



Actes de la conférence internationale

*ENJEUX et PERSPECTIVES ÉCONOMIQUES en AFRIQUE
FRANCOPHONE*

Dakar, 4-5-6 février 2019

Politique monétaire et marché du travail en Tunisie : Une approche DSGE

Kawther ALIMI

Doctorante, Université d'Orléans, France et Université de Sfax, Tunisie

kawther.jellid@etu.univ-orleans.fr

RÉSUMÉ *En Tunisie il y a un déséquilibre structurel entre l'offre et la demande d'emploi. Ce déséquilibre tant quantitatif que qualitatif se traduit par un chômage élevé et persistant (Banque Centrale de Tunisie (BCT), 2013). En effet, d'une part le taux de chômage en Tunisie est parmi les plus élevés au monde. D'autre part, plusieurs frictions comme la forte présence des syndicats sur ce marché, l'une des plus importantes frictions selon la littérature, empêchent cet équilibre. Dans ce contexte de frictions structurelles sur le marché du travail accompagné des pressions inflationnistes soutenues en Tunisie les interventions des autorités monétaires sont indispensables, mais peuvent conduire à des effets pervers. Ce papier étudie les effets de la politique monétaire dans un contexte de rigidité nominale des salaires et de chômage involontaire sur le marché de travail à l'aide d'un modèle d'Équilibre Général Stochastique et Dynamique (DSGE). Les résultats montrent que les rigidités sur le marché du travail réduisent considérablement la transmission efficace de la politique monétaire en Tunisie. De plus, une politique restrictive de la BCT, ne permet pas d'atteindre son objectif premier de stabilité des prix, mais conduit plutôt à un ralentissement du niveau de l'activité économique dont le retour à l'équilibre n'est pas assuré même après quarante trimestres.*

MOTS CLÉS *Rigidité de salaire, modèle DSGE, politique monétaire, marché du travail.*

Les idées et opinions exprimées dans les textes sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de l'OFE ou celles de ses partenaires. Aussi, les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions relèvent de la seule responsabilité des auteurs.

Pour citer ce document :

Alimi, K. 2019. « Politique monétaire et marché du travail en Tunisie : Une approche DSGE », dans *Enjeux et perspectives économiques en Afrique francophone* (Dakar, 4 – 6 février 2019). Montréal : Observatoire de la Francophonie économique de l'Université de Montréal, 185-205 pages.

Introduction

Depuis 2010, la Tunisie a été marquée par des transitions sociopolitiques les plus intenses. Ces mouvements dits du « printemps arabe » ont bouleversé l'économie du pays. Durant cette période, le pays a dû faire face à des turbulences socioéconomiques dont le chômage était la principale cause. Ce qui a conduit le pays vers des transitions difficiles avec des contrecoups. D'un côté, le pays a enregistré en 2017 un taux de croissance économique de 2.6%, soit le taux le plus faible par rapport aux autres pays de l'Afrique du Nord (après la Mauritanie) (Banque Africaine de Développement (BAD), 2018). De l'autre côté, des pressions inflationnistes ne cessent d'augmenter déséquilibrant l'économie du pays. Celles-ci ont atteint un taux record de 7.4 % en 2018, suite à une forte dépréciation du dinar (Institut National de la Statistique (INS), 2018). En outre, la situation du marché du travail en Tunisie était déjà déplorable en 2010 et n'a fait que se détériorer depuis lors. Ses principales caractéristiques sont notamment un taux de chômage élevé et un fort désengagement du marché du travail. Le chômage en Tunisie reste élevé et son taux se maintient à 15.5% en 2018 (INS, 2018). Ce taux est bien plus important pour les jeunes et les diplômés de l'enseignement supérieur (Organisation Internationale du Travail (OIT), 2018).

Actuellement, le pays se trouve à la croisée des chemins et doit trouver le juste équilibre entre, d'une part, l'appui au développement de sa croissance et la création de nouveaux emplois. D'autre part, elle doit sauvegarder son équilibre macroéconomique et freiner le taux d'inflation élevé et en accroissement quasi continu. De tout ce qui précède, on peut donc se poser la question de savoir : quels sont les effets de la politique monétaire dans un contexte de frictions structurelles sur le marché de travail en Tunisie ? En d'autres termes, quel est l'effet sur le niveau de chômage ? Comment réagissent les autres grandeurs macroéconomiques ?

L'objectif de cet article est d'examiner les effets de la politique monétaire en Tunisie dans un contexte d'imperfections sur le marché de travail. Cet examen sera fait à l'aide d'un modèle Dynamique Stochastique d'Équilibre Général (DSGE). Cette recherche est subdivisée en trois parties. La première consiste à faire une revue de littérature sur l'objet de l'étude. La deuxième partie présente la justification du choix du modèle d'estimation. Enfin, la troisième partie donne les résultats des estimations et les discussions.

1. Un aperçu de littérature

Un intérêt particulier a été porté dans la littérature aux effets de la politique monétaire dans un contexte de frictions sur le marché du travail et de leurs impacts sur le de chômage, les salaires et l'inflation (Bodart et al., 2006). Comme le soulignent Moyen et Sahuc (2005), le fonctionnement du marché de travail influe sur la dynamique des cycles économiques et est crucial pour les décisions de politique monétaire. Certaines études ont d'ailleurs montré que l'existence des frictions sur le marché de travail est la principale cause de la présence d'un arbitrage entre inflation/chômage à court terme (Faia, 2009). Cependant, cette hypothèse a jusqu'alors été rarement introduite dans les modèles néokeynésiens.

Plusieurs types de frictions peuvent exister sur un marché du travail allant des rigidités réelles et nominales des salaires jusqu'à l'appariement et la présence des syndicats sur ce dernier (Adjemian et Devulder, 2011). Dans le cadre d'un marché de travail non walrasien, Moyen et Sahuc (2005) ont étudié les effets de l'introduction des frictions du marché du travail sur la dynamique de la politique monétaire dans la zone euro. Les simulations dans le cadre d'un modèle dynamique stochastique d'équilibre général montrent qu'il existe une relation de complémentarité indispensable entre les frictions du marché de travail et les rigidités nominales. Le même constat a été observé par Blanchard et Gali (2010). En se basant sur un modèle néokeynésien, Gali (2010), montre que les effets des frictions du marché de travail, notamment le chômage et la rigidité des salaires, peuvent influencer de manière significative la réponse de l'économie aux chocs. Cependant, Faccini et al. (2011) constatent que la rigidité nominale des salaires améliore l'ajustement du modèle. Pour le cas américain, Gertler et al. (2008) estiment un modèle avec une main-d'œuvre indivisible et coûteuse, pour conclure que la rigidité nominale des salaires correspond mieux aux données par rapport à la version avec des salaires flexibles. Testant empiriquement les effets de la présence des rigidités des salaires réels sur l'emploi et la productivité, les travaux de Riggi (2010) et Riggi et Tancioni (2010) ont montré une augmentation de l'emploi suite à un choc technologique positif, contrairement aux résultats trouvés par des études antérieures, dont Gali (1999), Francis et Ramey (2005).

Dans le cas tunisien, la rigidité des salaires peut s'expliquer essentiellement par la forte et permanente présence des syndicats de travail¹. D'ailleurs, les politiques salariales de l'État et l'action des syndicats sous forme de politique règlementaire et de négociation collective sont souvent perçues comme des facteurs de rigidité des salaires et donc de distorsions (Adjemian et Devulder, 2011). Cela indique une friction intrinsèque qui ne peut être négligée. De ce fait, de telles caractéristiques du marché du travail tunisien, telles que la faible dynamique de l'emploi, le rythme d'ajustement des salaires et le niveau élevé de chômage, créent un aspect de rigidité du marché du travail (Bertola, 1999 ; Cadiou et al., 1999) qu'il convient d'étudier en profondeur.

2. Le modèle

Le modèle développé dans cet article est celui d'un DSGE d'une petite économie ouverte. Il est basé sur les travaux d'Adolfson et al. (2007), Blanchard et Gali (2010) et Sheen et Wang (2016). Dans cette économie, les firmes productrices des biens domestiques produisent des biens intermédiaires en utilisant du capital et du travail. Ces biens intermédiaires peuvent être vendus à d'autres firmes produisant un bien final, ou exportés sur les marchés étrangers. Les firmes importatrices importent de biens intermédiaires. Ces derniers seront combinés à la suite par les firmes produisant les biens finaux domestiques, vendus sur les marchés domestiques et étrangers. Par ailleurs, les ménages offrent leur travail différencié dans une situation monopolistique suivant un mécanisme à la Calvo (1983). Sur ce marché du travail, il y a une friction sous forme de rigidité nominale des salaires. Celle-ci est modélisée via une forte présence des syndicats sur le marché du travail domestique.

En premier lieu, nous reprenons une première hypothèse d'Adolfson et al. (2007) pour incorporer des rigidités réelles via la formation des habitudes de consommation. En second lieu, nous reprenons la seconde hypothèse de Blanchard et Gali (2010) et Sheen et Wang (2016), qui porte sur la présence de frictions sur le marché de travail telle que la rigidité des salaires nominaux et le chômage involontaire.

¹ En Tunisie, on note essentiellement l'Union Générale des Travailleurs Tunisiens (UGTT) et Union Tunisienne de l'Industrie, du Commerce et de l'Artisanat (UTICA).

2.1. Entreprises productrices de biens domestiques

2.1.1 Biens finaux domestiques

Un producteur final peut combiner des biens intermédiaires, en les transformant en un bien homogène final. Ce dernier peut être utilisé pour la consommation et l'investissement, tant dans les économies nationales que les économies étrangères. Les biens finaux sont agrégés par la formule suivante :

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{i,t}^{\frac{1}{\lambda_t^d}} d_i \right]^{\lambda_t^d}, \quad 1 \leq \lambda_t^d < \infty \quad (1.2)$$

Où $Y_{i,t}$ désigne le produit intermédiaire acheté avec $i \in [0, 1]$. λ_t^d est le *markup* pour le marché des biens domestiques, qui est censé suivre un processus stochastique persistant. La maximisation du profit par l'entreprise des biens finaux donne la courbe de demande suivante pour le produit intermédiaire i :

$$Y_{i,t} = \left[\frac{P_t^d}{P_{i,t}^d} \right]^{\frac{\lambda_t^d}{\lambda_t^d - 1}} Y_t \quad (2.2)$$

Où $P_{i,t}^d$ est le prix de produit intermédiaire de la firme (i), et P_t^d est le prix du bien final.

2.1.2 Biens intermédiaires domestiques

Les entreprises intermédiaires sont soumises à la concurrence monopolistique. La technologie de production utilisée par chacune est la suivante :

$$Y_{i,t} = z_t^{1-\alpha} E_t K_{i,t}^\alpha N_{i,t}^{1-\alpha} - z_t \phi \quad (3.2)$$

ϕ est un coût fixe généré par un choc technologique permanent z_t . $K_{i,t}$ et $N_{i,t}$ sont respectivement les services du capital et de la main-d'œuvre utilisés dans le processus de production. z_t et E_t sont respectivement, des chocs technologiques permanents et temporaires identiques indépendants et distribués (iid).

2.1.3 Firmes importatrices domestiques

Les entreprises importatrices achètent des biens homogènes au prix mondial donné et les transforment en biens de consommation différenciés C^m . Si on désigne par \mathfrak{I}_i les importations de la firme (i), alors la quantité agrégée des importations \mathfrak{I}_t , est telle que :

$$\mathfrak{S}_t = \left[\int_0^1 (\mathfrak{S}_{it})^{\frac{1}{\lambda_t^\alpha}} di \right]^{\lambda_t^\alpha}, 1 \leq \lambda_t^\alpha < \infty \quad (4.2)$$

La maximisation du profit permet de déduire la demande de biens de consommation importés:

$$\mathfrak{S}_t = \left(\frac{P_t^\alpha}{P_{i,t}^\alpha} \right)^{\frac{\lambda_t^\alpha}{\lambda_t^\alpha - 1}} \mathfrak{S}_t \quad (5.3)$$

Où P_t^α représente le prix total des marchandises importées et $P_{i,t}^\alpha$, est le prix des marchandises importées fixées par la firme (i)². Durant chaque période, seulement la partie $(1 - \xi^\alpha)$ des entreprises importatrices peuvent réoptimiser leurs prix. Pour la partie restante $(\xi \lambda^\alpha)$, ils vont simplement indexer leur prix à l'inflation importée $P_t^\alpha = \pi_{t-1}^\alpha P_{t-1}^\alpha$.

Soit S_t^n le taux de change nominal (monnaie nationale par unité de monnaie étrangère) et P_t^c le niveau de prix agrégé à l'étranger. Vu que les entreprises importatrices peuvent différencier et remballer les marchandises importées sans coût, le coût

marginal sera le prix relatif entre le prix de revient et le prix de vente : $mc_t^a = \frac{P_t^c S_t^n}{P_t^a}$.

Pour les entreprises intermédiaires nationales, la maximisation des profits conduit à une nouvelle courbe de Phillips keynésienne pour les prix à l'importation s'écrivant comme suit :

$$\hat{\pi}_t^a = \frac{\beta}{1+\beta} E_t[\hat{\pi}_{t+1}^a] + \frac{1}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1}^a + \frac{(1-\xi^\alpha)(1-\beta\xi^\alpha)}{\xi^\alpha(1+\beta)} [\hat{\lambda}_t^a + \widehat{mc}_t^a] \quad (6.2)$$

2.1.4 Firmes exportatrices

Les entreprises d'exportation achètent les produits finis domestiques au prix P_t^d , les différencient et les vendent à l'étranger. La demande du produit $X_{i,t}$ de la firme (i) est

la suivante : $X_t = \left[\frac{P_t^x}{P_t^c} \right]^{-\eta f} Y_t^c$. Avec Y_t^c la production étrangère, ηf l'élasticité de

substitution dans l'économie étrangère, et P_t^c le niveau général des prix. Pour chaque

² Un prix incomplet (*pass-through*) provient du fait que les entreprises importatrices fixent leurs prix à la Calvo (1983). Le *markup* λ_t^α est comme suit : $\lambda_t^\alpha = (1 - \rho \lambda^\alpha) \lambda_t^\alpha + \rho \lambda^\alpha \lambda_{t-1}^\alpha + \varepsilon_t^\lambda$

période seulement $(1 - \xi_x)$ des entreprises exportatrices peuvent réoptimiser leurs prix à $P_{t,new}^x$, et pour le reste, les firmes indexent leur prix par rapport à l'inflation passée des exportations : $P_t^x = \pi_{t-1}^x P_{t-1}^x$. Comme aucun service de main-d'œuvre et de

capital n'est utilisé, le coût marginal pour les entreprises exportatrices est $mc_t^x = \frac{P_t^d}{S_t^n P_t^x}$.

La maximisation du profit conduit à une nouvelle courbe de Phillips keynésienne pour les prix à l'exportation comme suit :

$$\hat{\pi}_t^x = \frac{\beta}{1+\beta} E_t[\hat{\pi}_{t+1}^x] + \frac{1}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1}^x + \frac{(1-\xi_x)(1-\beta\xi_x)}{\xi_x(1+\beta)} [\hat{\lambda}_t^x + \widehat{mc}_t^x] \quad (7.2)$$

2.2. Ménages

Il existe un continuum de ménages indexés par j et repartis sur l'intervalle $[0, 1]$. Chaque ménage retire une utilité de la consommation des biens finals C_j , avec un degré de lissage à la consommation³ $b \in [0, 1]$, et de la détention d'encaisses réelles,

qui s'élève suite à un choc technologique permanent à $\frac{Q_{j,t}}{z_t P_t^d}$; et une désutilité en offrant du travail $N_{j,t}$.

Le ménage de type j retire une utilité de la consommation des biens nationaux C_t^d et importés C_t^m :

$$C_t = \left[(1 - w_c) \frac{1}{\eta_c} (C_t^d)^{\frac{\eta_c - 1}{\eta_c}} + w_c \frac{1}{\eta_c} (C_t^m)^{\frac{\eta_c - 1}{\eta_c}} \right]^{\frac{\eta_c}{\eta_c - 1}} \quad (8.2)$$

Où w_c est la part des biens de consommation importés dans la consommation globale et η_c est l'élasticité de substitution entre les biens de consommation nationaux et étrangers.

La contrainte budgétaire du ménage est la suivante :

$$P_t C_t^d + P_t^{m,c} C_t^m = P_t^c C_t \quad (9.2)$$

En maximisant la fonction de consommation globale sous cette contrainte budgétaire, on obtient les fonctions de consommation optimale :

³ $(b C_{j,t-1})$ Permet d'appréhender la persistance dans les évolutions de la consommation suite à un choc d'offre aléatoire.

$$C_t^d = (1 - w_c) \left[\frac{P_t^d}{P_t^c} \right]^{-\eta_c} C_t, \quad (10.2)$$

$$C_t^m = w_c \left[\frac{P_t^{m,c}}{P_t^c} \right]^{-\eta_c} C_t, \quad (11.2)$$

Où P_t^c est l'indice de prix à la consommation (IPC) d'une unité C_t :

$$P_t^c = \left[(1 - w_c) (P_t^d)^{1-\eta_c} + w_c (P_t^{m,c})^{1-\eta_c} \right]^{\frac{1}{1-\eta_c}} \quad (12.2)$$

De même, les ménages prennent des décisions d'investissement, avec un investissement global I_t tel que $I_t = I_t^d$. Le stock de capital physique accumulé par les ménages \check{K}_{t+1} est donnée par :

$$\check{K}_{t+1} = (1 - \delta_k) \check{K}_t + \Gamma_t \left[1 - \check{S} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] I_t + \Delta_t \quad (13.2)$$

Où δ_k est le taux d'amortissement. Γ_t est un choc technologique stationnaire spécifique à l'investissement avec $E[\Gamma_t] = 1$. Δ_t représente les ménages ayant accès à un marché où ils peuvent acheter de nouveaux capitaux installés \check{K}_{t+1} auprès d'autres ménages⁴. Puisque tous les ménages sont identiques, à l'équilibre $\Delta_t = 0$. À l'état stationnaire :

$$\check{K}_{t+1} = (1 - \delta_k) \frac{\check{K}_t}{\mu_t^z} + \Gamma_t f(i_t, i_{t-1}, \mu_t^z) + \frac{\Delta_t}{z_t} \quad (14.2)$$

Les décisions optimales sur l'actif domestique et la détention d'obligations étrangères des ménages donnent une condition de parité des taux d'intérêt non couverts ajustée au risque :

$$\hat{R}_t - \hat{R}_t^f = E_t [\hat{S}_{t+1}^n - \hat{S}_t^n] - \check{\phi}_a \hat{a}_t + \hat{\phi}_t \quad (15.2)$$

⁴ Plus des détails empiriques sont fournis par Adolfson et al. (2007), Christiano et al. (2005).

Où $\hat{\phi}_t$ est le choc variant dans le temps de la prime de risque des obligations étrangères, qui est supposée suivre un processus autorégressif d'ordre un (AR (1))⁵.

Les ménages travaillent et épargnent pour financer leur consommation courante et future du bien final de façon à maximiser leur utilité intertemporelle. L'épargne des ménages prend la forme de bons de Trésor domestiques et étrangers. Les ménages choisissent également leur niveau d'offre de travail fourni aux entreprises, leur niveau d'investissement et leur taux d'utilisation du capital. À l'instar d'Adolfson et al. (2007), nous notons la fonction d'utilité intertemporelle du ménage comme suit :

$$E_0^i \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\xi_t^c \ln(C_{j,t} - b C_{j,t-1}) - \xi_t^N A_L \frac{N_{j,t}^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} + A_q \frac{\left(\frac{Q_{j,t}}{z_t P_t^d}\right)^{1-\sigma_q}}{1-\sigma_q} \right] \quad (16.2)$$

Où β indique le taux d'escompte. ξ_t^c désigne les chocs de préférences de consommation des ménages, et ξ_t^N sont les chocs d'offre de travail⁶. A_L est une constante positive⁷. La contrainte budgétaire finale du ménage représentatif (i) s'écrit de la manière suivante :

$$M_{t+1} + S_t^n B_{t+1}^i + P_t^c C_t + P_t^i I_t + P_t^d (\check{a}(u_t) \check{K}_t + P_t^k \Delta_t) \\ \check{R}_{t-1} (M_t - Q_t) + Q_t + \Pi_t + W_t N_t + R_t^k u_t \check{K}_t + R_{t-1}^i \Phi \left(\frac{A_{t-1}}{z_{t-1}}, \check{\phi}_{t-1} \right) S_t^n B_t^i \quad (17.2)$$

La partie de droite de la contrainte budgétaire (17.2), $[R_{t-1}^i \check{R}_{t-1} \dots]$, présente le revenu disponible du ménage composé des intérêts domestique et étranger sur la richesse plus le revenu sur offre de travail. Au temps t, le ménage de type i détient un total des actifs nominaux domestiques M_t (sous forme de liquidités Q_t , ou d'actifs générant des intérêts intérieurs $(M_t - Q_t)$), un montant d'obligations étrangères B_t^i rémunérées à un taux d'intérêt R_t^i . Le ménage reçoit aussi un salaire $W_t N_t$ des entreprises domestiques, et détient des actifs financiers sous forme de soldes de trésorerie, de dépôts bancaires nationaux et d'obligations étrangères B_t^i . Ces dernières

⁵ On désigne par « un processus autorégressif », un modèle de [régression](#) pour [séries temporelles](#) dans lequel la série est expliquée par ses valeurs passées plutôt que par d'autres variables.

⁶ À l'équilibre E $[\xi_t^i \check{c}=1$ et $\xi_t^i = (\xi_t^i - 1) \check{c}$, $i \in \{c, N\}$, pour plus de détails voir Adolfson et al. (2007).

⁷ $\xi_t^N A_L t^{\sigma_L}$ est la désutilité du ménage (1 \check{c} s'il est employé et 0 sinon).

sont rémunérées à un taux d'intérêt R_{t-1}^i . Ils peuvent également épargner en obligations étrangères, qui paient un taux d'intérêt brut avant impôts ajustés au risque

de $R_{t-1}^i \Phi \left(\frac{A_{t-1}}{Z_{t-1}}, \check{\phi}_{t-1} \right) S_t^n B_t^i$. Où P_t^c est le prix du bien final ; Π_t sont les profits des

entreprises nationales ; $P_t^c C_t$ sont les dépenses de consommation et $P_t^i I_t$ sont les dépenses d'investissement. Comme dans Lundvik (1992), Benigno (2001), Adolfson

et al. (2007) et Sheen et Wang (2016), le terme $\Phi \left(\frac{A_{t-1}}{Z_{t-1}}, \check{\phi}_{t-1} \right)$ est une prime de risque

sur les obligations étrangères qui dépend de la position extérieure nette totale réelle de

l'économie nationale $A_t \equiv \frac{S_t^n B_{t+1}^i}{P_t^d}$ (Schmitt-Grohé et Uribe, 2003).

2.3. Marché du travail

Nous modélisons un marché de travail avec l'hypothèse de rigidités nominales sur les salaires selon Pedersen et Ravn (2013). Le recours à cette hypothèse est requis par la forte corrélation positive entre la dynamique des fluctuations du chômage et la rigidité nominale des salaires des ménages (Gali, 2010). Dans notre modèle, les rigidités nominales des salaires sont intégrées via la théorie de Calvo (1983). Cela implique que chaque main-d'œuvre peut réoptimiser son salaire à chaque période seulement avec une probabilité θ , et sans prendre en compte du temps s'étant écoulé depuis sa dernière réoptimisation. En conséquence, le salaire restera fixé pour une durée moyenne de $1/\theta$. On suppose dès lors l'existence de différents types de travail hétérogènes spécialisés offerts par les ménages dans différents domaines. Nous supposons l'existence d'un continuum de syndicats représentant chacun les différents types de main-d'œuvre.

$$MRS_t \equiv \frac{\chi_t O_t (N_t)^\phi}{\lambda_t}$$

(18.2)

Où $MRS_t \equiv -\frac{U_{N,t}}{U_{C,t}}$ est le taux marginal de substitution entre la consommation et le loisir du ménage, $\phi > 0$ est l'inverse de l'élasticité de Frisch⁸, χ_t est un choc exogène d'offre de travail qui s'écrit $\frac{\chi_t}{\dot{\chi}} = \left(\frac{\chi_{t-1}}{\dot{\chi}}\right)^{\rho\chi} \exp(\varepsilon_t^\chi)$, avec ε_t^χ est un *i.i.d* stochastique de moyenne zéro et de variance σ^χ , et $0 < \rho\chi < 1$. L'équation (18.2) suppose une baisse de la désutilité marginale du travail, de sorte que chaque individu sera prêt à travailler à un taux de salaire plus bas :

$$O_t = \frac{z_t}{(C_t - hC_{t-1})(1 + \tau_t)\left(\frac{P_t^C}{P_t}\right)\frac{1}{con_t}} = z_t \lambda_t, \quad (19.2)$$

Avec z_t évolue comme suit :

$$z_t = z_{t-1}^{1-\nu} \left[(C_t - hC_{t-1})(1 + \tau_t)\left(\frac{P_t^C}{P_t}\right)\frac{1}{con_t} \right]^\nu \quad (20.2)$$

Où $\nu \in [0, 1]$. Suivant Gali (2011), on interprète z_t comme un lissage de la consommation agrégée⁹. Le paramètre ν est l'effet de richesse contre l'offre d'une unité de main-d'œuvre¹⁰.

En équilibre, un ménage se présentera sur le marché du travail si et seulement si les avantages nets dépassent la désutilité totale de son travail. Nous pouvons écrire cette condition comme suit :

$$\lambda_t (1 - \tau_t^n) w_t \geq Y_t(j), \quad (21.2)$$

Avec τ_t^n est le taux d'imposition sur le revenu, $\lambda_t (1 - \tau_t^n) w_t$ est le taux de salaire réel après impôt, et $Y_t(j)$ est la désutilité totale du travail. La force de travail L_t en équilibre s'écrit :

⁸ $1/\phi$ est la mesure d'une unité de travail offerte par le ménage suite à une augmentation de 1% du salaire réel. À l'équilibre, la désutilité de travailler plus, doit être compensée par ce que le salaire réel peut acheter en termes d'utilité. Pour plus de détails voir Gali (2011).

⁹ O_t est < 1 si la consommation augmente plus rapidement que cette tendance régulière Z_t .

¹⁰ Lorsque ν est proche de 1, les effets de la richesse contre l'offre de travail sont très élevés, mais ces effets disparaissent si ν tend vers 0.

$$L_t = \left(\frac{(1 - \tau_t^n) w_t}{\chi_t z_t} \right)^{\frac{1}{\phi}}$$

(22.2)

Définissons finalement la fonction de chômage $U_t \equiv \frac{L_t}{N_t}$ comme le rapport entre l'offre globale du travail et le nombre total des employés (Pedersen et Ravn, 2013).

2.4. Politique monétaire

Dans notre modèle, la banque centrale représente l'autorité monétaire du pays. Elle contrôle le taux d'intérêt nominal, et utilise ce taux comme instrument principal dans la conduite de sa politique monétaire¹¹. Comme dans Gertler et Karadi (2011), la banque centrale fixe son taux d'intérêt de court terme en appliquant la règle monétaire suivante :

$$\hat{R}_t = \rho_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_R) [r_\pi \hat{\pi}_{t-1}^c + r_y \hat{y}_{t-1} + r_s \hat{s}_{t-1}^r] + \epsilon_t^R \quad (23.2)$$

Où \hat{R}_t est le taux d'intérêt à court terme, $\hat{\pi}_t^c$ est le taux d'inflation, \hat{y}_t est l'écart de production (*output gap*) et \hat{s}_{t-1}^r est le taux de change effectif réel linéaire avec

$S_t^r = S_t^n \frac{P_t^c}{P_t}$. Le paramètre $\rho_R \in [0, 1]$ et mesure le lissage du taux d'intérêt (*smoothing parameter*). r_π, r_y et r_s mesurent respectivement les réponses du taux d'intérêt¹² à

l'inflation passée, à l'écart de production et au taux de change réel. ϵ_t^R est un choc stochastique et exogène à la politique monétaire.

¹¹ Nous supposons ici que la politique monétaire vise à stabiliser l'inflation autour de sa cible et à contrôler les inefficiences induites par l'existence de rigidités nominales.

¹² Le lien entre les taux d'intérêt nominal et réel est donné par la relation Fisher suivante : $1 +$

$R_t = r_{t+1} \frac{P_{t+1}}{P_t}$, avec R_t est le taux d'intérêt nominal et r_{t+1} est le taux d'intérêt réel.

3 Estimation

3.1. Données

On se base pour l'estimation du modèle sur la méthode bayésienne¹³. Ce dernier est identifié avec des séries trimestrielles pour la Tunisie, extraites de la base des données Datastream. La Zone Euro, est considérée comme l'économie étrangère dans notre modélisation. Les données de cette dernière sont issues de l'Eurostat. Le modèle construit sera estimé et implémenté par le logiciel Dynare 4.5.6 et Matlab 2016a.

La période d'observation est étalée sur les trimestres allant de 2000T1 à 2016T4. Sur cette période, il se dégage dix variables d'étude pour la Tunisie : l'indice des prix à la consommation, le taux de change effectif réel, le PIB, la consommation, l'investissement, l'importation, l'exportation, le taux de chômage, le salaire réel et le taux d'intérêt directeur. Par rapport à l'économie étrangère, trois variables ont été retenues : l'indice des prix à la consommation, le taux d'intérêt directeur et le PIB.

3.2. Calibration et distribution *a priori* des paramètres

Le principe de la calibration consiste à attribuer des valeurs aux paramètres du modèle en se basant sur des travaux antérieurs effectués pour des économies similaires à certains faits stylisés de l'économie tunisienne¹⁴.

Le facteur d'escompte β est calibré à 0.985¹⁵ ce qui coïncide avec un taux d'intérêt réel annuel de 6% à l'état stationnaire tel qu'il est observé dans les données tunisiennes (Jouini et Rebei, 2014). La calibration d'un taux de chômage d'équilibre \hat{U} est de 15.3%, est conforme au marché du travail tunisien au cours de la période considérée. À l'instar d'Aissa et Rebei (2012), nous fixons le taux de dépréciation δ_k à 0,0241, et la part de production de la main-d'œuvre α à 0,3. Nous suivons la démarche de Soulaïma et Besma (2015) pour fixer la part de consommation dans les importations

¹³ Contrairement aux autres approches, l'approche bayésienne consiste à prendre en considération les croyances de l'économètre sur les paramètres lors de la transformation de la fonction de vraisemblance du modèle (Smets et Wouters, 2003 ; Gelman, 2006 ; Koopman, et al., 2007 ; Adjemian et Pelgrin, 2008 ; Adjemian et Devulder, 2011).

¹⁴ La principale idée de cette démarche consiste à révéler dès le départ, la stationnarité de l'économie, avant de l'exposer à des chocs exogènes. Ceci est dans l'intention de créer une situation initiale donnée et de procéder à des incidences empiriques du modèle (Coupet et Renne, 2008 ; Mankiw, 2010).

¹⁵ Avec un taux d'intérêt annuel d'équilibre de 6% on peut calculer le taux d'escompte comme suit : $\beta = 1/(1+0.06/4) = 0.985$ (voir king et al., 1988).

ω_c à 0.68. Comme Adolfson et al. (2007), nous considérons que la fonction de demande de monnaie σ_q est égale à 10.62, l'élasticité de l'offre de travail σ_L à 0.786 et le paramètre qui détermine le niveau d'utilité des soldes réels A_q à 0,21. Aussi, nous fixons le *markup* sur le salaire à l'état stationnaire λ^w à une valeur égale à 1,5. Le paramètre d'utilité A_L est établi à 1, ce qui va, par conséquent, avoir des effets sur le niveau d'équilibre de la désutilité marginale du travail, le salaire réel, et le ratio capital-travail (Sheen et Wang, 2016).

Pour les *a priori* du modèle, nous nous appuyons sur la littérature (Smets et Wouters, 2003, 2005, 2007 ; Adolfson et al., 2007 ; Drissi, 2014). Une distribution Bêta est choisie pour les paramètres qui doivent être comprises entre 0 et 1, tels que les paramètres de persistance. Pour les élasticités, les markups à l'état d'équilibre et l'écart type des chocs, nous nous attendons à ce que la masse de la distribution soit concentrée à de petites valeurs, sans exclure que des grandes valeurs sont aussi possibles. De ce fait, des distributions gamma inverses sont utilisées. Nous utilisons simplement des distributions normales pour le reste des *a priori*. Nous accordons des valeurs standards nulles pour le choc d'investissement importé et le choc des salaires nominaux $\epsilon_t^{\lambda^m}$ et $\epsilon_t^{\lambda^w}$.

4. Résultats et discussions

4.1 Résultats et Estimations des « *posteriors* »

Les estimations du modèle (voir annexes) montrent que le paramètre b , qui représente les habitudes de consommation des ménages (rigidité réelle), est égale à 0,8147. Cette valeur est proche de 0,79 trouvé par Christiano et al. (2010). Ce résultat indique que les ménages préfèrent lisser leur consommation. Concernant le paramètre de prime de risque, la valeur estimée est 0,014. Ceci indique qu'une augmentation de 1% des actifs étrangers nets réduit le taux d'intérêt domestique de 0,014%. Ce résultat corrobore les prédictions de Sheen et Wang (2016). Ces auteurs attestent que, plus ce paramètre est faible en valeur absolue, plus il est statistiquement significatif. Quant au paramètre de persistance du salaire réel, il est estimé à 0,8453, ce qui montre que l'économie tunisienne est caractérisée par une forte rigidité des salaires réels. Concernant l'élasticité de substitution de la consommation importée par rapport à celle

domestique est de l'ordre de 1,9395. Ceci révèle une forte sensibilité de la demande de biens de consommation importés aux variations du prix relatif.

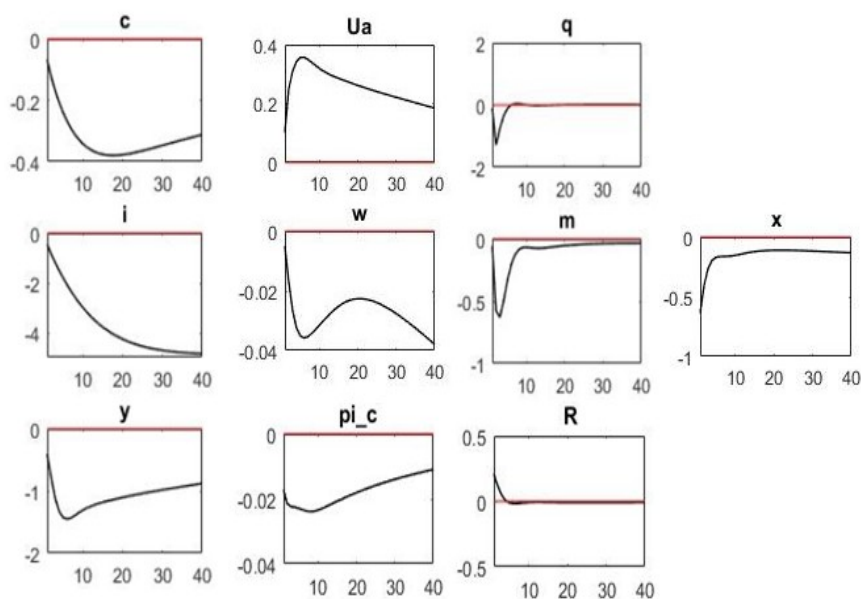
Ces estimations peuvent être plus appréhendées par les réponses des fonctions impulsionnelles suite à un choc monétaire. Ceci sera l'objet de la section suivante.

4.2 Fonctions de réponses impulsionnelles

Généralement, ces fonctions sont utilisées pour démontrer la réaction des variables du modèle aux différents chocs qui touchent l'économie. À ce stade, nous analysons les contrecoups d'un choc de politique monétaire restrictive, sous forme d'une augmentation du taux d'intérêt directeur nominal (R) de 1%. Le graphique ci-dessous montre que cette politique a comme effet d'une part, de baisser l'investissement et la consommation globale des ménages, ce qui réduit par conséquent l'*output*. Ce résultat corrobore ceux de Kamber et al. (2016). D'autre part, l'augmentation du taux d'intérêt n'a pas pu diminuer le taux d'inflation que d'une faible proportion (0,02%), sans pour autant se répercuter sur le taux de change réel. De ce fait, cette austérité monétaire aura des répercussions néfastes sur l'économie dans son ensemble.

En outre, puisque le salaire nominal est fixé initialement via les interventions

Figure 1. Réponses impulsionnelles des variables macroéconomiques du modèle suite à un choc de politique monétaire



syndicales sur le marché du travail, et qu'il y a une diminution des prix intérieurs, cela

peut se traduire par la diminution du salaire réel après le choc. Pareillement, la baisse de la demande combinée à des niveaux d'investissement plus faibles, augmente le taux de chômage. Ceci est conforme à la loi d'Okun (1962).

Conclusion

L'objectif de cette étude est d'analyser les effets de la politique monétaire en Tunisie sur le taux de chômage dans un contexte de rigidité sur le marché du travail. Pour ce faire, nous avons adopté un modèle DSGE d'une petite économie ouverte avec chômage involontaire et rigidités nominales des salaires.

Les estimations empiriques sur des données trimestrielles de la fonction de réaction de la BCT, concluent l'existence d'un fort paramètre de lissage des taux d'intérêt (proche de 0,70). Ceci traduit l'objectif de la BCT de stabiliser les anticipations et les variables internes de l'économie tunisienne d'une manière générale. Cette politique de fixation des taux est bien, conformément à la nouvelle orientation de la politique monétaire dont la stabilité financière est l'un de ses objectifs.

Les résultats dynamiques de notre modèle qui étaient établis sur les fonctions de réponses impulsionnelles montrent que l'objectif de stabilité des prix ne peut malheureusement se réaliser qu'au prix d'une augmentation du taux de chômage et d'un ralentissement du niveau d'activité de façon probablement permanente.

Bibliographie

- Adjemian, S., & Devulder, A. (2011).** Évaluation de la politique monétaire dans un modèle DSGE pour la zone euro. *Revue française d'économie*, 26(1), 201-245.
- Adjemian, S., & Pelgrin, F. (2008).** Un regard bayésien sur les modèles dynamiques de la macroéconomie. *Economie & prévision* (2), 127-152.
- Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., & Villani, M. (2007).** Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through. *Journal of International Economics*, 72(2), 481-511.
- Aissa, M. S. B., & Rebei, N. (2012).** Price subsidies and the conduct of monetary policy. *Journal of macroeconomics*, 34(3), 769-787.
- Banque Africaine de Développement, BAD (2018).** *Perspectives économiques en Afrique du Nord 2018*.
- Banque Centrale de Tunisie, BCT (2013).** *Rapport annuel de 2013*.
- Benigno, P. (2001).** Price Stability with Imperfect Financial Market Integration, *mimeo, NYU*.
- Bertola, G. (1999).** Microeconomic perspectives on aggregate labor markets. *Handbook of labor economics*, 3, 2985-3028.
- Blanchard, O., & Gali, J. (2010).** Labor markets and monetary policy: A New Keynesian model with unemployment. *American economic journal: macroeconomics*, 2(2), 1-30.
- Bodart, V., De Walque, G., Pierrard, O., Sneessens, H. R., & Wouters, R. (2006).** Nominal wage rigidities in a new Keynesian model with frictional unemployment.
- Cadiou, L., Guichard, S., & Maurel, M. (1999).** *La diversité des marchés du travail en Europe : quelles conséquences pour l'union monétaire : Deuxième partie, Les implications macro-économiques de la diversité des marchés du travail : CEPII*.
- Calvo, G. A. (1983).** Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005).** Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 113(1), 1-45.
- Christiano, L. J., Trabandt, M., & Walentin, K. (2010).** Involuntary unemployment and the business cycle: National Bureau of Economic Research.
- Coupet, M., & Renne, J.-P. (2008).** Réformes fiscales dans un modèle DSGE France en économie ouverte. *Economie & prévision* (2), 199-222.

Drissi, r. et Gaaloul, s. (2013). *optimal monetary policy with two competing pricing modeling in an estimated DSGE model for Tunisia.* paper presented at the 11th EBES conference.

Duncan, R. (2014). Institutional quality, the cyclicality of monetary policy and macroeconomic volatility. *Journal of macroeconomics*, 39, 113-155.

Faccini, R., Millard, S., & Zanetti, F. (2011). Wage rigidities in an estimated DSGE model of the UK labour market.

Faia, E. (2009). Ramsey monetary policy with labor market frictions. *Journal of monetary Economics*, 56(4), 570-581.

Francis, N., & Ramey, V. A. (2005). Is the technology-driven real business cycle hypothesis dead? Shocks and aggregate fluctuations revisited. *Journal of monetary Economics*, 52(8), 1379-1399.

Gali, J. (1999). Technology, employment, and the business cycle: do technology shocks explain aggregate fluctuations? *American economic review*, 89(1), 249-271.

Gali, J. (2010). Monetary policy and unemployment: National Bureau of Economic Research.

Gali, J. (2011). The return of the wage Phillips curve. *Journal of the European Economic Association*, 9(3), 436-461.

Gelman, A. (2006). Prior distributions for variance parameters in hierarchical models (comment on article by Browne and Draper). *Bayesian analysis*, 1(3), 515-534.

Gertler, M., & Karadi, P. (2011). A model of unconventional monetary policy. *Journal of monetary Economics*, 58(1), 17-34.

Gertler, M., Sala, L., & Trigari, A. (2008). An estimated monetary DSGE model with unemployment and staggered nominal wage bargaining. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(8), 1713-1764.

Institut National de la Statistique (INS) (2018). <http://www.ins.nat.tn/>

Jouini, N., & Rebei, N. (2014). The welfare implications of services liberalization in a developing country. *Journal of Development Economics*, 106, 1-14.

Kamber, G., McDonald, C., Sander, N., & Theodoridis, K. (2016). Modelling the business cycle of a small open economy: The Reserve Bank of New Zealand's DSGE model. *Economic Modelling*, 59, 546-569.

Koopman, S. J., N. Shephard, and D. Creal (2007). Testing the assumptions behind importance sampling. Unpublished manuscript, Department of Econometrics, Vrije Universiteit.

Lundvik, P. (1992). Foreign demand and domestic business cycles: Sweden 1891-1987: Chapter.

Mankiw, N. G. (2010). Questions about fiscal policy: Implications from the financial crisis of 2008-2009. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 92(May/June 2010).

Moyen, S., & Sahuc, J.-G. (2005). Incorporating labour market frictions into an optimising-based monetary policy model. *Economic Modelling*, 22(1), 159-186.

Organisation internationale du Travail ,OIT (2018). Emploi et questions sociales dans le monde. *Tendances 2018 Genève, Bureau international du Travail, 2018.* Première édition.

Pedersen, J., & Ravn, S. H. (2013). What drives the business cycle in a small open economy? Evidence from an estimated DSGE Model of the Danish economy: *Danmarks Nationalbank Working Papers*.

Riggi, M. (2010). Nominal and real wage rigidities in New Keynesian models: a critical survey. *Journal of Economic Surveys*, 24(3), 539-572.

Riggi, M., & Tancioni, M. (2010). Nominal vs real wage rigidities in New Keynesian models with hiring costs: A Bayesian evaluation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(7), 1305-1324.

Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, 61(1), 163-185.

Sheen, J., & Wang, B. Z. (2016). Assessing labor market frictions in a small open economy. *Journal of macroeconomics*, 48, 231-251.

Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123-1175.

Smets, F., & Wouters, R. (2005). Bayesian new neoclassical synthesis (NNS) models: Modern tools for central banks. *Journal of the European Economic Association*, 3(2□3), 422-433.

Smets, F., & Wouters, R. (2005). Comparing shocks and frictions in US and euro area business cycles: a Bayesian DSGE approach. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 161-183.

Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *The American Economic Review*, 97(3), 586-606.

Soulaima, A., & Besma, B. (2014). A Welfare Based Approach for choosing the Inflation Targeting and the Exchange Regime in Tunisia. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 6(12), 919.

Annexes

Indice	Description	Valeur	Source
β^B	Taux d'escompte	0.985	Jouini and Rebei (2014)
δ_k	Taux de dépréciation	0.0241	Aissa, Rebei (2012)
α	Part de capital	0.35	Aissa, Rebei (2012)
ω_c	Part d'importation de biens de consommation	0.68	Soulaima, Besma (2015)
λ^w	Le <i>markup</i> sur le travail à l'état stationnaire	1.5	Drissi, Gaaloul (2013)
σ_L	Élasticité de l'offre du travail	0.786	Naoussi and Tripier (2012)
A_L	Paramètre de désutilité du travail	1	Sheen and Wang (2016)
A_q	Paramètre de l'utilité de monnaie	0.21	Abdelli, Belhadj (2015)
\hat{U}	Niveau de chômage à l'état stationnaire	0.153	Taux de chômage d'équilibre en Tunisie
$\hat{\pi}^d$	Niveau de l'inflation des biens domestiques à l'équilibre	1	Abdelli, Belhadj (2015)

Tableau des Estimations des distributions prior et posterior

		<i>Prior</i>			<i>posterior</i>		
		Distribution	Moy	90% HPD interval	Moy	pstdev	
Description des paramètres							
b	Formation des habitudes	Beta	0,65	0,7781	0,8512	0,8147	0,1
$\tilde{\varnothing}_a$	Prime de risqué	InvGamma	0,01	0,0131	0,015	0,014	0,002
\tilde{S}''	Bosse du coût d'ajustement des investissements	Normal	2,694	1,4247	3,0335	2,3937	2,5
η_c	Élasticité de substitution entre les différents types de biens de consommation importés	InvGamma	1,5	1,8601	3,0487	1,9395	4
η_f	Élasticité de substitution entre les différents types de biens exportés	InvGamma	1,5	2,8034	4,238	3,5499	4
$\hat{\lambda}_{mc}$	Le <i>markup</i> sur les prix des biens de consommation importés à l'état stationnaire	InvGamma	1,2	1,025	1,1163	1,0768	2
$\hat{\lambda}^d$	Le <i>markup</i> sur les prix des biens de production domestique à l'état stationnaire	InvGamma	1,2	3,1686	4,9898	4,1157	2
$\hat{\mu}^z$	Taux de croissance à l'état stationnaire	Normal	1,004	1,0166	1,0167	1,0167	0,002
f	Persistance du salaire réel AR (1)	Beta	0,675	0,7552	0,9308	0,8453	0,1
ξ_d	Firmes domestique	Beta	0,5	0,1536	0,2622	0,2113	0,2
ξ_c^m	Firmes d'importation des biens de consommation	Beta	0,5	0,1423	0,292	0,2107	0,2
ξ_x	Exportateur	Beta	0,5	0,5853	0,7939	0,6957	0,2
Paramètres de la politique monétaire							
ρ_R	Paramètre de lissage de la règle monétaire	Beta	0,8	0,6685	0,7164	0,6912	0,05
r_π	Paramètre de la règle de Taylor lié à l'inflation	Normal	1,7	1,7209	2,0132	1,8718	0,3
r_y	Paramètre de la règle de Taylor lié au taux de croissance de l'output	Normal	0,125	0,1478	0,1762	0,16	0,05
r_x	Paramètre de réponse du taux de change réel	Normal	0	0,0014	0,0478	0,024	0,05
Paramètres de persistance							

ξ_{ε}^C	Préférences de consommation	Beta	0,85	0,7033	0,7932	0,745	0,1
ξ_{ε}^N	Préférences des heures de travail	Beta	0,85	0,5326	0,7203	0,6281	0,1
ρ_{μ^z}	Croissance de la technologie permanente	Beta	0,85	0,8182	0,9009	0,8589	0,1
ρ_{ε}	Déviations de la technologie temporaire	Beta	0,85	0,9784	0,9992	0,9880	0,1
ρ_{ϕ}	Prime de risque	Beta	0,85	0,7495	0,8067	0,7799	0,1
ρ_{Γ}	Technologie spécifique à l'investissement	Beta	0,85	0,9902	0,9997	0,9953	0,1
ρ_{ξ^*}	Technologie étrangère asymétrique	Beta	0,85	0,9854	1	0,993	0,1
ρ_{λ^x}	<i>markup</i> sur l'export	Beta	0,5	0,9887	0,9998	0,9945	0,2

Chocs exogènes

σ_{μ^z}	Écart type du choc technologique permanent	InvGamma	0,5	0,2908	0,502	0,3959	2
σ_{ε}	Écart type du choc technologique temporaire	InvGamma	0,5	0,7243	1,0164	0,8715	2
σ_{ξ^C}	Écart type du choc sur la préférence de consommation	InvGamma	0,5	1,3715	2,1063	1,7359	2
σ_{ξ^N}	Écart type du choc sur la préférence de l'offre de travail	InvGamma	0,5	0,1505	0,4293	0,2906	2
σ_{Γ}	Écart type du choc sur la technologie spécifique à l'investissement	InvGamma	0,5	0,1752	0,2854	0,23	2
σ_{ϕ}	<i>Markup</i> sur la prime de risque	InvGamma	0,5	2,0843	2,6707	2,3568	2
σ_R	Écart type du choc monétaire	InvGamma	0,5	2,2158	2,8549	2,5122	2
σ_{ξ^*}	Écart type du choc sur la technologie étrangère asymétrique	InvGamma	0,5	2,3559	3,266	2,7717	2
σ_{λ^d}	Écart type du choc du <i>markup</i> sur la production domestique	InvGamma	0,5	0,1076	0,2071	0,1575	2
$\sigma_{\lambda^{mc}}$	Écart type du choc du <i>markup</i> sur la consommation importée	InvGamma	0,5	0,1167	0,2603	0,1931	2
σ_{λ^x}	Écart type du <i>markup</i> sur l'export	InvGamma	0,5	0,4116	0,8169	0,6224	2