

Analyse de la politique monétaire en Algérie à l'aide d'un modèle DSGE

Mohand Akli OUGHLISSI

Maitre assistant (A), Université

Férhat Abas de Sétif 1, Algérie

E-mail: om_univ@yahoo.fr

Résumé :

Les modèles DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) ont montré une grande efficacité dans l'analyse et l'évaluation des politiques monétaires. L'objet de ce travail est de proposer un modèle DSGE pour l'économie algérienne ainsi de l'interroger sur l'efficacité de la politique monétaire en Algérie telle qu'elle est menée par la Banque centrale.

Les résultats de notre étude indiquent que la politique monétaire en Algérie n'a pas participé à l'activité économique du pays. Cela est dû, selon cette étude, à la situation d'excès de liquidité qu'a connu le système bancaire algérien et à la dépendance de l'activité économique des importations.

Mots clés : Politique Monétaire, Masse Monétaire, Modèle DSGE, Méthode Bayésienne.

ملخص:

أظهرت نماذج (Dynamic Stochastic General Equilibrium) DSGE كفاءة معتبرة في تحليل وتقييم السياسات النقدية، الغرض من هذا المقال هو اقتراح نموذج DSGE للاقتصاد الجزائري واستخدامه في تقييم فعالية السياسة النقدية في الجزائر.

من نتائج الدراسة أن السياسة النقدية في الجزائر لم تشارك في النشاط الاقتصادي للبلاد، وهذا راجع إلى سببين حسب الدراسة، الأول ارتفاع السيولة النقدية الذي ميز السوق النقدية، والثاني ارتباط الأعوان الاقتصاديين بالواردات في ظل نشاطهم الاقتصادي.

كلمات مفتاحية: السياسة النقدية، الكتلة النقدية، نماذج DSGE، طريقة بايز.

INTRODUCTION :

Dans cette contribution, nous utilisons un modèle DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) pour évaluer la politique monétaire dans le cadre de l'économie algérienne.

Depuis une dizaine d'années, sous l'impulsion des travaux de Clarida et al. (1999), Erceg et al. (2000), Schorfheide et An (2006) et Smets et Wouters (2003, 2005, 2007) l'utilisation des modèles DSGE dans l'étude et l'analyse des politiques monétaires envahit progressivement les Banques centrales ainsi que les thèmes des recherches présentés dans le cadre académique. Ces modèles sont utilisés pour construire des prévisions, interpréter des prévisions obtenues à partir des modèles athéoriques et/ou des jugements d'experts, mettre en œuvre des expériences de politique économique. L'idée d'utiliser des modèles d'équilibre général dites aussi micro fondés, estimés par la méthode bayésienne, dans le cadre de prévisions macroéconomiques institutionnelles, a été popularisée par Smets et Wouters (2003). Ils montrent qu'un modèle DSGE néo-keynésien en économie fermée, incluant un nombre suffisant de rigidités et de chocs structurels, est à même de reproduire de manière satisfaisante les données de la zone euro ou des États-Unis et d'afficher des performances prédictives comparables à celles d'un modèle VAR. Ces modèles (DSGE) sont construits sur la base de plusieurs équations caractérisant le comportement de différents agents économiques. Ces équations tirent leurs formes de la théorie économique, notamment de la théorie microéconomique, surtout depuis les critiques de Lucas (1976). Cet auteur a défendu l'idée selon laquelle les agents économiques modifient leurs comportements et anticipations suite aux changements de l'une des composantes de la politique gouvernementale. Ces critiques étaient à la faveur de développement des modèles macro-économétriques avec des formes structurels tels que les modèles real business cycle (RBC) et les modèles DSGE.

La politique monétaire en Algérie est sujette à plusieurs questions relativement à son efficacité. En faite, cette efficacité repose sur la capacité de cette politique à influencer la sphère économique réelle. Cette question a

intéressé Ilmane (2006) en menant une analyse critique de la politique monétaire en Algérie. L'auteur a analysé en profondeur cette politique monétaire sur ses différents aspects : gestuel et réglementaire. Boumghar (2014) de son côté s'est intéressé à l'analyse de la conduite de la politique monétaire par la Banque centrale Algérienne. Latrech (2012) a présenté une étude portant sur la mesure de l'écart existant entre la conduite de la politique monétaire en Algérie et la politique de ciblage d'inflation. Bellal (2011) a analysé la politique monétaire en Algérie du côté de la régulation monétaire, il a pris pour période de l'étude 1990 à 2007. Cette étude était portée exactement sur les changements institutionnels, qui ont survécu durant la période de l'étude, relatifs à l'offre de monnaie.

Nous remarquons que la question de l'analyse de la politique monétaire peut être menée sous différents angles, ce travail se focalise sur l'analyse de l'efficacité de la politique monétaire quant à ces effets sur la sphère nominale et réelle durant la période allant de 2000 à 2015¹. En cet effet, dans ce travail nous tentons de répondre à la question suivante : la politique monétaire en Algérie a-t-elle effet sur le reste de l'économie durant la période 2000-2015?

Nous inspirants des travaux de Jondeau et Sahuc (2007) et Christiano et al. (2010), ayant utilisé les modèles DSGE pour analyser les politiques monétaires. Notre modèle DSGE est formulé, pour caractériser l'économie algérienne, en se basant sur les travaux de : Dib (2008 b) et Allegret et Ben khodja (2011) et Ilmane et al. (2013). Ces auteurs ont proposé des modèles DSGE pour l'économie Algérienne dans le sens de mesurer l'effet des chocs exogènes sur le reste de l'économie. Malgré que ces modèles ne traitent pas explicitement des problèmes relatifs à la politique monétaire nous inspirants d'eux pour construire la maquette de notre modèle DSGE, qui fera l'objet de la première section.

¹ - Le choix de cette période est justifié par l'avènement d'une situation d'excès de liquidité dans le marché monétaire et qui est accompagnée par une nette stabilisation macroéconomique.

Une fois que la maquette du modèle est élaborée, nous codons les différentes équations du modèle sous le logiciel Dynare² pour l'estimation a posteriori des paramètres du modèle ainsi de simuler les effets de la politique monétaire sur l'économie nationale. L'estimation a posteriori des paramètres permet d'avoir les valeurs d'un ensemble de paramètres pour lesquels l'estimation par les méthodes économétriques conventionnelles s'avère difficile tels que les différents élasticités, les coefficients de rigidité des prix et des salaires. L'analyse de ces résultats permette la mesure des effets de politique monétaire sur la sphère économique nominale et réelle. Cette analyse sera augmentée par la mesure de l'effet d'un choc relatif à la variation de la monnaie de base M1, ce qui constitue le sujet de la seconde section.

En fin l'article sera terminé par une conclusion.

1. Le modèle :

Le modèle DSGE proposé dans le cadre de ce travail reproduit le plus possible le schéma macroéconomique caractérisant l'économie algérienne. En s'inspirant des travaux de : Ilmane et al. (2013)³, Dib (2008 b)⁴ et Allegret et Ben khodja (2011)⁵, plusieurs hypothèses sont formulées pour rapprocher au mieux le comportement du modèle de celui de l'économie nationale. Nous supposons l'existence de sept agents économiques : le ménage, le producteur pétrolier, le producteur de bien intermédiaire, le producteur de bien final, l'importateur, l'État et la Banque centrale. Les

² Dynare est un package informatique qui fonctionne sous Matlab permettant la simulation de ce type de modèle (pour information, voir le site : <http://www.dynare.org/>).

³ Ilmane M. C., Ferhi M. et Boussafi K.(2013) : "**Un modèle macroéconomique DSGE pour l'économie algérienne**". Travail réalisé dans le cadre du programme national de recherche 27.

⁴ Dib A.(2008): "**Dynamic Effects of the U.S. Dollar Fluctuations in a Small Open Oil Exporting Economy: The Case of Algeria**". CREAD, Cahiers du CREAD n°8586, p 544.

⁵ Allegret, J.P., et Benkhodja, M.T.(2011): "**External Shocks and Monetary Policy in a Small Open Oil Exporting Economy**". University of Paris West - Nanterre la Défense, EconomiX Working Papers, p39.

équations du modèle sont choisies afin de caractériser, le plus possible, le comportement des agents économiques dans le cadre de l'économie algérienne. Étant donné que cette économie est une économie de rente, l'introduction d'un producteur pétrolier est bien nécessaire eu égard à son importance dans l'économie nationale. Le producteur pétrolier constitue la pièce angulaire de notre économie. Toute cette importance est prise en considération dans notre modèle. Le producteur pétrolier représente, à nos yeux, la source de la création de la valeur en Algérie. Les rentes de ce producteur influencent, sans conteste, les dépenses de l'État, ainsi que les autres variables macroéconomiques (tels étaient les résultats des études de : Allegret et Ben khodja (2011)⁶ et Ilmane et al. (2013)⁷). L'existence de ce producteur conjuguée avec la faiblesse du marché financier en Algérie rend la construction de notre modèle un peu particulière de celle conventionnée. Dans le cadre de notre modèle, le ménage représentatif n'intervient pas sur le marché financier pour réaliser des bénéfices sur des placements, contrairement aux modèles réalisés dans le cadre des économies développées. En effet, nous nous trouvons face à l'obligation d'intégrer la variable relative à la masse monétaire dans la fonction d'utilité des ménages, comme suggèrent Bhattacharjee et Thoenissen (2007)⁸ et Benchimol (2013)⁹. Les différentes parties du modèle sont présentées dans ce qui suit.

1.1. Les ménages :

Le ménage choisi la consommation C_t , l'investissement I_t , le niveau de la monnaie détenue $\frac{M_t}{P_t}$ (en terme réel) et le nombre d'heures de travail N_t

⁶- Allegret et Ben khodja, idem.

⁷- Ilmane et al., op. cit.

⁸- Bhattacharjee A. et Thoenissen.(2008): "**Productivity, Preferences and UIP deviations in an Open Economy Business Cycle Model**". centre for dynamic macroeconomic analysis working paper series.

⁹- Benchimol J.(2013): "**Money in the Production Function : A New Keynesian DSGE Perspective**", Working Paper 1304, Research Center ESSEC.

pour maximiser une fonction d'utilité donnée comme suit :

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} B^k U_{t+k}.$$

Où U_t est la fonction d'utilité intertemporelle et $B \in (0,1)$ est le facteur d'actualisation. La forme de cette équation, dans le cadre de ce travail, correspond à celle de Atta-Mensah et Dib (2003)¹⁰, Ortega et Rebei (2006)¹¹ et elle est sous forme :

$$U_t = e^{\varepsilon_t^p} \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{e^{\varepsilon_t^M}}{1-\nu} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\nu} - \frac{N_t^{1+n}}{1+n} \right).$$

Où, ν et n sont respectivement le coefficient de substitution intertemporelle¹², l'élasticité de la demande de monnaie et l'élasticité d'offre de travail.

Cette équation prend en considération le choc de la demande globale ε_t^p et le choc de la demande de monnaie ε_t^M .

Le ménage gère sa contrainte budgétaire :

$$p_t c_t + M_t + p_t I_t < (1 - \pi) w_t N_t + M_{t-1} + p_t r_t k_{t-1}^{13}$$

en cherchant la meilleure allocation de ses ressources constituées des éléments suivants :

- son salaire $w_t N_t$, w_t est le salaire horaire qui est une combinaison des trois salaires perçus des trois agents économiques : la firme pétrolière et non pétrolière et l'Etat, il est donné sous la forme suivante : $w_t = w_{o,t}^{\alpha_{wo}} w_{no,t}^{\alpha_{wno}} w_{g,t}^{\alpha_{wg}}$, où $\alpha_{wo}, \alpha_{wno}$ et α_{wg}

¹⁰- Atta-Mensah J. et Dib A.(2003): "Bank Lending, Credit Shocks, and the Transmission of Canadian Monetary Policy". Banque du Canada, Document de travail, p 9.

¹¹- Ortega E. et Rebei N. (2006): "The Welfare Implications of Inflation versus Price-Level Targeting in a Two-Sector, Small Open Economy". Banque du Canada, Document de travail, p12.

¹²- Ce coefficient indique le choix inter-temporel est un choix qui implique des évènements situés à des moments différents. L'étude des choix inter-temporels, consiste à déterminer dans quelle mesure les individus accordent une préférence au futur proche par rapport à un futur plus lointain, et à décrire les mécanismes psychologiques et cérébraux à l'œuvre.

¹³- La contrainte budgétaire est multipliée par $1/p_t$ pour écrire les agrégats en termes réels.

respectivement la part (en pourcentage) du salaire fourni par : la firme pétrolière, la firme non pétrolière et l'Etat. En même temps, le travail est mesuré en nombre d'heures de travail fourni N_t , qui est aussi combinaison du nombre d'heures de travail dans la firme pétrolière, non pétrolière et l'agent État. N_t est donné sous la forme suivante : $N_t = N_{o,t}^{\alpha_{No}} N_{no,t}^{\alpha_{Nno}} N_{g,t}^{\alpha_{Ng}}$. Où α_{No} , α_{Nno} et α_{Ng} sont respectivement (en pourcentage) la part de travail fourni par le ménage représentatif dans : la firme pétrolière, la firme non pétrolière et l'agent État.

- la masse monétaire M_{t-1} détenue à la date $t - 1$,
- la rentabilité de l'investissement en capital à la date $t - 1$ qui est donnée sous la forme suivante : $r_t k_{t-1}$.

Ces ressources sont allouées aux emplois suivants :

- La dépense de la consommation $p_t c_t$ où p_t est l'indice des prix à la consommation. Il est mesuré par l'IPC (indice des prix à la consommation), quant à c_t est la quantité des biens consommés à la date t , il peut représenter le panier représentatif pris dans le calcul de l'IPC,
- La masse monétaire M_t demandée à la date t pour des besoins de consommation,
- La dépense d'investissement $p_t I_t$, où I_t est l'investissement à la date t en terme réel. Cet investissement entre dans la formation du capital à la date t comme suit :

$k_t = (1 - \zeta)k_{t-1} + (1 - s \left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right))I_t$. Où ζ et s sont, respectivement, le taux de dépréciation du capital et le taux d'ajustement de l'investissement.

1.1.1. Décision de consommation:

Le problème de maximisation de la fonction d'utilité du ménage est comme suit :

$$\max_{c_t, M_t, N_t, I_t} E_t \sum_{k=0}^{\infty} B^k U_{t+k}$$

$$s/c \quad p_t c_t + M_t + p_t I_t < (1 - \pi) w_t N_t + M_{t-1} + r_t k_{t-1}$$

Ce problème est résolu à l'aide de l'équation de Lagrange. Les conditions de premier ordre sont :

$$e^{\varepsilon_t^p} c_t^{-\sigma} - \lambda_t = 0 \quad (1)$$

$$e^{\varepsilon_t^p} \left(\frac{\gamma e^{\varepsilon_t^M} M_t^{-\nu}}{p_t^{-\nu}} \right) - \lambda_t - E_t(B \lambda_{t+1} \left(-\frac{P_t}{P_{t+1}} \right)) = 0 \quad (2)$$

$$e^{\varepsilon_t^p} (-\chi N_t^n) + \frac{\lambda_t (1-\pi) w_t}{p_t} = 0 \quad (3)$$

$$\lambda_t \psi_t \left(\frac{1}{\psi_{l,t}} \right) + E_t B \lambda_{t+1} \left(-\psi_{t+1} (1 - \varsigma) \left(\frac{1}{\psi_{l,t+1}} \right) - r_{t+1} \right) = 0 \quad (4)$$

$\frac{p_{t+1}}{p_t} = \pi_{t+1}$ est la variation inter-temporelle des prix caractérisant l'inflation.

L'équation (1) explique la consommation à la date t en fonction du salaire réel disponible et du nombre d'heures de travail. L'équation (2) est l'équation de la demande de monnaie. Elle est en fonction de l'inflation ($\frac{p_{t+1}}{p_t} = \pi_{t+1}$) et de la consommation anticipées. L'équation (3) met en relation la consommation avec le salaire réel. L'équation (4) quant à elle caractérise la décision du ménage relativement à la fixation de la quantité d'investissement en fonction de sa rentabilité et de la consommation des ménages.

1.1.2. Fixation des salaires et décision d'offre de travail :

Le ménage agit en tant que price setters. Suivant Kollmann (1997)¹⁴ et Erceg et al. (2000)¹⁵, Christiano et al. (2010)¹⁶ le salaire est assumé optimal si uniquement il est ajusté après un ensemble de signes que le ménage

¹⁴- Kollmann R. (1997) : "The Exchange Rate in a Dynamic-Optimizing Current Account Model with Nominal Rigidities: A Quantitative Investigation". IMF Working Paper, WP/97/7 (January).

¹⁵- Erceg C., Henderson D. W. et Levin A. T. (2000): "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts". Journal of Monetary Economics (1999).

¹⁶- Christiano L. J., Trabandt M. et Walentin K. (2010) : "DSGE Models for Monetary Policy Analysis". National Bureau of Economic Research 1050 Massachusetts Avenue Cambridge, MA 02138 June 2010. Working Paper 16074.

reçoit. Il existe un continuum de ménage indexé par $j \in [0,1]$ où $N_{j,t}$ est le nombre d'heures de travail fourni par le ménage j . La firme collecte les différentes qualités d'emploi $N_{j,t}$ comme suit : $N_t = \left[\int_0^1 (N_{j,t})^{1/\lambda_w} dj \right]^{\lambda_w}$
 $1 < \lambda_w < \infty$. λ_w est l'élasticité du nombre d'heures de travail par rapport au salaire. À remarquer que l'offre de travail par le ménage j a un lien avec : le salaire $w_{j,t}$ perçu, le salaire global et l'indice des salaires w_t . Il est

donné comme suit : $N_{j,t} = \left[\frac{w_{j,t}}{w_t} \right]^{\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}} N_t$.

Pour chaque période le ménage j reçoit un signal pour modifier le salaire qu'il demande pour son offre de travail présenté par $N_{j,t}$ avec une probabilité $(1 - \rho_w)$, où ρ_w est la probabilité que le salaire ne change pas. Cela peut être expliqué par le fait qu'il y a une proportion de firmes $(1 - \rho_w)$ qui vont accepter de changer le salaire fourni suite au signal reçu. Si le salaire suit le même principe que les prix, il peut être indexé sur la variation de l'inflation précédente : $w_t^j = \left(\frac{p_{t-1}}{p_{t-2}} \right) w_{t-1}^j$, où $\frac{p_{t-1}}{p_{t-2}}$ est l'inflation en $t - 1$ et p_t est l'indice des prix à la consommation (IPC). Il résulte que l'indice des salaires demandé par le ménage est $w_t =$

$$\left[\int_0^1 (w_t^j)^{-1/\lambda_w} dj \right]^{-\lambda_w}.$$

1.1.3. Décision d'investissement :

Le ménage décide du niveau de stock de capital et du niveau d'investissement afin de maximiser son utilité à partir de la rentabilité du capital r_t . Cette décision est formulée en maximisant sa fonction objective (la contrainte budgétaire) en fonction de la fonction de formation du capital donnée par : $k_t = (1 - \zeta)k_{t-1} + (1 - s \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right))I_t$.

Les résultats des conditions de premier ordre sont :

$$E_0 \lambda_{I,t+1} B(1 - \zeta - r_{t+1}) + \lambda_{I,t} = 0 \quad (5)$$

$$\lambda_{I,t} \left(1 - s \left(\frac{2I_t}{I_{t-1}} \right) \right) + E_0 B \lambda_{t+1} \left(s \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \right) = 0 \quad (6)$$

1.2. L'importateur :

Le producteur du bien final utilise des produits intermédiaires : localement produites et/ou importés. L'importateur achète la quantité des biens intermédiaires $y_{fI,t}$ à la date t au prix international p_t^f soit en euro e_t ou en dollar ξ_t , qu'il vend au producteur du bien final au prix local $p_{fI,t}$. Ainsi, il contribue à la formulation des prix locaux des produits importés $p_{fI,t}$. Dans ce cas, il est formellement pris dans le modèle qu'une part u de $y_{fI,t}$ est en euro et le reste est en dollar (Allegret, J.P., et Benkhodja, M.T., (2011)¹⁷, Dib (2008)¹⁸, Imane et al (2013)¹⁹. Ce cadre de formulation est relativement proche du cadre de l'Algérie. Car les rapports de ONS (ex : celui de novembre 2011) et du ministère des finances (2013, 2014 et 2015) expliquent bien cette constitution des importations en Algérie qui sont à la faveur de l'euro.

L'importateur maximise son profit décrit par le système suivant :

$$\max_{\{p_{fI,t}(i), y_{fI,t}(i)\}} E_0 \sum (B\varphi)^s \hat{\lambda}_{t+s} (\pi^s p_{fI,t}(i) - (ue_{t+s} + (1-u)\xi_t)p_{t+s}^f) y_{fI,t}(i)$$

s/c

$$y_{fI,t}(i) = \left(\frac{\pi^s p_{fI,t}(i)}{p_{fI,t}} \right)^{-\vartheta} y_{fI,t}^{20}$$

Où $y_{fI,t}(i)$ est la quantité de biens intermédiaires importés de l'exportateur étranger (i). Ce qui fait, à supposer qu'il existe un continuum d'exportateur étranger indexé par $\in [0,1]$, tenant compte au principe de l'agrégation de Dixit et Stieglitz (1977) $y_{fI,t} = \int_0^1 y_{fI,t}(i) d(i)$. Le paramètre ϑ représente le taux marginal de substitution entre les produits en provenance de différents exportateurs étrangers (i).

¹⁷- Allegret, J.P., et Benkhodja, M.T, op.cit.

¹⁸- Dib, op.cit.

¹⁹- Imane et al, op.cit.

²⁰- Voir Dixit et Stieglitz (1977) pour des explications plus détaillées sur la forme de cette équation.

Les conditions de premier ordre permettent d'avoir le prix local du produit importé:

$$p_{fI,t}(i) = \frac{\vartheta}{(1+\vartheta)} (ue_t(\text{Euro}/\$) + (1-u)\xi_t)p_t^f \quad (7)$$

e_t , ξ_t et \hat{p}_t^f sont supposés des processus aléatoire du type AR(1):

$$e_t = e + \varphi_e e_t + \varepsilon_{e,t} \quad (8)$$

$$\xi_t = \xi + \varphi_\xi \xi_{t+1} + \varepsilon_{\xi,t} \quad (9)$$

$$\hat{p}_t^f = (1 - \rho_{pf})p^f + \rho_{pf}\hat{p}_{t-1}^f + \varepsilon_{pf,t} \quad (10)$$

e , ξ et p^f sont respectivement le taux de change euro/dinar, dollar/dinar et le prix international des produits intermédiaires importés.

1.3. Le producteur de biens intermédiaires :

Nous avons retenu dans ce travail deux types de producteurs de biens intermédiaires : le producteur du bien intermédiaire pétrolier et le producteur du bien intermédiaire non pétrolier.

1.3.1. Le producteur du bien non pétrolier:

Ce producteur est caractérisé dans le modèle par une fonction de type Cob-Douglas ayant pour composante : la technologie $A_{no,t}$, le capital k_t fourni par les ménages, le travail mesuré en quantité d'heures $N_{no,t}$ et le produit pétrolier $y_{o,t}^I$. Ce dernier présente la part de la production pétrolière destinée à la consommation locale, donnée par : $y_{o,t}^I = \alpha_{o,t}^I y_{o,t}$, où $y_{o,t}$ est la production pétrolière globale et $\alpha_{o,t}^I$ est la part en pourcentage de la production pétrolière destinée à la consommation locale ($y_{o,t}^I$).

La production intermédiaire $y_{no,t}(i)$ du producteur (i) est donnée comme suit :

$$y_{no,t}(i) = A_{no,t} k_t^{\alpha_{no}}(i) N_{no,t}^{\beta_{no}}(i) y_{o,t}^{\theta_{no}} \quad (11)$$

La technologie $A_{no,t}$ répond à un processus AR(1) donné comme suit :

$$A_{no,t} = (1 - \alpha_{A_{no}})A_{no} + \alpha_{A_{no}}A_{no,t-1} + \varepsilon_{A_{no,t}} \quad (12)$$

Le paramètre $i \in [0,1]$ désigne un continuum de producteurs qui produisent différents produits. L'homogénéisation de ces différentes productions peut être suivant l'agrégation de Dixit et Stiglitz (1977) :

$$y_{no,t} = \left[\int_0^1 (y_{no,t}(i))^{-1/\lambda_{y_{no}}} di \right]^{-\lambda_{y_{no}}}$$

où $\lambda_{y_{no}}$ est un paramètre déterminant la variation temporelle mark-up sur le marché des produits. α_{no} , B_{no} et θ_{no} sont respectivement la part du capital, de travail et de produit pétrolier dans la production globale, étant donné $\alpha_{no} + B_{no} + \theta_{no} = 1$.

Le producteur agit pour maximiser son profit donné comme suit :

$$\max[(1 - \pi_y) p_{no,t} y_{no,t}(i) - r_t k_t(i) - w_{no,t} N_{no,t}(i) - p_{o,t} y'_{o,t}(i)]$$

$p_{o,t}$ est le prix local des hydrocarbures bénéficiant d'une subvention par rapport aux prix international. Le prix $p_{o,t}$ est formulé selon une hypothèse indiquant qu'il existe une probabilité κ que la firme garde son prix et une probabilité de $(1 - \kappa)$ que la firme change son prix. Le prix à la date t répond à l'équation suivante :

$$p_{o,t}^{1-\lambda} = (1 - \kappa) \hat{p}_{o,t}^{1-\lambda} + \kappa p_{o,t-1}^{1-\lambda} \quad (13)$$

$\hat{p}_{o,t}$ représente le nouveau prix que choisit la firme pétrolière à la date t . Il est déterminé de la façon suivante :

$$\hat{p}_{o,t} = (1 - B\kappa)(\xi_t p_{o,t}^f - p_{o,t}) + E_t B\kappa \hat{p}_{o,t+1} \quad (14)$$

$(\xi_t p_{o,t}^f - p_{o,t})$ est le montant de la subvention de l'Etat dans les prix des hydrocarbures.

Les conditions de premier ordre permettent d'avoir les résultats suivants :

$$r_t = (1 - \pi_y)(\pi^s p_{no,t}) \left(\alpha_{no} \frac{y_{no,t}}{k_{no,t}} \right) \quad (15)$$

$$w_{no,t} = (1 - \pi_y)(\pi^s p_{no,t}) \left(B_{no} \frac{y_{no,t}}{N_{no,t}} \right) \quad (16)$$

$$p_{o,t} = (1 - \pi_y)(\pi^s p_{no,t}) \left(\theta_{no} \frac{y_{no,t}}{y'_{o,t}} \right) \quad (17)$$

En remplaçant ces équations dans l'équation de la production, il est possible d'avoir l'équation de la formation du prix du producteur intermédiaire, comme suit :

$$p_{no,t} = \frac{1}{(1-\pi_y)(\pi^s)} \left(\frac{r_t}{\alpha_{no}} \right)^{\alpha_{no}} \left(\frac{w_{no,t}}{B_{no}} \right)^{B_{no}} \left(\frac{p_{o,t}}{\theta_{no}} \right)^{\theta_{no}}. \quad (18)$$

1.3.2. Le producteur du bien pétrolier :

La firme pétrolière utilise la technologie $A_{o,t}$, le capital $k_{o,t}$, le travail $N_{o,t}$ et la ressource pétrolière o_t . Le produit pétrolier est intégralement exporté au prix international $p_{o,t}^f$ libellé en dollar. La production de bien pétrolier, dans ce modèle, est caractérisée par une équation de type Cob-Douglas comme suit:

$$y_{o,t} = A_{o,t} k_{o,t}^{\alpha_o} N_{o,t}^{B_o} o_t^{\theta_o}. \quad (19)$$

La firme pétrolière agit pour maximiser un profit représenté comme suit :

$$\max_{\{k_{o,t}, N_{o,t}, o_t\}} [(1 - \pi_{o,t})(\xi_t p_{o,t}^f) y_{o,t} - Q_{o,t} k_{o,t} - w_{o,t} N_{o,t} - p_{o,t}^r o_t].$$

Où ξ_t est le taux de change DA/\$.

La variable $p_{o,t}^r$ est le prix de pétrole à son état brut, il correspond à son coût d'extraction moyen.

$$p_{o,t}^r = (1 - \varphi_{p_o^r}) p_{o,t}^r + \varphi_{p_o^r} p_{o,t-1}^r + \varepsilon_{p_o^r,t} \quad (20)$$

$$A_{o,t} = (1 - \alpha_{A_o}) A_o + \alpha_{A_o} A_{o,t-1} + \varepsilon_{A_o,t} \quad (21)$$

$$p_{o,t}^f = (1 - \alpha_{p_o^f}) p_{o,t-1}^f + \alpha_{p_o^f} p_{o,t-1}^f + \varepsilon_{p_o^f,t} \quad (22)$$

$$o_t = (1 - \alpha_{A_o}) o + \alpha_{A_o} o_{t-1} + \varepsilon_{o,t} \quad (23)$$

L'équation (23) représente un processus caractérisant le nombre de barils produits par trimestre.

Les résultats des conditions de premier ordre sont:

$$Q_{o,t} = (1 - \pi_o)(\xi_t p_{o,t}^f) \left(\alpha_o \frac{y_{o,t}}{k_{o,t}} \right) \quad (24)$$

$$w_{o,t} = (1 - \pi_o)(\xi_t p_{o,t}^f) \left(B_o \frac{y_{o,t}}{N_{o,t}} \right) \quad (25)$$

$$p_{o,t}^r = (1 - \pi_o)(\xi_t p_{o,t}^f) \left(\theta_o \frac{y_{o,t}}{o_t} \right) \quad (26)$$

Ces équations déterminent les quantités de $k_{o,t}$, $N_{o,t}$ et de o_t pour produire une quantité de $y_{o,t}$. Cette dernière est scindée en deux. Une quantité destinée à la consommation locale, considérée comme un input pour le producteur non pétrolier. Une autre quantité est exportée à l'étranger.

Le remplacement des équations (24), (25) et (26) dans l'équation (19) permet d'avoir l'ajustement des coûts marginaux par rapport au prix international de pétrole.

1.4. Le producteur du bien final :

Le producteur de biens finals utilise le produit non pétrolier et des produits importés au prix international. La fonction de production répond à une fonction de type constant élasticité substitution (CES).

$$z_t = [\chi_{no}^{\frac{1}{r}} y_{no,t}^{\frac{r-1}{r}} + \chi_f^{\frac{1}{r}} y_{fI,t}^{\frac{r-1}{r}}]^{\frac{r}{r-1}} \quad (27)$$

Où r est le taux marginal de substitution entre les produits locaux et les produits étrangers dans la production finale. Le producteur de biens finals maximise une fonction de bénéfice qui est sous la forme suivante :

$$\max_{\{z_t, y_{no,t}, y_{fI,t}\}} [p_t z_t - p_{no,t} y_{no,t} - p_{fI,t} y_{fI,t}],$$

tenant compte de la contrainte de production présentée par l'équation (27).

Les conditions de premier ordre sont :

$$y_{no,t} = \left(\frac{p_t}{p_{no,t}}\right)^r (\chi_{no} z_t) \quad (28)$$

$$y_{fI,t} = \left(\frac{p_t}{p_{fI,t}}\right)^r (\chi_f z_t) \quad (29)$$

Ces deux équations déterminent les quantités des inputs requises pour produire une quantité de z_t .

En remplaçant les résultats précédents (équations 28 et 29) dans l'équation (27), il est possible d'avoir le prix des produits finaux en fonction des coûts marginaux, comme suit:

$$\hat{p}_t = (\chi_{no} p_{no,t}^{1-r} + \chi_f p_{fI,t}^{1-r})^{\frac{1}{1-r}} \quad (30)$$

La rigidité des prix est considérée selon le principe de Calvo (1983). La firme change son prix avec une probabilité $(1 - \kappa)$. Le nouveau prix (\hat{p}_t) est déterminé en fonction du prix anticipé \hat{p}_{t+1} et du coût marginal MC_t .

$$p_t^{1-\lambda} = (1 - \kappa) \hat{p}_t^{1-\lambda} + \kappa p_{t-1}^{1-\lambda} \quad (31)$$

$$\hat{p}_t = (1 - B\kappa) MC_t + E_t B\kappa \hat{p}_{t+1} \quad (32)$$

$$MC_t = (\chi_{no} p_{no,t}^{1-r} + \chi_f p_{fI,t}^{1-r})^{\frac{1}{1-r}} \quad (33)$$

1.5. L'État :

L'agent Etat gère le déficit budgétaire. Il collecte les recettes fiscales provenant notamment des fiscalités concernant: le producteur pétrolier, le revenu des ménages et les producteurs de bien final et intermédiaire. Aussi subventionne-t-il le prix de pétrole localement consommé $(\xi_t p_{o,t}^f - p_{o,t})y_{o,t}^I$, octroi des salaires aux fonctionnaires $w_{g,t}N_{g,t}$, et effectue des dépenses d'équipement et de fonctionnement hors salaire et subventions D_t . Explicitement cet agent assure l'affectation de ses ressources vers les différentes dépenses, dont la contrainte budgétaire est comme suit :

$$(\pi_y)(p_{no,t})y_{no,t} + \pi_o (\xi_t p_{o,t}^f)(1 - \alpha_{o,t}^I)y_{o,t} + \pi w_t N_t = (\xi_t p_{o,t}^f - p_{o,t})y_{o,t} + w_{g,t}N_{g,t} + D_t + \varepsilon D_t \quad (34)$$

Où $(\pi_y)(p_{no,t})y_{no,t}$, $\pi_o(\xi_t p_{o,t}^f)(1 - \alpha_{o,t}^I)y_{o,t}$ et $\pi w_t N_t$ représentent respectivement les recettes de la fiscalité parvenant de : la firme non pétrolière, la firme pétrolière et les ménages.

Les dépenses sont constituées des subventions aux quantités des hydrocarbures localement consommées $(\xi_t p_{o,t}^f - p_{o,t})y_{o,t}^I$ et les salaires fournis aux ménages $w_{g,t}N_{g,t}$, avec:

$$w_{g,t} = (1 - \rho_{w_g})w_g + \rho_{w_g}w_{g,t-1}, \quad (35)$$

$$N_{g,t} = (1 - \rho_{N_g})N_g + \rho_{N_g}N_{g,t-1} \quad ^{21}. \quad (36)$$

Les dépenses d'équipement et de fonctionnement, hors traitement et subvention les quantités des hydrocarbures localement consommées, sont capturées par la variable D_t .

1.6. La Banque centrale :

La modélisation de cet agent est d'une grande importance dans ce travail, car il traduit l'objectif de notre problématique quant à l'analyse de la politique monétaire. La quasi-totalité des travaux originaux, menés dans le cadre des modèles DSGE, orientés à l'étude de la politique monétaire utilisent le modèle canonique Néo Keynésien (NK) mis au point par

²¹ $w_{g,t}$, $N_{g,t}$ sont des processus autorégressif d'ordre 1.

Clarida, Gali et al (1999)²², ALL (2005)²³. Le principe d'un modèle NK est une minimisation d'une fonction de perte de type quadratique tenant compte des contraintes économiques représentées par la fonction de la courbe de Philips et celle de la courbe IS.

Dans le rapport de la Banque d'Algérie de (2014)²⁴ nous lisons : «... Enfin, si les signaux pertinents quant à la tendance de l'inflation sont désormais recherchés et suivis de façon rigoureuse, la Banque d'Algérie veille à minimiser tout écart entre la prévision d'inflation à court terme et l'objectif retenu par le Conseil de la Monnaie et du Crédit, en ajustant la conduite opérationnelle de la politique monétaire et retourner à la cible dans un délai raisonnable comme en témoigne l'expérience de l'année 2013.... ».

La Banque d'Algérie déclare qu'elle surveille l'écart entre la prévision de l'inflation et son niveau effectif. Ceci nous permet d'utiliser une fonction de perte, soit de type quadratique, qui capte les écarts des différentes variables de contrôle de la politique monétaire comme suit :

$$L = \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} B^i \left(\lambda \ln \left(\frac{x_t}{\bar{x}} \right)^2 + \theta_{\pi} \ln \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}} \right)^2 + \Pi \ln \left(\frac{e_t}{\bar{e}} \right)^2 + \Gamma \ln \left(\frac{M_t}{\bar{M}} \right)^2 \right) \right\}. \quad (37)$$

La Banque centrale minimise cette fonction de perte comme suit :

$$\max - 1/2 E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} B^i \left(\lambda \ln \left(\frac{x_t}{\bar{x}} \right)^2 + \theta_{\pi} \ln \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}} \right)^2 + \Pi \ln \left(\frac{e_t}{\bar{e}} \right)^2 + \Gamma \ln \left(\frac{M_t}{\bar{M}} \right)^2 \right) \right\},$$

Tenant compte des équations suivantes :

$$- \ln \pi_t = \left(\frac{(1-k)(1-Bk)}{k} \right) \ln(MC_t/p_t) + EB \ln(\pi_{t+1}), \quad (38)$$

$$\ln \left(\frac{x_t}{\bar{x}} \right) = a \ln \left(\frac{m_t}{\bar{m}} \right) + b EB \ln \left(\frac{\pi_{(t+1)}}{\bar{\pi}} \right) + c E \ln \left(\frac{x_{t+1}}{\bar{x}} \right) + \varepsilon_t^x. \quad (39)$$

²²- Clarida R., Gali J. et Gertler M. (1999) : "The science of monetary policy: A New Keynesian perspective". J. Econ. Lit. 37, 1661-1707.

²³- Adolfson M., Laseén S., Lindé J. et Villani M. (2005) : " Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through". Sveriges Riksbank Working Paper Series No. 179 March 2005.

²⁴- Rapport de la Banque d'Algérie de 2014, p. 113.

Les équations N°(38) et N°(39) représentent, respectivement, l'équation de la courbe de Philips et celle de la courbe IS.²⁵

Ce système d'équation est affecté par le choc :

$$\varepsilon_t^x = \left[\frac{1}{\sigma} (1 + \varepsilon_t^p) - \frac{1}{\sigma\bar{\pi}} E_t B (1 + \varepsilon_{t+1}^p) - \left(\frac{\bar{m}}{\bar{x}} \right)^{-\sigma} \left(\frac{1}{\sigma} \right) (1 + \varepsilon_t^p + \varepsilon_t^M) \right] \quad (40)$$

qui est expliqué en fonction du choc sur la demande globale actuel et futur et du choc sur la masse monétaire. Cependant, ce choc est une variable ayant une moyenne expliquée par les états stationnaires de l'inflation, de la masse monétaire et de la production.

L'équilibre macroéconomique $z_t = c_t + I_t + D_t$ peut être formulé sur la base des résultats des conditions de premier ordre. La firme est au cœur de la transformation des intrants de production constitués de capital, de travail et de technologie afin de produire z_t .

2. Estimation et calibrage des paramètres et analyse de la politique monétaire :

2.1. Calibrage et estimation des paramètres :

Les paramètres du modèle sont :

Les paramètres du modèle sont : $\sigma, \pi, n, v, \gamma, s, \zeta, \alpha_{no}, B_{no}, \theta_{no}, \alpha_{Ano}, \pi_y, \pi^s, \lambda, \alpha_o^I, \kappa,$

$B, \alpha_o, B_o, \theta_o, \alpha_{Ao}, \alpha_{p_o}, \alpha_o, \vartheta, u, e, \xi, \varphi_e, \varphi_\xi, r, \chi_{no}, \chi_f, \lambda_t, \Gamma, \Pi, \Lambda, \Theta_\pi.$

Leurs valeurs sont obtenues en utilisant deux approches : calibrage et estimation.

2.1.1. Calibration des paramètres :

Comme dans Almeida (2009)²⁶, les paramètres que nous avons choisi de calibrer touchent surtout trois aspects: (i) ceux qui sont cruciaux pour la détermination de l'état stationnaire; (ii) ceux pour lesquels nous avons des estimations fiables provenant d'autres sources; et (iii) ceux dont

²⁵- Ces deux équations sont obtenues en combinant les équations (31), (32) et (33) pour obtenir l'équation (38). Pour l'obtention de l'équation (39), il suffit de combiner les équations (1) et (2) en tenant compte de l'équilibre macroéconomique.

²⁶- Almeida V. (2009) : "**Bayesian estimation of a DSGE model for the Portuguese economy**". Working Papers N°14 from Banco de Portugal, Economics and Research Department .

les valeurs sont cruciales pour reproduire les principaux ratios clés à l'état stationnaire de l'économie algérienne. Les paramètres calibrés sont présentés dans le tableau suivant.

Tableau (1) : Paramètres calibrés

Paramètres	Valeurs attribuées
Coefficient de variation du taux de change DA/Dollar (φ_{ξ})	0.2635
Coefficient de variation du taux de change DA/euro (φ_e)	0.2934
Coefficient de variation des prix des importations (ρ_{pf})	0.45
Coefficient d'ajustement d'investissement (s)	0.3
Coefficient de dépréciation du capital (ζ)	0.025
Facteur de discounte (B)	0.99
Coefficient de variation du nombre d'heures de travail chez l'agent Etat (ρ_{N_g})	0.98
Le taux d'impôt sur les salaires des ménages (π)	20 %
Taux d'impôt sur les sociétés (π_y)	0.26
La probabilité de Calvo (κ)	0.67
Taux d'impôt sur la fiscalité pétrolière (π_o)	80%

Source : Les paramètres sont calibrés et estimés, par l'auteur, sur la base des séries chronologiques des différentes variables du modèle

Les valeurs des coefficients de variation : φ_{ξ} , φ_e et ρ_{pf} , sont obtenus sur la base des estimations économétriques de leurs processus. Les autres paramètres sont calibrés directement en se basant sur les caractéristiques de l'économie algérienne et en se basant sur les travaux déjà réalisés en la matière, à citer celui de Ben Koudja et Alegret (2011)²⁷ et celui de Ilmane et al.(2013)²⁸.

2.1.2. Estimation des paramètres par l'approche Bayésienne :

Les autres paramètres non calibrés sont estimés à l'aide de la méthode de maximum de vraisemblance. Comme le nombre de variables observées

²⁷- Allegret, J.P., et Benkhodja, M.T). op.cit.

²⁸- Ilmane M. C., Ferhi M. et Boussafi K. op.cit.

est inférieur au nombre de variables du modèle, la fonction de vraisemblance est obtenue en utilisant l'approche Bayésienne (pour plus de détails voir : Schorfheide (2007)²⁹. Les estimations des paramètres par ladite méthode se font en deux étapes. La première consiste à attribuer à chaque paramètre une distribution à priori qui convient avec ses caractéristiques asymptotiques. La seconde étape est d'utiliser ces distributions pour ajuster les valeurs de ces paramètres aux données disponibles³⁰. Ces étapes ainsi que les résultats de l'estimation sont donnés dans le tableau suivant.

Tableau (2) : Les valeurs des paramètres de l'estimation bayésienne

Parameters	prior mean	post. mean	90% HPD interval		Prior	Pstdev
Π	1.000	1.4600	1.4600	1.4600	Inv γ	Inf ³¹
Λ	1.000	0.5958	0.5958	0.5958	Inv γ	Inf
Θ_{π}	1.000	1.0768	1.0768	1.0768	Inv γ	Inf
Γ	1.000	0.8351	0.8351	0.8351	Inv γ	Inf
α_{w_o}	0.200	0.1769	0.1769	0.1769	Beta	0.1000 ³²
α_{w_g}	0.400	0.3988	0.3988	0.3988	Beta	0.1000
$\alpha_{w_{no}}$	0.400	0.3949	0.3949	0.3949	Beta	0.1000
α_{N_o}	0.400	0.3856	0.3856	0.3856	Beta	0.1000
α_{w_o}	0.300	0.2923	0.2923	0.2923	Beta	0.1000
u	0.507	0.5006	0.5006	0.5006	Beta	0.1000
σ	2.000	2.0221	2.0221	2.0221	Inv γ	Inf
κ	0.670	0.3612	0.3612	0.3612	Inv γ	Inf

²⁹- Schorfheide F. et An S. (2006) : "**Bayesian Analysis of DSGE Models**". Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper N° 06-5.

³⁰- Les données relatives à l'économie algérienne utilisées dans cette étude sont celles des variables: PIB, PIB hors hydrocarbures, inflation (IPC), M1, M2, taux de change DA/Dollar et taux de change DA/Euro. Nous avons pris le soin de respecter l'unicité de la source des données qui est IFS sur le site internet : <http://data.worldbank.org/country/algeria>.

³¹- Cette distribution est inverse gamma. Elle est choisie pour les paramètres qui varient avec un standard erreur allant jusqu'à l'infini (Inf).

³²- Cette distribution est celle de beta. Elle est attribuée pour les paramètres ayant une variation dans un intervalle [0,1].

κ_w	0.700	1.1646	1.1646	1.1646	Invg	Inf
ν_m	0.100	0.9974	0.9974	0.9974	Invg	Inf
ν	0.500	0.5406	0.5406	0.5406	Invg	Inf
n	2.000	2.3447	2.3447	2.3447	Invg	Inf
ρ_{p_o}	0.650	0.6398	0.6398	0.6398	Beta	0.1000
α_o	0.970	0.9684	0.9684	0.9684	Beta	0.0100
$\alpha_{o,l}$	0.270	0.2635	0.2635	0.2635	Beta	0.1000
χ_f	0.600	0.5911	0.5911	0.5911	Beta	0.3000
χ_{no}	0.400	0.4477	0.4477	0.4477	Beta	0.3000

Source : résultats d'estimation des paramètres par la méthode bayésienne (les sorties du logiciel Dynare).

L'estimation à posteriori permet de caractériser un ensemble de relations entre les variables macroéconomiques relatives à l'économie algérienne. Ce qui nous importe plus dans cette étude est bien les différents canaux de transmission d'une variante d'effets économiques notamment ceux relatifs à la politique monétaire.

Nous remarquons en premier lieu que le salaire perçu du secteur pétrolier influence plus l'indice général des salaires. La variation des prix des importations en euro influence le prix interne à la hauteur de 11%. Quant à la rigidité des prix, le paramètre de Calvo (κ) est estimé à une valeur de 36%, ce qui indique une moyenne rigidité des prix durant la période de l'étude. L'élasticité de substitution inter-temporelle de la consommation par rapport au salaire (σ) à posteriori est de 2, ce qui indique l'important effet du niveau du salaire des ménages dans leurs décisions de consommation.

Nos simulations indiquent aussi la dominance des importations dans la production finale : plus de 59%. Un taux de 11% des produits intermédiaires sont importés, ce qui peut créer des pressions inflationnistes suite aux variations du taux de change ou des prix externes.

2.2. Simulation des effets de la variation de la masse monétaire

Nous introduisons un choc relatif à la masse monétaire pour caractériser l'action de la Banque d'Algérie. Nous attribuons à ε_t^M la

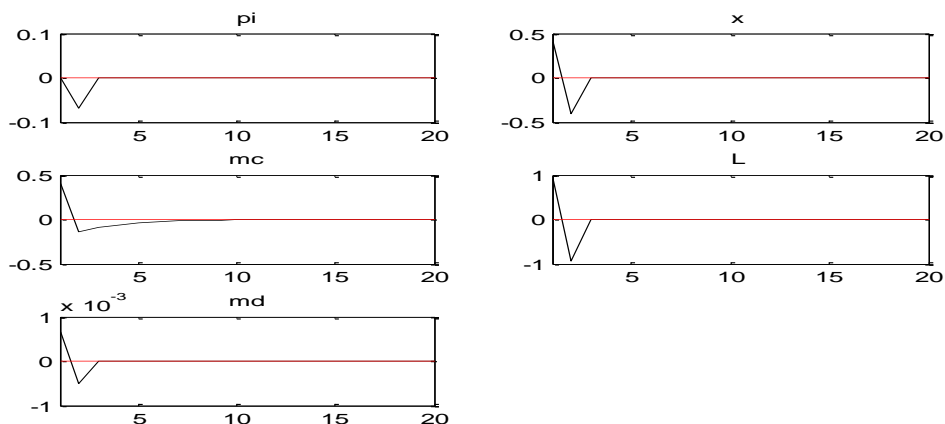
distribution inverse gamma avec une standard erreur de 1%. Ce choc se transmet d'abord à ε_i^x avec un degré estimé par le coefficient $(\frac{\bar{m}}{x})^{-\sigma} \frac{1}{\sigma}$.

Nous remarquons que cette transmission a une relation négative avec le paramètre σ . Si la valeur de ce paramètre est élevée, ça veut dire que les ménages ne réalisent pas de substitution inter-temporelle dans leurs décisions de consommation, il y'aura des pressions inflationnistes. Dans nos estimations à postériori (voir le tableau (2)), la valeur de σ est égale à 2, ce qui veut dire que le ménage algérien transfère facilement ses avoirs monétaires en consommation actuelle.

Toute variation de la masse monétaire se transformera en inflation si le producteur ne suit pas cette variation par une variation de sa production. En d'autres mots, il faut que la politique monétaire influence aussi le comportement du producteur. Si la Banque centrale augmente \bar{m} (la masse monétaire à l'état stationnaire), l'impact du choc de la masse monétaire ε_i^M s'affaiblit davantage. Dans le cas contraire, si $\bar{x} > \bar{m}$, nous remarquons que ladite transmission est plus forte.

La simulation de l'effet de ε_i^M réalise un effet faible sur le reste de l'économie, comme le montre la figure suivante.

Figure 1 : Les impulsions d'une variation de la masse monétaire



Source : les sorties du logiciel Dynare

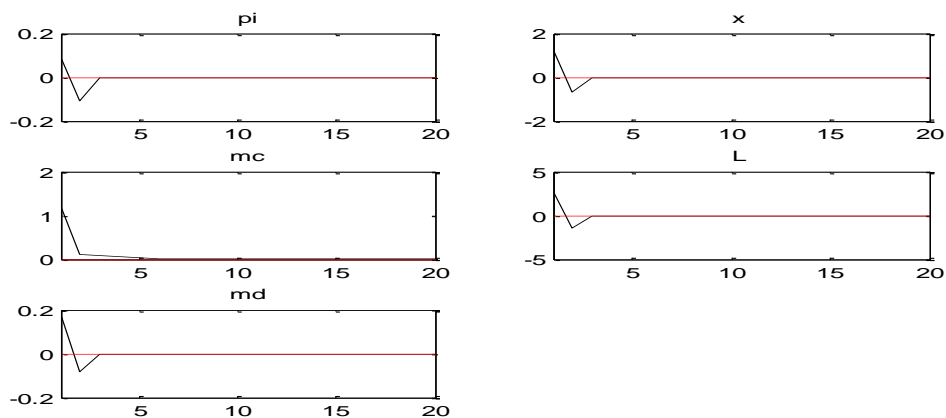
x : la croissance économique,
 L : la perte de la banque centrale,
 md : la masse monétaire demandée par les ménages,
 π : l'inflation,
 mc : les coûts marginaux de production.

La variation de la masse monétaire ne se transmet pas aux autres variables. La matrice de corrélation entre les différentes variables montre une faible liaison entre les différents agents économiques (voir annexe). Selon nos résultats la variation de la masse monétaire n'a pas eu d'effet sur le reste de l'économie. La corrélation entre la variable de la politique monétaire avec le reste des variables est très faible, voire même nulle. La seule corrélation positive est celle avec les salaires qui peut être à cause de l'introduction du stock de monnaie dans la fonction d'utilité des ménages (voir annexe). Il est à remarquer que l'effet de la variation de la masse monétaire ne se transmet pas aux autres variables pour réaliser la transmission indirecte de la politique monétaire.

La situation d'excès de liquidité qui a marqué le marché monétaire à partir de l'année 2001 semble déconnecter le système bancaire de la Banque centrale, qui n'était plus le principal bayeur des fonds et le taux de réescompte était fixe depuis ladite année. Cette situation sépare le reste de l'économie de la politique monétaire. Pour vérifier l'effet de cet excès de liquidité nous simulons les effets de la politique monétaire en réduisant la valeur de \bar{m} pour caractériser la situation de réduction d'excès de liquidité. Les résultats de cette simulation sont expliqués dans la figure (2).

La réduction de l'excès de liquidité a induit une stabilité économique par la réduction de la variation des niveaux des différentes grandeurs macroéconomiques suite à un choc sur la masse monétaire. Ce choc a aussi un effet positif sur l'inflation. Car nous remarquons, à la différence de la figure (1), dans la figure (2) l'inflation répond à la variation de la masse monétaire. Dans le cadre de ce modèle, cette transmission est réalisée suite à la réduction de l'écart existant entre le niveau de la masse monétaire (\bar{m}) et son niveau à l'état stationnaire.

Figure (2) : Simulation de l'effet de la politique monétaire dans le cas d'une réduction d'excès de liquidité.



Source : les sorties du logiciel Dynare.

La résolution de système d'équation de notre modèle en haut à son état stationnaire permet d'écrire l'écart entre le niveau de la masse monétaire et celui ciblé par la Banque centrale en fonction du même écart du côté de l'inflation, comme suit : $\ln\left(\frac{m}{\bar{m}}\right) = \frac{a}{\Gamma} \left(\Theta \pi \frac{1}{\pi} \ln\left(\frac{\pi}{\bar{\pi}}\right)\right)$. Cette équation montre que dans le cas où l'écart entre le niveau de la masse monétaire et de celui à son état stationnaire est grand (dans le cas d'une situation d'excès de liquidité) l'inflation se trouve aussi dans la même situation. Toute tentative de variation de la masse monétaire est absorbée par cet écart entre m et \bar{m} . Dans le cas où l'écart entre m et \bar{m} est réduit, caractérisant l'inexistence d'une situation d'excès de liquidité, la variation de la masse monétaire autour de son état stationnaire va se transmettre plus facilement à celle de l'inflation, ce que nos résultats de la figure (2) montrent.

Dans le contexte réel, tant que la croissance de la masse monétaire est contrôlée par la Banque centrale, la transmission des effets de la politique monétaire est avantageusement garantie. En fait, dans ce cas les banques commerciales sollicitent la Banque centrale pour le refinancement, ce qui

peut forcer la connexion des actions de la Banque centrale avec la sphère réelle.

CONCLUSION

Dans ce travail nous avons élaboré un modèle DSGE caractérisant l'économie algérienne afin d'analyser la politique monétaire telle qu'elle est menée par la Banque d'Algérie. Nous avons introduit dans le modèle quelques caractéristiques de notre économie, tels que : le producteur pétrolier et les subventions des biens de base.

La matrice des corrélations entre les différentes variables de notre modèle indique une faible liaison entre les différents agents économiques. L'importance de la variable relative aux importations dans chaque équation de comportement des différents agents économiques les rend dépendant plus de l'agent extérieur qu'entre eux. Les rentes pétrolières sont la principale source des dépenses publiques ainsi que des subventions des produits de base. La variation de ces rentes atteint surement celle de la production finale qui se traduit par la variation des prix finaux. Les mutations économiques actuelles suite au choc négatif sur le prix international de pétrole depuis 2008 témoignent de l'ampleur des rentes pétrolières dans l'activité économique.

La flambée des prix de pétrole a fait des avoirs externes la principale contrepartie de la croissance monétaire en Algérie. La gestion de cette croissance a échappé au contrôle de la Banque d'Algérie. Ce faible contrôle de la croissance monétaire a causé la faiblesse du pouvoir de la politique monétaire, toute action de la Banque centrale est noyée dans l'excès de liquidité qu'a connu notre économie. La Banque d'Algérie semble être forcée à adopter une politique bien orientée vers la recherche d'une stabilité monétaire: ramener les indicateurs monétaires à des niveaux bien acceptables. Cette situation a éloigné la Banque d'Algérie de mener sa politique comme convenu dans la théorie économique : l'abandon des instruments de politique monétaire conventionnels tels que l'open Market et le réescompte.

La conjugaison de ces deux caractéristiques relatives à l'économie algérienne, voire la faible connexion entre les agents économiques et l'excès de liquidité, peut être la principale cause de la faible transmission des effets de la politique monétaire.

Bibliographie :

1. Adolfson M., Laseén S., Lindé J. et Villani M. (2005): “ **Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through**”. Sveriges Riksbank Working Paper Series No. 179 March 2005.
2. Allegret, J.P., et Benkhodja, M.T., (2011): “ **External Shocks and Monetary Policy in a Small Open Oil Exporting Economy**”. University of Paris West - Nanterre la Défense, EconomiX Working Papers 2011-39.
3. Almeida V. (2009) : “**Bayesian estimation of a DSGE model for the Portuguese economy**”. Working Papers N°14 from Banco de Portugal, Economics and Research Department (2009).
4. Atta-Mensah J. et Dib A. (2003) : “**Bank Lending, Credit Shocks, and the Transmission of Canadian Monetary Policy**”. Banque du Canada, Document de travail 2003-9.
5. Argia M. S., Tambalotti A., Rao K. et Walsh K. (2010): “**Policy Analysis Using DSGE Models: An Introduction**”. FRBNY Economic Policy Review / October 2010.
6. Boumghar M.Y. (2014) : “**La conduite de la politique monétaire en Algérie : un essai d'examen**”. Cahier de cread 2004.
7. Benchimol J. (2013) : “**Money in the Production Function : A New Keynesian DSGE Perspective**”. Working Paper 1304, Research Center ESSEC.
8. Bellal S. (2011) : “**La régulation monétaire en Algérie (1990- 2007)**”. Revue du Chercheur, 2010, pp.15-24. <halshs-00602149>.
9. Bhattacharjee A. et Thoenissen (2008) : “**Productivity, Preferences and UIP deviations in an Open Economy Business Cycle Model**”. centre for dynamic macroeconomic analysis working paper series.

10. Clarida R., Gali J. et Gertler M. (1999) : “**The science of monetary policy: A New Keynesian perspective**”. J. Econ. Lit. 37, 1661–1707.
11. Christiano L. J., Trabandt M. et Walentin K. (2010) : “**DSGE Models for Monetary Policy Analysis**”. National Bureau of Economic Research 1050 Massachusetts Avenue Cambridge, MA 02138 June 2010. Working Paper 16074.
12. Dib A. (2008): “**Dynamic Effects of the U.S. Dollar Fluctuations in a Small Open Oil Exporting Economy: The Case of Algeria**”. CREAD, Cahiers du CREAD n°8586,2008, pages 544.
13. Erceg C., Henderson D. W. et Levin A. T. (2000): “**Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts**”. Journal of Monetary Economics (1999).
14. Gertler M., Sala L. et Trigari A. (2006) : “**An Estimated Monetary DSGE Model with Unemployment and Staggered Nominal Wage Bargaining**”. Prepared for the JMCB conference in honor of Ernst Baltensperger, Bern, Switzerland, 2007.
15. Ilmane M. C., Ferhi M. et Boussafi K. (2013): “**Un modèle macroéconomique DSGE pour l'économie algérienne**”. Travail réalisé dans le cadre du programme national de recherche 27.
16. Jondeau E. et Sahuc J. G. (2008): “**Testing Heterogeneity Within the Euro Area**”. Economics Letters, vol. 99 (1), pp. 192-196.
17. Kilponen J., Vilmunen J. et Vähämaa O. (2013): “**Estimating intertemporal elasticity of substitution in a sticky price model**”. Bank of Finland Research Discussion Papers 9 .
18. Kydland F. E. et Prescott E. C. (1977): “**Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans**”. Journal of Political Economy, 85, 473-492.
19. Kollmann R. (1997): “**The Exchange Rate in a Dynamic-Optimizing Current Account Model with Nominal Rigidities: A Quantitative Investigation**”. IMF Working Paper, WP/97/7 (January).
20. Latrech T. (2012) : “**Ciblage d'inflation et conduite de la politique monétaire en Algérie**”. CREAD, Les cahiers du CREAD n°101.

21. Lucas R. E. (1976) : “**Econometric Policy Evaluation: A Critique**”.
Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1, 19-46.
22. Menaguer N. (2009-2010) : “**La demande de Monnaie en Algérie**” .
Thèse soutenue à Université Abou-Bekr Belkaïd Tlemcen .
23. Ortega E. et Rebei N. (2004) : “**The Welfare Implications of Inflation versus Price-Level Targeting in a Two-Sector, Small Open Economy**”. Banque du Canada, Documentdetravail2006-12.
24. Schorfheide F. et An S. (2006) : “**Bayesian Analysis of DSGE Models**”. Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper N° 06-5.
25. Smets F. et Wouters R. (2003): “**An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area**”, Journal of the European Economic Association, 1123-1175.
26. Smets F. et Wouters R. (2007): “**Shocks and Frictions in US Business Cycles**”. Am. Econ. Rev. 97 (3), 586–606.
27. Smets F. et Wouters R. (2005): “**Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Area Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach**”. Journal of Applied Econometrics.

Annexe: Matrice de transmission des effets des chocs
VARIANCE DECOMPOSITION (in percent) (HP filter, lambda = 1600)

	epsie	epsidl	epsipf	epsipof	epsim	epsip	em	epe
et	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
dlt	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
pft	0.00	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
poft	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
pfl	14.12	8.10	77.79	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
ot	0.03	0.26	88.65	11.06	0.00	0.00	0.00	0.00
port	0.00	3.04	0.01	96.95	0.00	0.00	0.00	0.00
yo	0.00	39.14	0.00	60.86	0.00	0.00	0.00	0.00
wot	4.14	2.25	93.61	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
No	0.00	39.17	0.03	60.80	0.00	0.00	0.00	0.00
pi	5.44	3.00	91.55	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
r	0.00	16.49	0.01	83.51	0.00	0.00	0.00	0.00
po	0.00	17.73	0.00	82.27	0.00	0.00	0.00	0.00
yoI	0.00	39.14	0.00	60.86	0.00	0.00	0.00	0.00
wgt	4.14	2.25	93.61	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
wnot	4.14	2.25	93.61	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
pno	0.00	17.73	0.00	82.27	0.00	0.00	0.00	0.00
yno	0.00	34.64	0.00	65.36	0.00	0.00	0.00	0.00
w	0.24	0.13	5.33	0.00	0.00	0.00	94.31	0.00
Nno	0.00	32.38	0.07	67.55	0.00	0.00	0.00	0.00
Ng	0.18	12.88	21.50	65.43	0.00	0.00	0.00	0.00
N	0.00	30.37	0.08	69.54	0.00	0.00	0.00	0.00
mc	14.12	8.10	77.79	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
prr	3.61	1.97	94.41	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
p	1.59	0.84	97.57	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
D	0.00	56.11	0.00	43.88	0.00	0.00	0.01	0.00
z	0.19	32.06	11.71	56.04	0.00	0.00	0.00	0.00
md	1.25	0.83	81.36	5.93	0.00	0.00	10.63	0.00
L	1.00	20.61	28.20	45.32	0.00	0.00	4.87	0.00
x	0.15	58.51	2.44	38.90	0.00	0.00	0.00	0.00