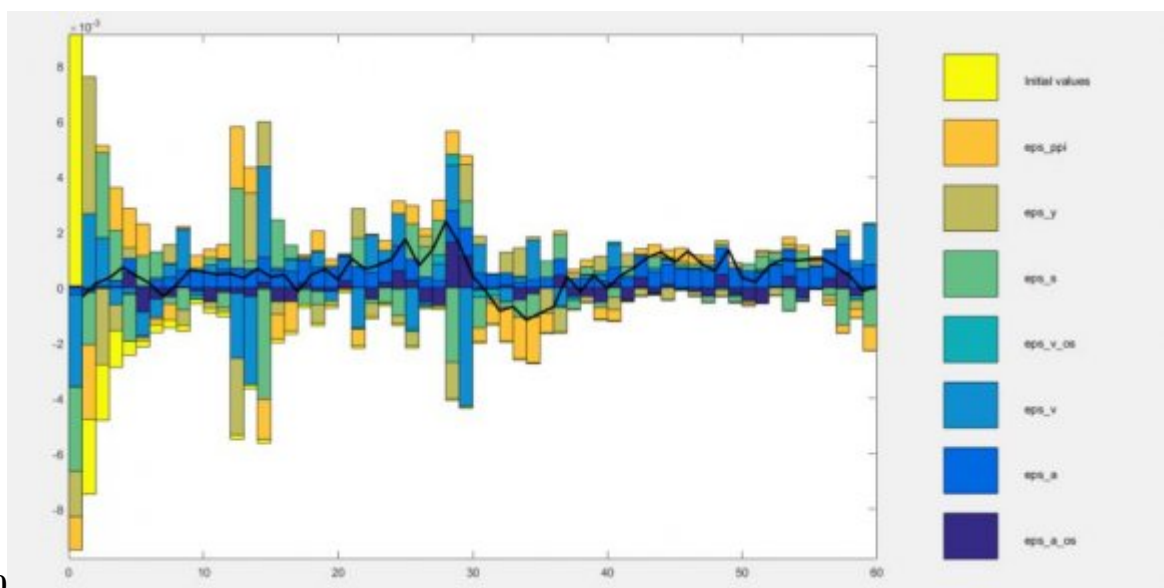


Figure 13: Figure 10 :

12 I. RÉPONSE DES VARIABLES À UN CHOC POSITIF DE PRODUCTIVITÉ AU NIVEAU EXTERNE

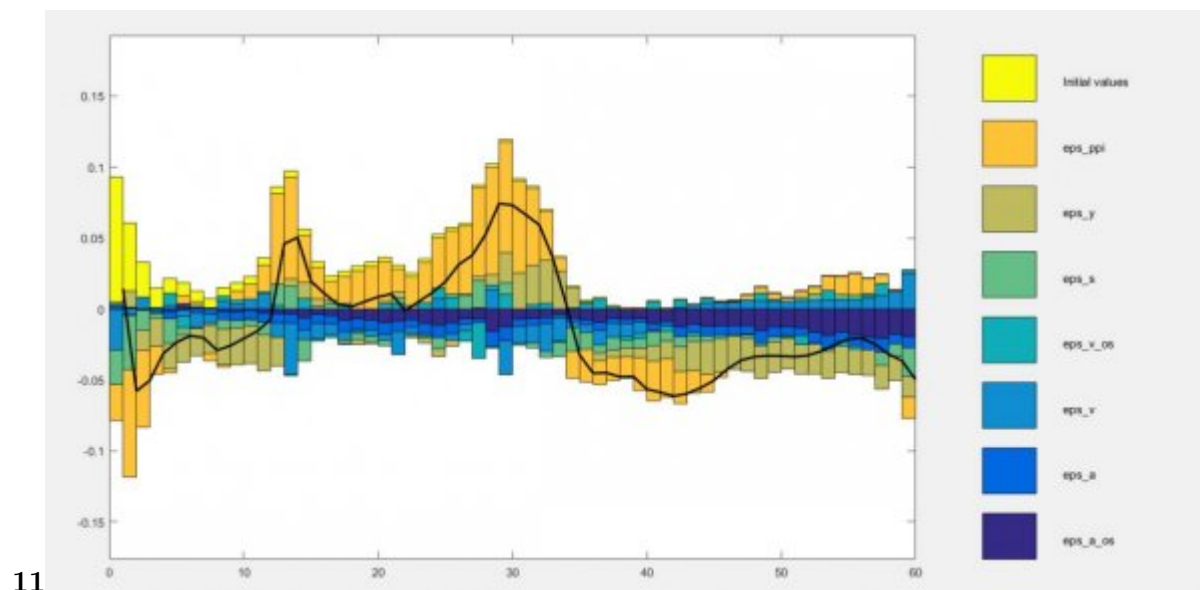


Figure 14: Figure 11 :

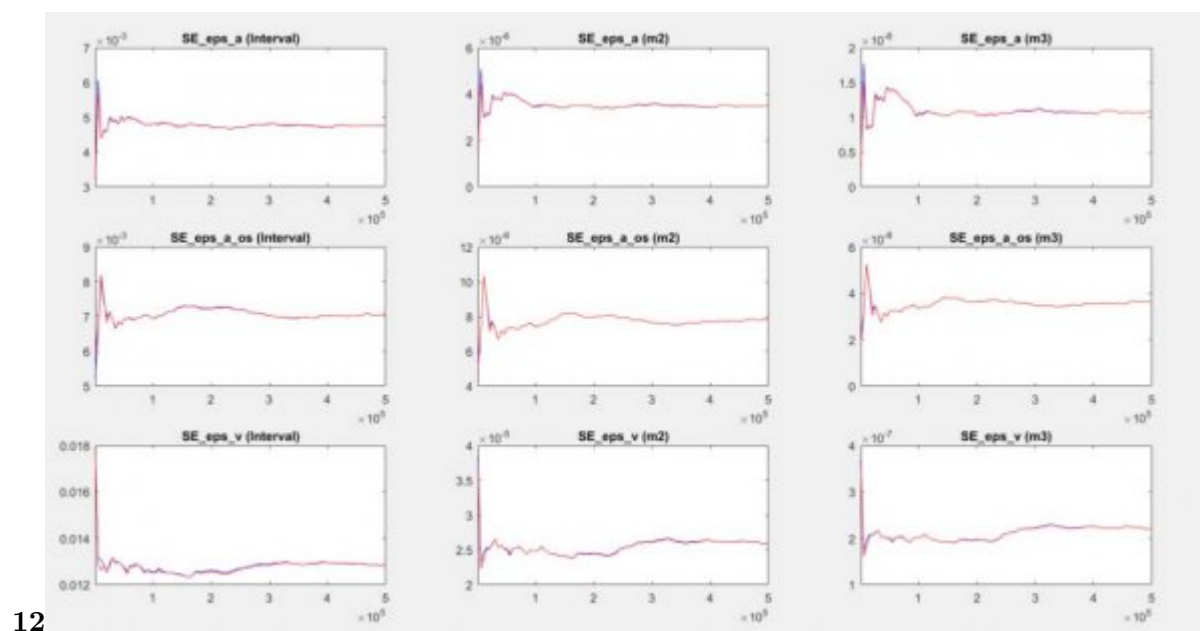


Figure 15: Figure 12 :

13

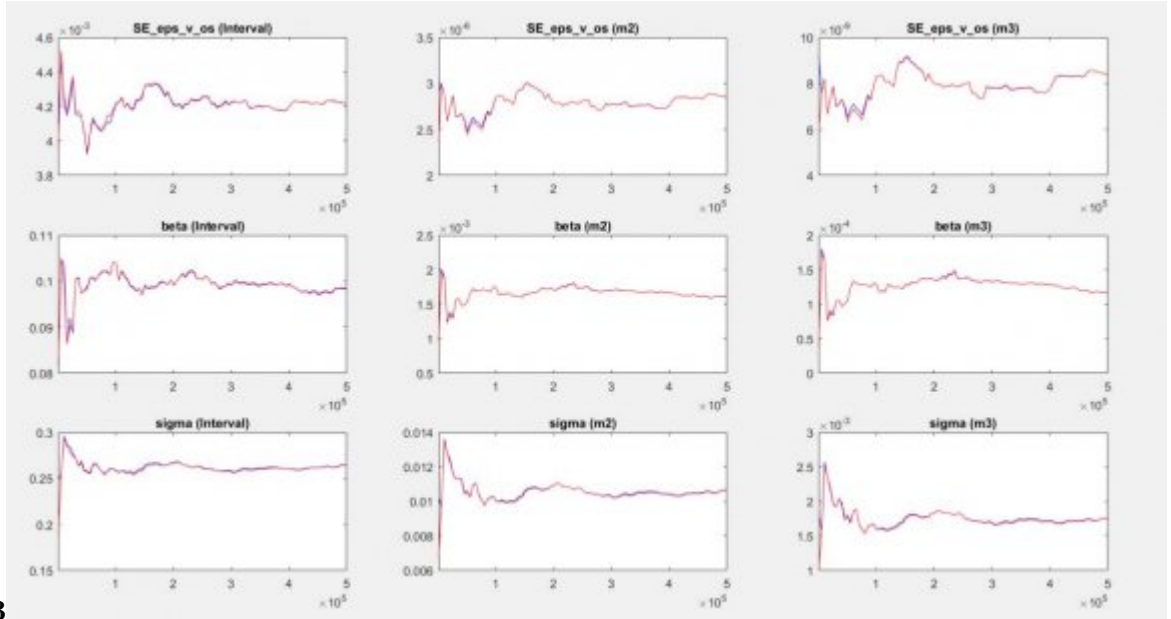


Figure 16: Figure 13 :

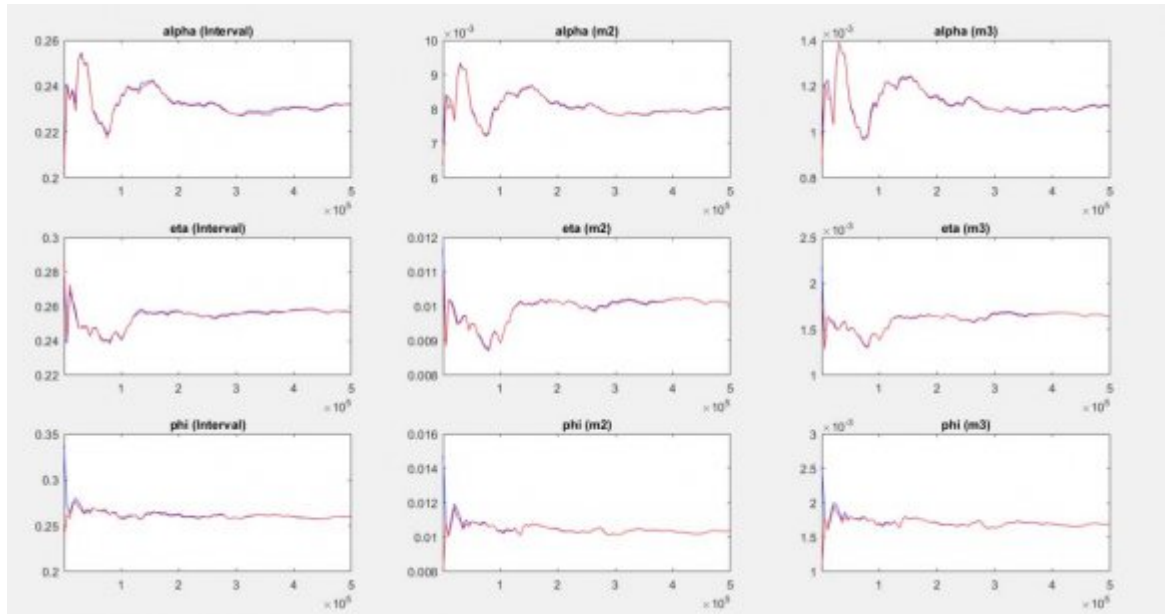


Figure 17:

12 I. RÉPONSE DES VARIABLES À UN CHOC POSITIF DE PRODUCTIVITÉ AU NIVEAU EXTERNE

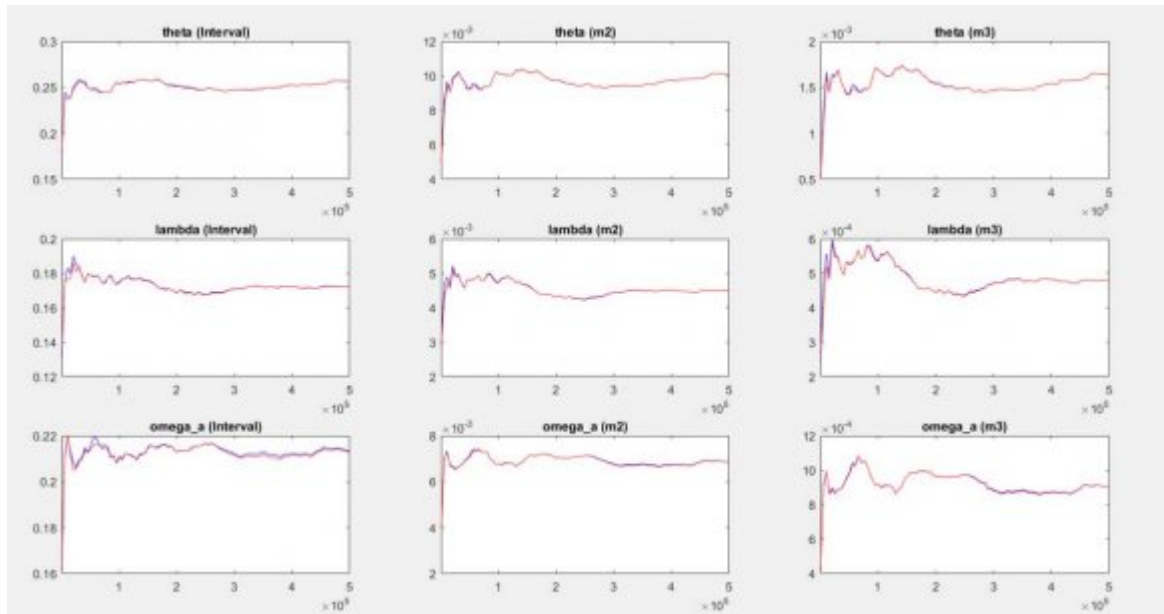


Figure 18:

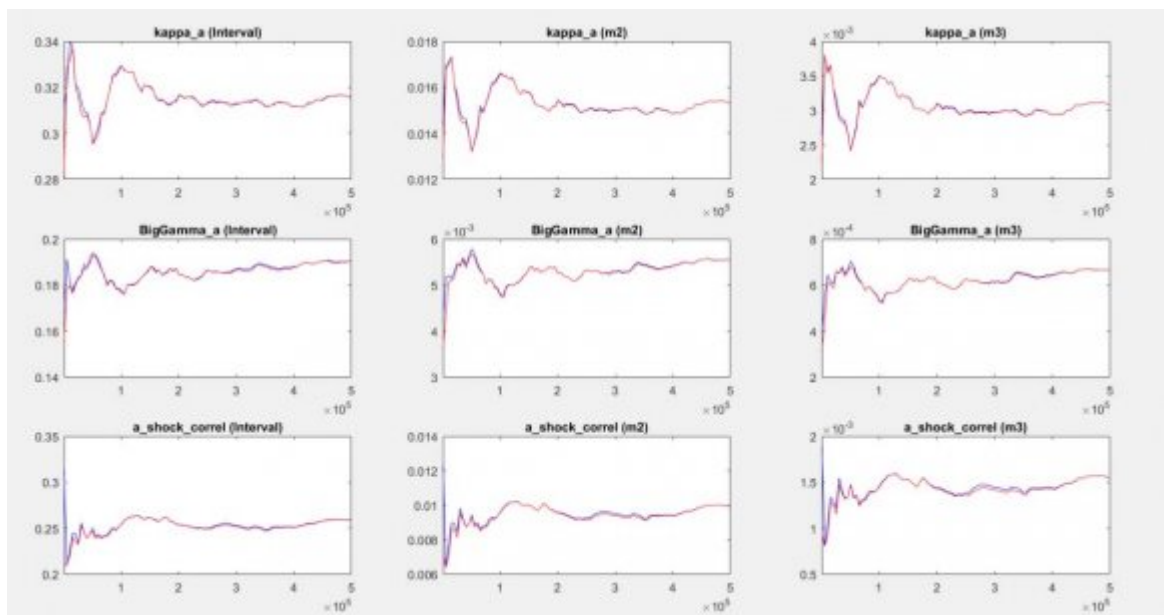


Figure 19:

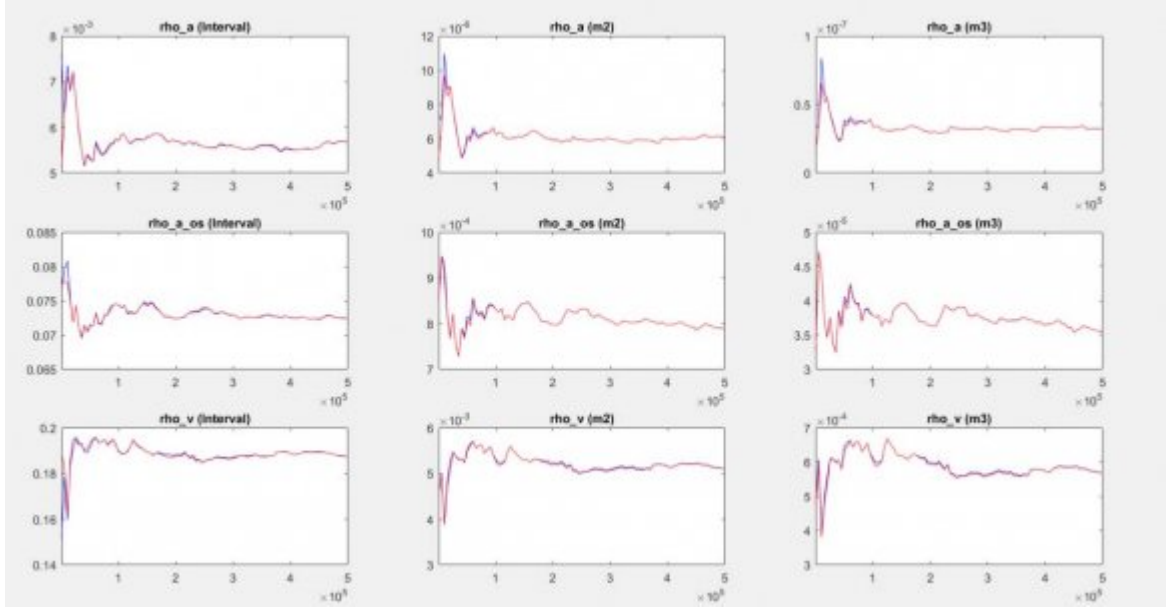


Figure 20:

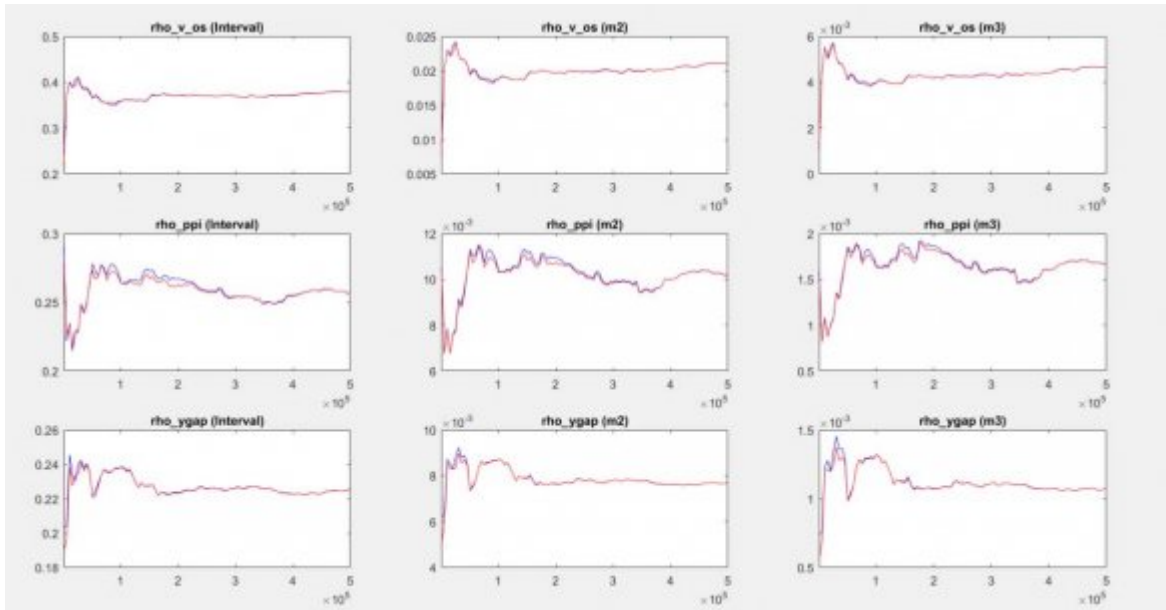


Figure 21:

12 I. RÉPONSE DES VARIABLES À UN CHOC POSITIF DE PRODUCTIVITÉ AU NIVEAU EXTERNE

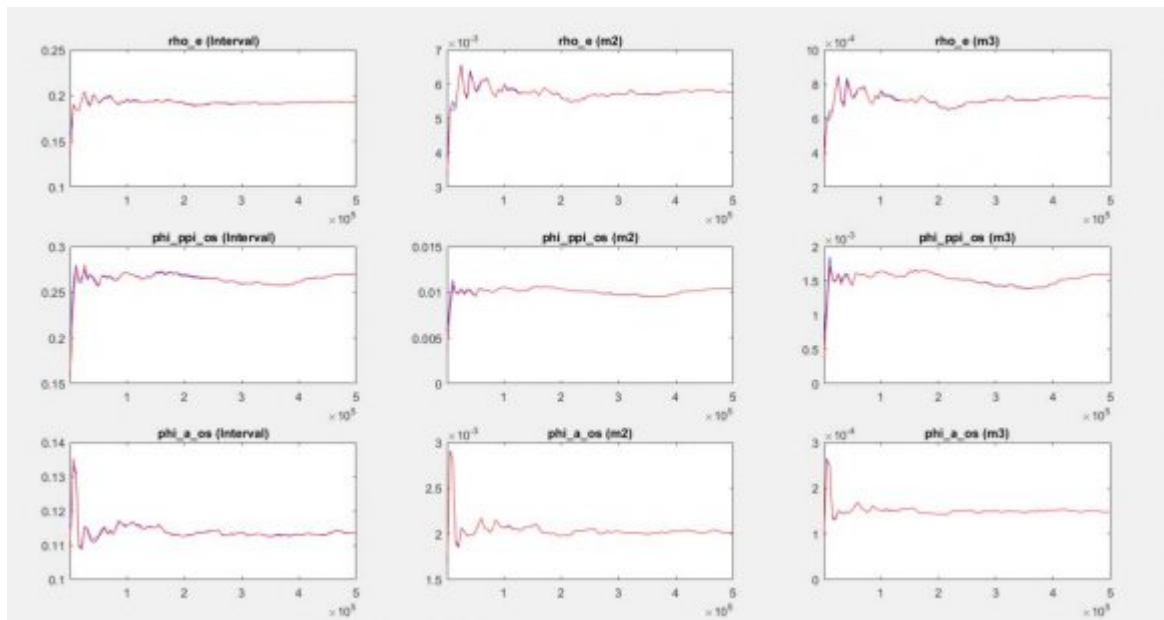


Figure 22:

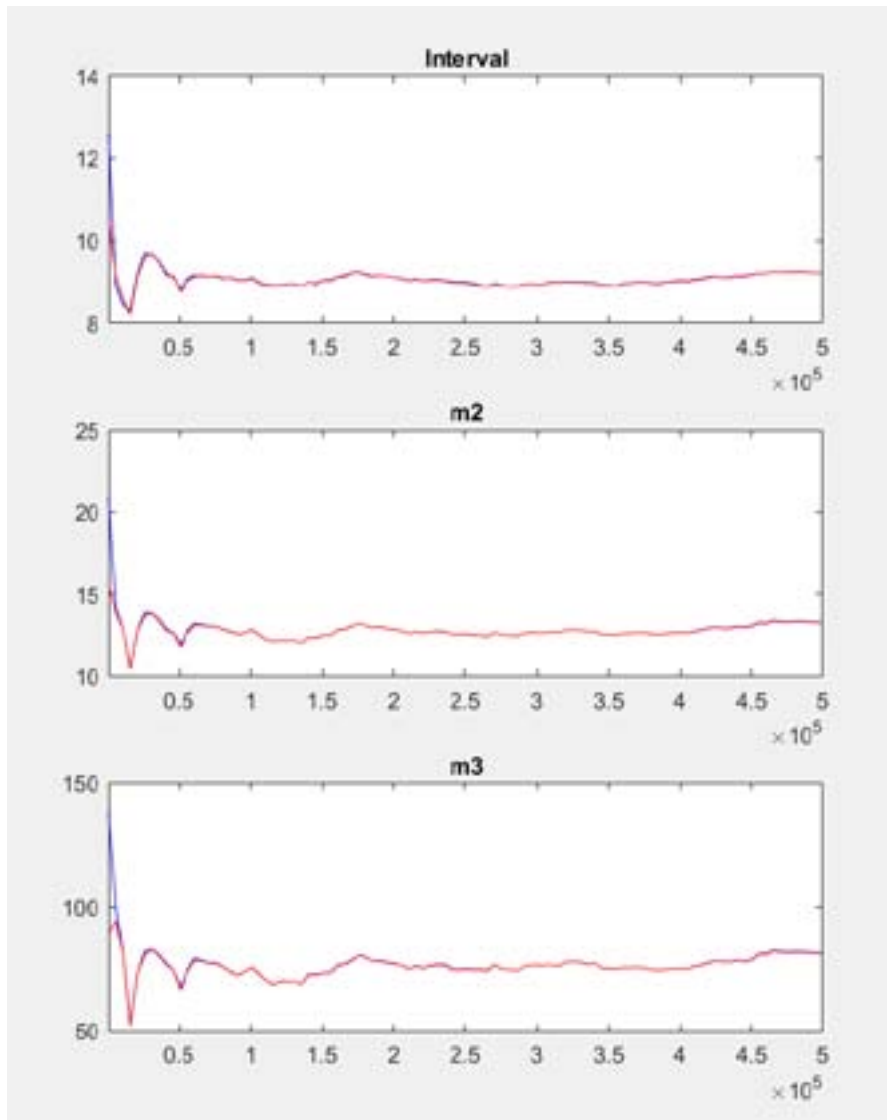


Figure 23:

12 I. RÉPONSE DES VARIABLES À UN CHOC POSITIF DE PRODUCTIVITÉ AU NIVEAU EXTERNE

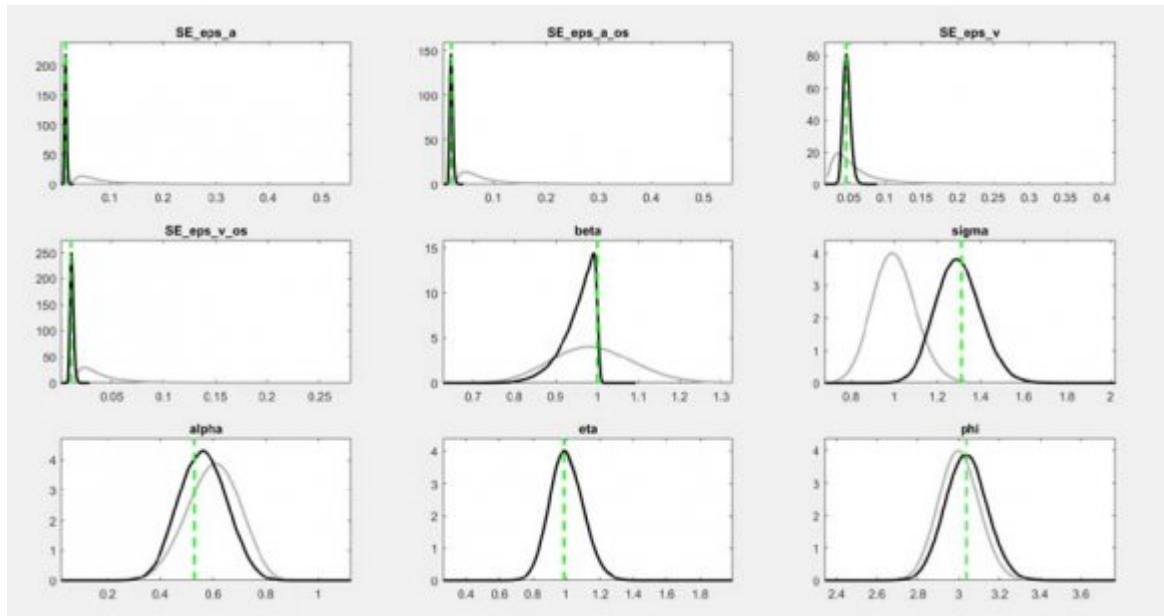


Figure 24:

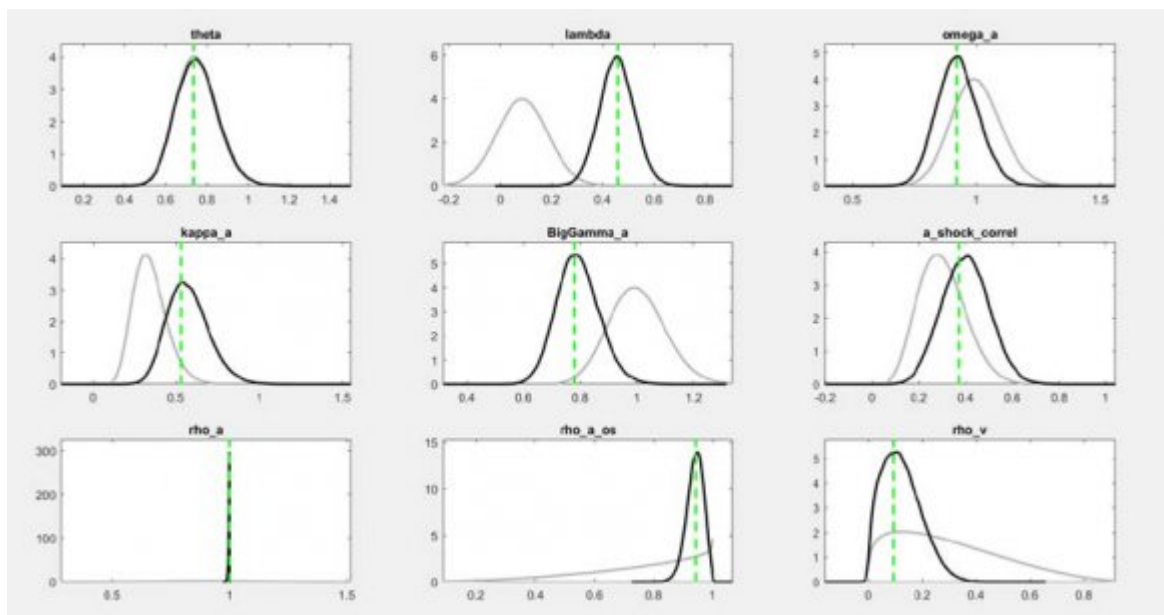


Figure 25:

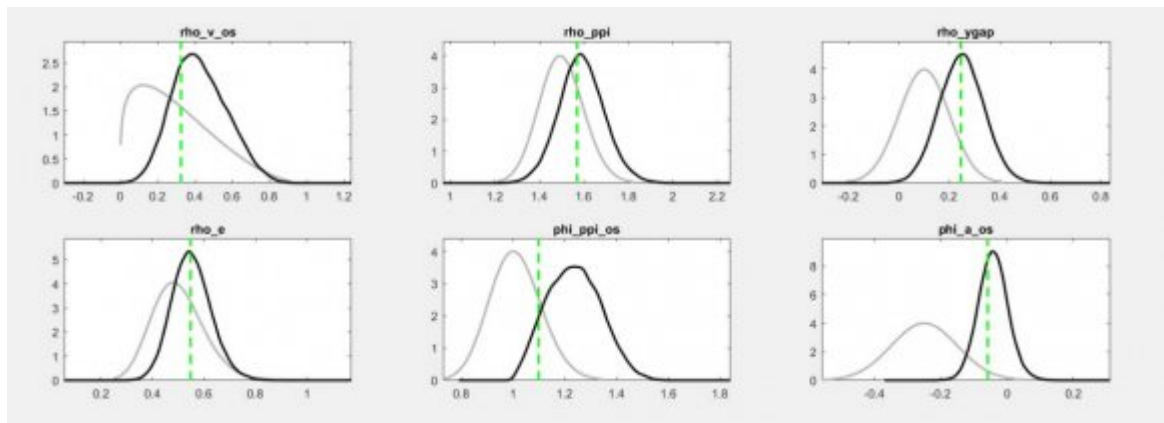


Figure 26:

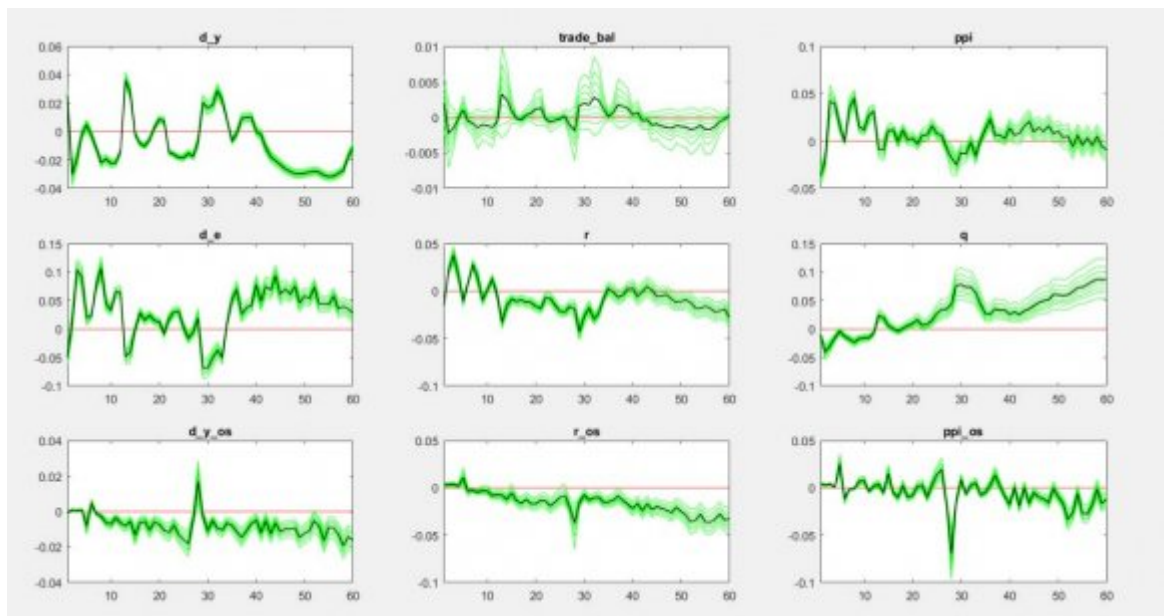


Figure 27:

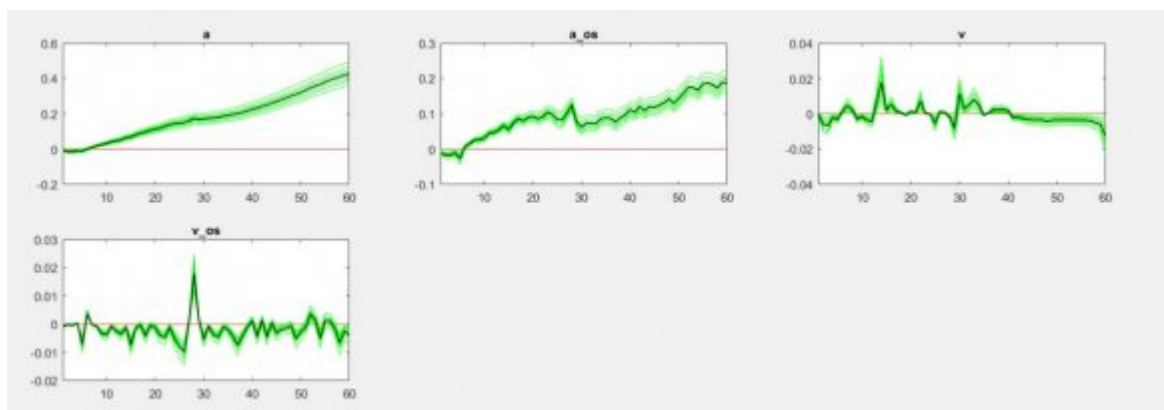


Figure 28:

Figure 29:

technologique et celui relatif à l'offre d'exportation. En politique monétaire en RD Congo qui donnerait des

utilisant les techniques bayésiennes, les résultats orientations utiles aux décideurs de politique monétaire.

suggèrent que l'économie du Nigéria est influencée La suite du présent travail est structurée comme suit :

ainsi bien par les chocs nominaux que ceux réels qui La section 2 décrira le cadre d'analyse en économie

affecte son économie. Ces résultats ont également ouverte utilisée pour modèle DSGE en détail. La section

révèle que l'économie du Nigéria est fortement 3 décrira brièvement la technique bayésienne utilisée

Toutefois, beaucoup soutiennent qu'il s'agit d'une méthode informelle qui ne permet pas d'évaluer la qualité de l'ajustement ni d'établir un critère de comparaison entre les modèles. Avec les développements récents influencés par les travaux de Smet et Wouters (2003 et 2007) et Christiano et al (2005), les techniques bayésiennes ont été de plus en plus utilisées en vue de pallier aux faiblesses de la calibration Ce qui a rendu de plus en plus courant l'estimation des modèles de petite et moyenne taille être pour différents pays. Parmi les études faites pour les pays d'Afrique subsaharienne, Peiris et Saxegaard (2007) ont fait une première tentative d'estimation des modèles DSGE en les adaptant à quelques caractéristiques des pays d'Afrique Subsaharienne pour l'analyse de la politique monétaire du Mozambique. Pour ce faire, ces derniers recourent à l'approche bayésienne en utilisant des données trimestrielles allant de 1996 à 2005 pour 18 variables macroéconomiques fondamentales. En outre, les auteurs incluent les frictions sur le marché du crédit dans le modèle en supposant l'existence d'une prime sur les taux de dépôt et une version de la fonction de réaction de la politique monétaire développée dans les travaux de Adam et al (2009). Les auteurs concluent que les pays d'Afrique subsaharienne à l'instar du Mozambique sont enclins à de nombreux chocs exogènes et les résultats suggèrent qu'un ancrage du taux de change et moins efficace qu'un ciblage d'inflation en raison de la volatilité des taux d'intérêts. en économie ouverte, similaire à la version DSGE développée par Adolfson et al (2007) et Christiano, et al (2005), pour analyser la Politique monétaire, particulièrement du Ghana. Pour ce faire, ces derniers recourent à l'approche bayésienne en utilisant les données trimestrielles allant de 1981 à 1997. Les auteurs trouvent que les chocs technologiques trimestrielles allant de 2002 à 2011. Le modèle utilisé comporte les trois relations macroéconomiques standard à savoir : la relation IS dynamique, la courbe de Phillips nouvelle Keynésienne et la règle de politique monétaire. Les résultats obtenus à l'issue de ces investigations révèlent notamment un écart de production peu sensible aux variations du taux d'intérêt et une inflation courante plus sensible à l'inflation future anticipée. Ce travail quant à lui est un essai d'estimation par approche bayésienne d'un modèle DSGE sur base du celui initialement formulé par Gali et Monacelli (2002) en vue d'analyser les interactions entre les principales variables macroéconomiques dans le cadre d'une petite économie ouverte. Ainsi, les résultats de cette étude peuvent être exploitées en vue de faire avancer les discussions pour parvenir à un cadre d'analyse de la de change. Houssa et al (2009) ont utilisé un modèle DSGE dépendante de leurs produits d'exportation, le pétrole en particulier. Garcia (2010) a développé un modèle équilibré Dynamique général DSGE-NK en vue d'analyser la pertinence de la relation de la courbe de Phillips pour l'économie nigériane. Le modèle a incorporé des caractéristiques prospectives (telles que les anticipations d'inflation) dans la fonction d'objectif de politique monétaire de la Banque Centrale du Nigeria. Estimant avec les données trimestrielles nigérianes de 1995 à 2007, les résultats justifient les actions politiques actuelles du CBN pour contrôler l'inflation. En effet, l'action sur le taux directeur est suffisamment

-
-)
b) Comportement des firmes
i. Technologie de Production
Il est supposé que chaque firme produise un bien spécifique en utilisant une technologie de production représentée par

[Note: Où $\tau_i = \frac{1}{1 - \theta_i}$, avec θ_i représentant les subvention d'emploi qui peuvent être accordées par le gouvernement.]

Figure 31:

En vue de représenter la balance commerciale, notons τ_i ? ? ?

$$\frac{1}{\tau_i} = \frac{1}{1 - \theta_i} = \frac{1}{1 - \frac{\theta_i}{1 - \theta_i}} = \frac{1}{1 - \theta_i} = 1 + \theta_i$$

[Note: τ_i ? ? ? pour désigner les exportations nettes exprimé comme étant une fraction de la production à l'état d'équilibre ??. Dans le cas où $\tau_i = 1$, il s'en suit que des relations (15) et (24)]

Figure 32:

$\frac{1}{2} \frac{d}{dt} \int_{\mathbb{R}^n} |u|^2 dx = \int_{\mathbb{R}^n} u \Delta u dx = - \int_{\mathbb{R}^n} |\nabla u|^2 dx \leq 0$
 On $\mathbb{R}^n$, $\int_{\mathbb{R}^n} |\nabla u|^2 dx = 0$

?? +
δ ???δ.??”
?? Sig-
nalons
que
lorsque

$\alpha = 0$ la pente de la relation est donnée par $\frac{\partial \pi}{\partial \mu} > 0$.
 Si $\alpha < 0$, la relation (40) correspond à une nouvelle
 courbe de Phillips en économie fermée. Ainsi, le degré
 d'ouverture affecte la dynamique de l'inflation à travers
 son influence sur la pente de la courbe de Phillips.
 On voit que si $\alpha = 0$, la relation (40) se réduit à la relation (39).
 Ou encore, si $\alpha = 0$, la relation (40) se réduit à la relation (38).

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

(43)

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

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

g) Chocs Stochastiques

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

$$\varepsilon_t = \sigma \eta_t$$

que le coût marginal réel et l'écart de production seront relation conformément

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

Tableau 1: Densités à priori des paramètres du modèle							
Paramètres		Symboles	prior_mean	Mode	s.d.	prior	pstd
68	Facteur d'actualisation	??	0.990	1.0000	0.0399	gamm	0.10
	Elasticité de subst. In- tertemporelle	??	1.000	1.3098	0.0754	gamm	0.10
68	Degré d'ouverture	??	0.600	0.5282	0.0851	beta	0.10
	Elast susbt entre bien dom et etran.	??	1.000	0.9874	0.1032	gamm	0.10
Volume XVII Issue VI Ver- sion I	Param de desutilité du travail	??	3.000	3.0376	0.0903	gamm	0.10
	Probabilité de	?? ??	0.750	0.7346	0.0924	gamm	0.10
	Calvo Pente Courbe	δ ?? " δ ?? "	0.086	0.4601	0.0671	norm	0.10
	Philips omega_a kappa_a	?? ??	1.000	0.9201	0.0678	gamm	0.10
	BigGamma_a Influence	?? $\hat{I}$ "	0.343	0.5294	0.1376	gamm	0.10
	de ?? ?? * sur ?? ?? ??	?? ??	1.000	0.7792	0.0583	gamm	0.10
	?? technologie, AR(1) ??	???? *	0.300	0.3703	0.0797	beta	0.10
	?? * technologie, AR(1)	?? ??	0.900	1.0000	0.0027	norm	0.20
	?? ?? politique monétaire,	?? ??	0.750	0.9433	0.0303	beta	0.20
	AR(1) ?? ?? * politique	* ?? ??	0.300	0.0912	0.0660	beta	0.20
	monétaire, AR(1) Taylor,	?? ??	0.300	0.3258	0.1481	beta	0.20
	inflation	* ?? ??	1.500	1.5701	0.0598	gamm	0.10
E) (	Taylor, Output gap	?? ??	0.100	0.2455	0.0758	norm	0.10
	Taylor, Taux de change	?? ??	0.500	0.5481	0.0650	gamm	0.10
	Coefficient de ?? ?? {??	?? ??	1.010	1.0985	0.0948	gamm	0.10
	??+1 * }	*					
	Coefficient de ?? ?? *	?? ??	-0.250	-0.0585	0.0497	norm	0.10
		*					
	Ecart-type technologie ??	?? ??	0.100	0.0158	0.0016	invg	0.50
	??	??					
	Ecart-type technologie ??	?? ??	0.100	0.0196	0.0030	invg	0.50
	?? *	?? *					
	Ecart-type ?? ??	?? ??	0.075	0.0458	0.0047	invg	0.50
		??					
	Ecart-type ?? ?? *	?? ??	0.050	0.0106	0.0017	invg	0.50
		?? *					

Où $\gamma(\cdot)$, $\beta(\cdot)$ et $\alpha(\cdot)$ sont des fonctions non
linéaires du vecteur θ des paramètres structurels. θ ??

Représente le vecteur des variables d'état incluant
notamment les variables endogènes et les variables
anticipées. η ?? représente le vecteur de 7 chocs
d'innovations. La représentation espace-état est décrit
par l'équation de transition (51) et l'équation de mesure
(52).

[Note: recourt]

Figure 34:

12 I. RÉPONSE DES VARIABLES À UN CHOC POSITIF DE PRODUCTIVITÉ AU NIVEAU EXTERNE

Tableau 2 : Estimations à posteriori des paramètres du modèle

Paramètres	Symboles	prior__mean	post.__mean	90% HPD__interval	
Facteur d'actualisation	??	0.990	0.9519	0.8953	1.0000
Elasticité de subst. Intertem- porelle	??	1.000	1.2962	1.1252	1.4623
Degré d'ouverture	??	0.600	0.5600	0.4151	0.7088
Elast susbt entre bien dom et etran.	??	1.000	1.0004	0.8375	1.1648
Param de desutilité du travail	??	3.000	3.0351	2.8668	3.2011
Probabilité de Calvo	??	0.750	0.7522	0.5843	0.9106
Pente Courbe Philips	??	0.086	0.4547	0.3432	0.5638
omega_a	$\delta \text{ } ?? \text{ } \delta \text{ } ??$	1.000	0.9247	0.7913	1.0630
	??				
kappa_a	?? ??	0.343	0.5699	0.3689	0.7698
BigGamma_a Influence de ??	$\hat{\Gamma} \text{ } ?? \text{ } ??$	1.000	0.7900	0.6703	0.9139
?? * sur ?? ??	???? *	0.300	0.3987	0.2324	0.5601
?? ?? technologie, AR(1) ?? ??	?? ?? ??	0.900	0.9974	0.9940	1.0000
* technologie, AR(1)	?? *	0.750	0.9403	0.8976	0.9879
?? ?? politique monétaire, AR(1) ?? ?? * politique moné- taire, AR(1)	?? ?? ??	0.300	0.1208	0.0030	0.2218
	?? *	0.300	0.4252	0.1899	0.6650
Taylor, inflation	?? ??	1.500	1.5889	1.4224	1.7559
Taylor, Output gap	?? ??	0.100	0.2473	0.1026	0.3918
Taylor, Taux de change Coeffi- cient de ?? ?? {?? ??+1 * }	?? ?? ??	0.500	0.5508	0.4262	1.0598 -0.1163 0.0310 0.6743 1
Coefficient de ?? ?? *	?? *	-	-		
		0.250	0.0428		

Figure 35:

-
- [Adebiyi and Mordi (2016)] *A dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model of exchange rate pass-through to domestic price in Nigeria*, M A Adebiyi , C N O Mordi . 2016. june 2016. Central Bank of Nigeria Occasional Paper
- [Houssa et al. ()] 'A Model for Monetary Policy Analysis for Sub-Saharan Africa'. R Houssa , C Otrok , R Pusslenghe . *Open Econ Rev* 2009. 2009. Springer Science Business Media.
- [Litterman (1983)] 'A Random Walk, Markov Model for Distribution of Time Series'. R B Litterman . *Journal of Business and Economic Statistics* 1983. April. 1 (2) p. .
- [Senbeta ()] *A Small Open Economy New Keynesian DSGE model for a foreign exchange constrained economy*, R S Senbeta . <http://anet.uantwerpen.be/docman/irua/57c83c/a41114a4.pdf> 2011.
- [Alege ()] P O Alege . https://www.researchgate.net/profile/Philip_Alege/publication/228891484_A_Business_Cycle_Model_for_Nigeria/links/5523c1b80cf27b5dc3796bf3/A-Business-Cycle-Model-for-Nigeria.pdf *A Business cycle Model for Nigeria*, 2009.
- [Peiris and Saxegaard (2007)] *An Estimated DSGE Model for Monetary Policy Analysis in Low-Income Countries*, S J Peiris , M Saxegaard . WP/07/282. 2007. December 2007. (IMF Working Paper)
- [Pytlarczyk ()] *An Estimated DSGE Model for the German Economy within the Euro Area*, E Pytlarczyk . <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/19618/1/200533dkp.pdf> 2005.
- [Smets and Wouters (2003)] 'An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for the Euro Area'. F R Smets , R Wouters . *Journal of the European Economic Association* 2003. September. 1 (5) p. .
- [Steinbach et al. ()] 'An Open Economy New Keynesian DSGE Model of the South African Economy'. R Steinbach , P Mathuloe , B Smit . WP/09/01. *South African Reserve Bank Working Paper*, 2009.
- [An ()] 'Bayesian analysis of DSGE models'. Shorfheide An . *Econometric Reviews* 2007. 26 (2-4) p. .
- [Del Negro et al. ()] *Bayesian Macroeconometrics*, in Geweke, M Del Negro , F ; J Schorfheide , G Koop , H . 2011.
- [Kydland and Prescott ()] 'Business Cycle: Real Facts and a Monetary Myth'. F Kydland , E Prescott . *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 1990. 14 (2) p. .
- [Canova ()] F Canova . *Methods for Applied Macroeconomic Research*, (Princeton) 2007. Princeton University Press.
- [Tsasa ()] 'Diagnostic de la politique monétaire en Rép. Dém. Congo : Approche par l'équilibre général dynamique stochastique'. J P Tsasa . *Dynare Working Papers Series*, 2014. 38 p. 72.
- [Christiano et al. ()] 'DSGE models for monetary policy analysis'. L Christiano , M Trabandt , K Walentin . *Handbook of Monetary Economics*, B M Friedman, M Woodford (ed.) 2011. Elsevier. 3 p. .
- [Lucas (1976)] 'Econometric Policy Evaluation: A Critique'. R E Lucas . *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1976. January. 1 (1) p. .
- [Adolfson et al. ()] 'Evaluating an estimated New Keynesian Small open economy model'. M Adolfson , S Laseen , J Linde , M Villani . *Journal of Economic Dynamics & Control* 2008. 32 (8) p. .
- [Lucas (1972)] 'Expectations and the Neutrality of Money'. R E Lucas . *Journal of Economic Theory* 1972. April. 4 (2) p. .
- [Allegret and Benkhodja ()] *External Shocks and Monetary Policy in a Small Open Oil Exporting Economy*, *EconomiX Working Papers*, J P Allegret , M T Benkhodja . 2011. 2001-39, 43p.
- [Hansen and Sargent ()] 'Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models'. L P Hansen , T J Sargent . *Journal of Economic Dynamics and Control* 1980. 2 (1) p. .
- [Hodrick and Prescott (1997)] R Hodrick , E Prescott . *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, 1997. February. Blackwell Publishing. 29 p. .
- [Garcia (2010)] 'Is the Phillips Curve Useful for Monetary Policy in Nigeria?'. C J Garcia . *Central Bank of Nigeria Occasional Paper*, 2010. December. 38 p. .
- [Kydland and Prescott (1982)] F Kydland , E Prescott . *Time to Build and Aggregate Fluctuations*, 1982. November. 50 p. .
- [Naoussi and Tripier ()] *La Modélisation en Equilibre Général Dynamique et Stochastique des Cycles Economiques en Afrique Sub-Saharienne : Une Revue de la Littérature, Revue d'économie politique*, C F Naoussi , F Tripier . 2012. 122 p. .
- [Lucas and Sargent ()] R E Lucas , T J Sargent . <http://www.minneapolisfed.org/research/QR/QR321.pdf> *After Keynesian macroeconomics*, 1979.
- [Mankiw ()] N G Mankiw . *Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective*, 1989. 3 p. .
- [Lucas ()] 'Methods and Problems in Business Cycle Theory'. R E Lucas . *American Enterprise Institute for Public Policy Research* 1980. 12 (4) p. .

12 I. RÉPONSE DES VARIABLES À UN CHOC POSITIF DE PRODUCTIVITÉ AU NIVEAU EXTERNE

- 354 [Gali and Monacelli (2005)] ‘Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy’. J Gali ,
355 T Monacelli . *The Review of Economic Studies* 2005. Jul. 252 p. .
- 356 [Faust and Rogers ()] ‘Monetary policy’s role in exchange rate behavior’. J Faust , J H Rogers . *Journal of*
357 *Monetary Economics* 2003. 50 (7) p. .
- 358 [Collard and Dellas ()] ‘Price resetting and inertia’. F Collard , H Dellas . *Journal of Macroeconomics* 2010. 32
359 (1) p. .
- 360 [Sargent and Wallace (1975)] ‘Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money
361 Supply Rule’. T J Sargent , N Wallace . *Journal of Political Economy* 1975. April. 83 (2) p. .
- 362 [Kydland and Prescott (1977)] ‘Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Plans’. F Kydland , E
363 Prescott . *Journal of political Economy* 1977. June. 85 (3) p. .
- 364 [Smets and Wouters ()] F R Smets , R Wouters . [http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/](http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp722.pdf)
365 [ecbwp722.pdf](http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp722.pdf) *Shocks and frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach*, 2007.
- 366 [Calvo ()] ‘Staggered prices in a utilitymaximizing framework’. G Calvo . *Journal of Monetary Economics* 1983.
367 12 (3) p. .
- 368 [Fernandez-Villaverde ()] *The econometrics of DSGE models*, J Fernandez-Villaverde . 2010. January 2009.
369 (NBER Working Paper)
- 370 [Clarida et al. (1999)] ‘The Science Of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective’. R Clarida , J Gali , M
371 Gertler . *Journal of Economic Literature* 1999. December 1999. 37 (4) p. .
- 372 [-45blanchard and Khan (1980)] ‘The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations’. O -
373 45blanchard , C Khan . *Econometrica* 1980. July 1980. 48 (5) p. .