

Variantes en Univers Incertain*

Stéphane Adjemian

Université du Maine, GAINS et CEPREMAP

Christophe Cahn

Banque de France, DAMEP

Antoine Devulder

Banque de France, DAMEP

Nicolas Maggiar

Banque de France, DAMEP

15 mai 2007

Version préliminaire – commentaires bienvenus

Résumé

Nous proposons d'illustrer l'intérêt de l'approche bayésienne dans le cadre de l'évaluation des politiques économiques, réalisée le plus souvent à l'aide de variantes. Nous présentons un modèle d'équilibre général stochastique dynamique (DSGE) pour la zone euro. L'estimation bayésienne de ce modèle mesure l'incertitude sur les paramètres, qui se traduit en une incertitude sur les variantes. Nous donnons une application pratique en simulant les effets d'une politique fiscale (choc de TVA annoncé).

Mots-clés: DSGE, zone euro, rigidités nominales, estimation bayésienne.

Classification JEL: E4, E5.

1 Introduction

Les modèles d'équilibre général intertemporels stochastiques (MEGIS, ou DSGE en anglais) se sont progressivement imposés comme des outils de la modélisation macroéconomique. Initialement développés dans le monde académique, leur utilisation s'est plus récemment étendue aux institutions en charge de la politique économique, suite aux travaux de Smets et Wouters (2003). Ces modèles présentent des avantages par rapport aux modèles macroéconométriques utilisés habituellement dans ces institutions¹, parmi lesquels deux nous paraissent majeurs. D'une part, leur construction repose sur un cadre théorique cohérent fondé sur des comportements optimisateurs des agents, ce qui n'est pas le cas des modèles économétriques. D'autre part, tournés vers le passé, ces modèles macroéconométriques ne permettent pas de tenir compte de l'impact des anticipations des agents sur l'économie, et sont la cible de la critique

* Banque de France, DAMEP, 31 rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris Cedex, France. Correspondant: christophe.cahn@banque-france.fr. Cette étude s'inscrit dans le cadre d'un programme de travail développé à la Banque de France. Nous remercions Gilbert Cette, Olivier de Bandt et Jean-Pierre Villette pour leurs commentaires sur une version antérieure, Jean Pierre Laffargue et un rapporteur anonyme. Les opinions exprimées ici n'engagent que les auteurs, et pas les institutions auxquelles ils sont affiliés.

1. Voir, par exemple, le modèle MASCOTTE, Baghli et al. (2004).

de Lucas (1976)². Néanmoins, les modèles d'équilibre général restent beaucoup trop stylisés pour pouvoir s'adapter au cadre comptable désagrégé généralement exploité dans le discours institutionnel.

Comme la prise en compte des anticipations est indispensable dans la modélisation de variantes relatives à des chocs futurs annoncés, nous utilisons dans cet article un modèle d'équilibre général intertemporel pour analyser les effets d'une modification permanente et annoncée d'une politique fiscale future. À titre d'illustration, nous nous intéressons aux effets d'une politique consistant à augmenter le taux de TVA dans la zone euro *ceteris paribus*.

Comme nous ne connaissons pas de façon certaine le modèle qui génère les données (DGP, pour *data generating process*), il convient de rendre compte de l'incertitude sur les résultats obtenus, en raisonnant en termes de fourchette. L'incertitude sur le DGP peut porter sur la spécification d'un modèle paramétré et sur la valeur de ses paramètres. Dans la suite, nous allons fixer la forme du modèle, puis nous caractériserons l'incertitude sur le DGP à l'aide d'une densité jointe sur les paramètres du modèle. Nous projeterons alors cette incertitude dans l'espace des variantes.

La démarche poursuivie dans ce papier procède en trois étapes. Dans un premier temps, nous posons un modèle DSGE en économie fermée sur la zone euro. Nous suivons Smets et Wouters (2003), le modèle contient un certain nombre de rigidités nominales, sur les prix et les salaires, ainsi que réelles, avec coût d'ajustement sur l'investissement et l'utilisation du capital. La deuxième étape consiste à caractériser l'incertitude relative au modèle en construisant la densité jointe de ses paramètres; c'est pourquoi nous adoptons une approche bayésienne. Le modèle définit la densité jointe d'un ensemble de variables (inflation, salaire réel, *et cetera*) conditionnellement aux paramètres; la méthode bayésienne permet d'inverser celle-ci et de mettre à jour nos croyances *a priori* sur le DGP pour construire la densité jointe des paramètres conditionnellement aux données (la densité *a posteriori*). Dans la dernière étape, on traduit la densité postérieure des paramètres en une incertitude sur les variantes.

L'exercice de variante est basé sur une version déterministe du modèle DSGE (*ie* les variances des chocs stochastiques sont nulles). Le modèle DSGE n'est indispensable que dans la deuxième étape, pour écrire la fonction de vraisemblance associée au modèle théorique et caractériser l'incertitude sur les paramètres structurels. Le choix du modèle est évidemment discutable. Nous prenons le parti de rester le plus proche possible du modèle considéré par Smets et Wouters (2003). Ce choix est motivé par le relativement bon comportement du modèle lorsqu'il est confronté aux données³ et par le fait qu'il se soit imposé dans le monde institutionnel comme un modèle canonique.

2. Voir Fève (2005) pour une discussion des différentes méthodologies.

3. Par exemple, les deux auteurs montrent que la qualité d'ajustement de ce modèle est comparable à celle d'un modèle VAR (*ie* un modèle qui n'exploite aucune contrainte théorique).

La suite de l'article se présente de la manière suivante ; la section 2 décrit les équations du modèle, puis nous présentons les résultats de l'estimation dans la section 3. Un exercice de variante est discuté dans la section 4. La section 5 conclut.

2 Description du modèle

Le modèle choisi dans ce papier considère la zone euro comme une économie fermée. Par de nombreux aspects, il se rapproche du modèle développé par Smets et Wouters (2003): rigidités nominales à la Calvo (1983) sur la formation des prix et des salaires, rigidités réelles telles que des coûts d'ajustement sur le capital et sur le niveau d'utilisation des capacités de production, ainsi que des formations d'habitudes sur la consommation. De plus, nous ajoutons des chocs fiscaux au modèle original afin de tenir compte des effets de modifications des prélèvements obligatoires.

2.1 Les ménages

Nous considérons un continuum de ménages $m \in [0,1]$, chacun offrant un travail différencié. L'utilité instantanée de la consommation de chaque ménage dépend positivement de la consommation C_t^m relativement à une variable d'habitude externe H_t^m : $U_t^m = (C_t^m - H_t^m)^{1-\sigma_c} / (1 - \sigma_c)$, où σ_c correspond à l'élasticité intertemporelle de substitution de la consommation. On suppose que la variable d'habitude externe est proportionnelle à la consommation agrégée passée: $H_t^m = hC_{t-1}^m$. La désutilité instantanée du travail de chaque ménage dépend positivement du travail l_t^m : $V_t^m = \varepsilon_t^L (l_t^m)^{1+\sigma_l} / (1 + \sigma_l)$ où σ_l correspond à l'élasticité de l'effort de travail et ε_t^L représente un choc d'offre de travail dont le logarithme suit un processus AR(1). Chaque ménage m maximise une fonction d'utilité intertemporelle $\mathcal{U}_t^m = \mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \varepsilon_{t+j}^B (U_{t+j}^m - V_{t+j}^m)$, avec ε_t^B un choc de préférence dont le logarithme suit un AR(1) et β le facteur d'escompte social.

Le revenu total des ménages est la somme des revenus salariaux augmentés des flux nets issus de la détention de titres contingents⁴ (A_t^m), des revenus du capital détenus diminués du coût $\psi(z_t)$ lié aux variations du taux d'utilisation des capacités de production⁵ (z_t), des dividendes versés par les firmes du secteur intermédiaire en concurrence imparfaite, et des transferts nets du gouvernement Ω_t . De plus, le revenu des ménages est soumis à deux taxes, portant sur les revenus du travail (τ_t^W) et du capital (τ_t^K)⁶. Les revenus du ménage m s'écrivent alors:

$$Y_t = (\tau_t^W w_t^m l_t^m + A_t^m) + (\tau_t^K r_t^K z_t K_{t-1} - \psi(z_t) K_{t-1}) + Div_t + \Omega_t$$

Les ménages maximisent leur fonction objectif sous la contrainte budgétaire intertemporelle donnée par:

4. L'hypothèse de la détention de titres contingents implique que les ménages sont assurés contre les variations de leur revenus différenciés du travail de telle sorte que les choix intertemporels des ménages sont identiques, tout en gardant des salaires différenciés (Christiano et al., 2005).

5. On suppose qu'à l'état stationnaire, la fonction $\psi(\cdot)$ vérifie $\psi(\bar{z}) = 0$, où \bar{z} est la valeur à l'équilibre du taux d'utilisation des capacités de production. De plus, on suppose $\psi''(\bar{z}) \neq 0$ et on pose $\Psi = \psi'(\bar{z})/\psi''(\bar{z})$.

6. Les deux variables τ_t^W et τ_t^K sont inférieures à un et représentent les parts disponibles des revenus salarial et financier (en dehors du coût lié aux variations du taux d'utilisation du capital).

$B_t/(R_t P_t) \leq B_{t-1}/P_t + Y_t - \tau_t^C C_t - I_t$. Ils détiennent leur richesse sous forme de titres B_t et de capital. Le revenu et la richesse des ménages peuvent être utilisés pour la consommation et l'investissement en capital physique, dont la loi d'évolution s'écrit:

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + \left[1 - S \left(\varepsilon_t^I \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] I_t \quad (1)$$

où ε_t^I est un choc déformant le coût d'ajustement $S(\cdot)$, fonction qui vérifie $S(1) = S'(1) = 0$, et $\delta \in]0,1[$ le taux de dépréciation. Les titres sont détenus sur une période et sont rémunérés au facteur d'intérêt nominal R_t . Par ailleurs, un facteur de taxe τ_t^C est appliqué à la consommation.

2.1.1 Comportements d'épargne et de consommation

La maximisation de la fonction objectif des ménages sous la contrainte budgétaire par rapport à la consommation et la détention d'actifs fournit les conditions d'optimalité suivantes:

$$\mathbb{E}_t \left\{ \beta R_t \frac{\lambda_{t+1} P_t}{\lambda_t P_{t+1}} \right\} = 1$$

où λ_t correspond à l'utilité marginale de la consommation, donnée par:

$$\lambda_t = \frac{\varepsilon_t^B}{\tau_t^C} (C_t - H_t)^{-\sigma_c}$$

La combinaison de ces deux équations donne la condition de premier ordre usuelle pour la croissance de la consommation, tenant compte de l'existence de la formation d'habitudes externes. En notant $\pi_t = P_t/P_{t-1}$, l'arbitrage intertemporel est résumé par :

$$\frac{\varepsilon_t^B}{\tau_t^C} (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma_c} = \mathbb{E}_t \left\{ \beta \frac{\varepsilon_{t+1}^B}{\tau_{t+1}^C} (C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma_c} \frac{R_t}{\pi_{t+1}} \right\} \quad (2)$$

2.1.2 Investissement et accumulation du capital

Les ménages détiennent le stock de capital qu'ils louent aux firmes du secteur intermédiaire au taux r_t^K . Une augmentation de l'offre de services de capital peut provenir soit de l'investissement, utilisable la période suivante, soit de l'augmentation du taux d'utilisation du capital déjà installé; chacune de ces deux opérations génère un coût, pris en compte par les fonctions $S(\cdot)$ et $\psi(\cdot)$.

En notant le prix relatif du capital $Q_t = \mu_t/\lambda_t$, où μ_t est le prix implicite d'une unité de capital, les conditions d'optimalité par rapport au choix sur le niveau de capital, de l'investissement et du taux d'utilisation des capacités donnent les relations suivantes:

$$Q_t = \mathbb{E}_t \left\{ \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} [\tau_{t+1}^K r_{t+1}^K z_{t+1} - \psi(z_{t+1}) + Q_{t+1}(1 - \delta)] \right\} \quad (3)$$

$$Q_t \left[\left(1 - S \left(\frac{\varepsilon_t^I I_t}{I_{t-1}} \right) - \frac{\varepsilon_t^I I_t}{I_{t-1}} S' \left(\frac{\varepsilon_t^I I_t}{I_{t-1}} \right) \right) \right] + \mathbb{E}_t \left\{ \beta Q_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \varepsilon_{t+1}^I \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 S' \left(\frac{\varepsilon_{t+1}^I I_{t+1}}{I_t} \right) \right\} = 1 \quad (4)$$

$$\tau_t^K r_t^K = \psi'(z_t) \quad (5)$$

2.1.3 Offre de travail

Les ménages offrant un travail différencié, ils conservent un pouvoir de marché sur la détermination de leur salaire. Nous supposons l'existence d'une agence qui propose une offre de travail agrégée L_t , obtenue par la combinaison de l'offre de travail de chaque ménage selon une fonction de type Dixit-Stiglitz : $L_t = \left(\int_0^1 (l_t^m)^{\frac{\nu-1}{\nu}} dm \right)^{\frac{\nu}{\nu-1}}$ où ν se définit comme l'élasticité de l'effort de travail au salaire. L'agence d'emploi maximise son profit, étant donnés les salaires nominaux différenciés des ménages $P_t w_t^m$ et l'offre de salaire nominal agrégée $P_t w_t$ ⁷. Il en résulte la fonction de demande suivante :

$$l_t^m = \left(\frac{w_t^m}{w_t} \right)^{-\nu} L_t \quad (6)$$

En utilisant la condition de profit nul à l'optimum, nous obtenons la définition du salaire nominal agrégé : $W_t = \left(\int_0^1 (W_t^m)^{1-\nu} dm \right)^{\frac{1}{1-\nu}}$. Néanmoins, comme Ecerge et al. (2000), nous supposons que les ménages ne peuvent pas optimiser leur salaire à chaque date. Avec la probabilité ξ_w , le ménage m ne peut pas ajuster son salaire de manière optimale. Le salaire nominal suit alors l'évolution suivante: $W_t^m = \bar{\pi}_t^{\gamma_w} \pi_{t-1}^{1-\gamma_w} W_{t-1}^m$, *ie* la variation du salaire instantanée d'un ménage qui n'a pas eu l'opportunité de choisir le niveau optimal est indexée sur une combinaison convexe de l'inflation passée π_{t-1} et de la cible d'inflation, éventuellement variable, de la banque centrale $\bar{\pi}_t$. Avec la probabilité $1 - \xi_w$, le ménage m a la possibilité de choisir son niveau optimal de salaire \tilde{W}_t^m .

Les conditions d'optimalité issues de la maximisation de la fonction objectif du ménage m par rapport au choix du salaire optimal, en tenant compte des chocs idiosyncratiques qu'il subit, donnent les relations suivantes:

$$\pi_t \tilde{w}_t^m = \frac{\nu}{1-\nu} \frac{\mathcal{H}_{1,t}}{\mathcal{H}_{2,t}} \quad (7)$$

avec $\mathcal{H}_{1,t}$ et $\mathcal{H}_{2,t}$, deux fonctions vérifiant les récurrences:

$$\mathcal{H}_{1,t} = \varepsilon_t^B V_t^{m'} l_t^m + \beta \xi_w \mathbb{E}_t \{ \mathcal{H}_{1,t+1} \} \quad (8)$$

$$\mathcal{H}_{2,t} = \frac{\varepsilon_t^B U_t^{m'} \tau_t^W l_t^m}{\tau_t^C \pi_t} + \beta \xi_w \bar{\pi}_{t+1}^{\gamma_w} \pi_t^{-\gamma_w} \mathbb{E}_t \{ \mathcal{H}_{2,t+1} \} \quad (9)$$

$U_t^{m'}$ et $V_t^{m'}$ étant respectivement l'utilité marginale de la consommation et la désutilité marginale du travail, définis par:

$$V_t^{m'} = \varepsilon_t^L (l_t^m)^{\sigma_l} \quad (10)$$

$$U_t^{m'} = (C_t - h C_{t-1})^{-\sigma_c} \quad (11)$$

Enfin, la distinction entre les ménages qui ont la possibilité d'optimiser leur salaire et ceux qui ne l'ont pas amène à réécrire la définition du salaire agrégé:

$$w_t^{1-\nu} = (1 - \xi_w) \tilde{w}_t^{1-\nu} + \xi_w \left(\frac{\bar{\pi}_t^{\gamma_w} \pi_{t-1}^{1-\gamma_w}}{\pi_t} w_{t-1} \right)^{1-\nu} \quad (12)$$

7. On note en minuscule le salaire réel et en majuscule le salaire nominal.

2.2 Les firmes et la fixation des prix

2.2.1 Secteur du bien final

Le secteur du bien final est caractérisé par une firme représentative qui agrège la production d'un continuum de firmes intermédiaires $f \in [0,1]$. Ces firmes produisent chacune un bien différencié y_t^f et sont en concurrence monopolistique. La fonction d'agrégation de type Dixit-Stiglitz est définie par: $Y_t = \left(\int_0^1 (y_t^f)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} df \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$ où ϵ est l'élasticité prix de la demande. Cette firme représentative maximise son profit étant donné le prix des biens intermédiaires P_t^f et le prix du bien final P_t . Il résulte de ce comportement les fonctions de demande suivantes pour les biens intermédiaires: $y_t^f = (P_t^f / P_t)^{-\epsilon} Y_t$. La définition du prix du bien final s'obtient alors en utilisant la condition de profit nul à l'optimum et donne: $P_t = \left(\int_0^1 (P_t^f)^{1-\epsilon} df \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}}$.

2.2.2 Secteur des biens intermédiaires

Nous supposons que la technologie de production de toutes les firmes du secteur des biens intermédiaires est identique et peut être représentée par une fonction de type Cobb-Douglas: $y_t^f = \varepsilon_t^a (\tilde{K}_t^f)^\alpha (L_t^f)^{1-\alpha} - \Phi$ où \tilde{K}_t^f est le capital utilisé défini par:

$$\tilde{K}_t^f = z_t K_t^f, \quad (13)$$

ε_t^a est un choc de productivité, et $\Phi > 0$ représente un coût fixe tel que le profit d'une firme intermédiaire est nul dans le long terme⁸.

En supposant que les marchés de facteurs de production sont parfaitement concurrentiels, une firme $f \in [0,1]$ cherche à minimiser ses coûts sous sa contrainte technologique. La résolution de son programme donne la relation suivante:

$$\frac{\tau_t^l w_t L_t^f}{\tau_t^r r_t^K \tilde{K}_t^f} = \frac{1-\alpha}{\alpha}, \quad \forall f \in [0,1] \quad (14)$$

où τ_t^i , $i \in \{l,r\}$, sont deux facteurs de taxes sur les coûts du travail et du capital. Les décisions sur la combinaison optimale des facteurs de production sont alors identiques entre les firmes intermédiaires. Après réarrangement de ces équations, on peut donner l'expression du coût marginal réel des firmes intermédiaires:

$$mc_t = \frac{(\tau_t^r r_t^K)^\alpha (\tau_t^l w_t)^{1-\alpha}}{\varepsilon_t^a \alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}} \quad (15)$$

Le coût marginal réel, qui apparaîtra dans la courbe de Phillips, augmente avec les impôts et diminue avec un choc de productivité. On peut noter aussi qu'il ne dépend pas de f .

Le profit nominal de la firme f à la date t s'écrit: $\Pi_t^f = (\tau_t^y P_t^f - P_t mc_t)(P_t^f / P_t)^{-\epsilon} Y_t - P_t mc_t \Phi$, où τ_t^y est un choc fiscal sur le revenu de la firme qui affecte son taux de marge. Les firmes n'ont pas la possibilité de fixer leur prix de manière optimale à chaque date. Avec la probabilité ξ_p , la firme f ne peut pas

8. Ce coût fixe s'écrit alors $\Phi = \frac{\bar{Y}}{\epsilon-1}$, où \bar{Y} est la valeur de la production à l'état stationnaire.

réoptimiser son prix; celui ci suit alors la règle d'évolution: $P_t^f = \bar{\pi}_t^{\gamma_p} \pi_{t-1}^{1-\gamma_p} P_{t-1}^f$, *i.e* le prix d'une firme qui n'a pas l'opportunité de le fixer à son niveau optimal, est le résultat d'une combinaison convexe entre l'inflation totale passée et la cible d'inflation de la banque centrale. Le temps moyen pendant lequel une firme ne peut pas optimiser son prix est $1/(1 - \xi_p)$. Avec la probabilité $1 - \xi_p$, la firme f peut choisir le prix optimal \tilde{P}_t^f . Posons $p_t \equiv \tilde{P}_t^f / P_t$ le prix relatif de la firme f . Le programme d'optimisation des firmes intermédiaires étant tourné vers le futur, le prix relatif ne dépend pas de f . Les conditions du premier ordre définissent alors le système suivant:

$$\frac{\pi_t}{\bar{\pi}_t^{\gamma_p} \pi_{t-1}^{1-\gamma_p}} p_t = \frac{\epsilon}{\epsilon - 1} \frac{Q_{1,t}}{Q_{2,t}} \quad (16)$$

avec

$$Q_{1,t} = \pi_t^\epsilon \bar{\pi}_t^{-\epsilon \gamma_p} \pi_{t-1}^{-(1-\gamma_p)\epsilon} \lambda_t Y_t m c_t + \beta \xi_p \pi_t^\epsilon \pi_{t-1}^{-(1-\gamma_p)\epsilon} \bar{\pi}_t^{-\gamma_p \epsilon} \mathbb{E}_t [Q_{1,t+1}] \quad (17)$$

$$Q_{2,t} = \pi_t^{\epsilon-1} \bar{\pi}_t^{\gamma_p(1-\epsilon)} \pi_{t-1}^{(1-\gamma_p)(1-\epsilon)} \lambda_t \tau_t^y Y_t + \beta \xi_p \pi_t^{\epsilon-1} \pi_{t-1}^{(1-\gamma_p)(1-\epsilon)} \bar{\pi}_t^{\gamma_p(1-\epsilon)} \mathbb{E}_t [Q_{2,t+1}] \quad (18)$$

Pour compléter cette analyse, nous tenons compte dans l'expression du prix agrégé de l'hétérogénéité des firmes intermédiaires, ce qui donne:

$$\left\{ (1 - \xi_p) p_t^{1-\epsilon} + \xi_p \left[\bar{\pi}_t^{\gamma_p} \frac{\pi_{t-1}^{1-\gamma_p}}{\pi_t} \right]^{1-\epsilon} \right\}^{\frac{1}{1-\epsilon}} = 1 \quad (19)$$

Les équations (15) et (16)–(19) décrivent complètement la dynamique des prix dans ce modèle, étant donnés les salaires et taux d'intérêt réels.

2.2.3 Distorsion de prix et agrégation

Nous devons vérifier que malgré l'hétérogénéité des prix et salaires induite par les rigidités à la Calvo (1983), nous sommes capables de définir une économie agrégée. À partir de la frontière des prix de facteurs, nous savons que le rapport entre facteurs de production doit être constant entre les firmes $f \in [0,1]$. En conséquence, en définissant $\tilde{K}(t) = \int_0^1 \tilde{K}_t^f df$ et $L(t) = \int_0^1 L_t^f df$ le stock de capital utilisé agrégé et le travail agrégé, nous avons:

$$\frac{\tilde{K}_t}{L_t} = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{\tau_t^l w_t}{\tau_t^r r_t^K} = \frac{\tilde{K}_t^f}{L_t^f} \quad (20)$$

En exprimant L_t^f comme une fonction de \tilde{K}_t^f dans la définition de la technologie des firmes intermédiaires, nous obtenons: $y_t^f = \varepsilon_t^\alpha (L_t / \tilde{K}_t)^{1-\alpha} \tilde{K}_t^f - \Phi$. En intégrant cette expression par rapport à f sur $[0,1]$, nous obtenons une expression pour la production agrégée: $y_t = \int_0^1 y_t^f df = \varepsilon_t^\alpha \tilde{K}_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - \Phi$ qui est a priori différente de Y_t définie comme un agrégat Dixit-Stiglitz, impliquant une élasticité de substitution entre les biens intermédiaires. À l'aide des équations de demande adressée à chaque firme intermédiaire, nous avons: $\int_0^1 y_t^f df = Y_t \int_0^1 (P_t^f / P_t)^{-\epsilon} df = D_{p,t} Y_t$, où $D_{p,t} = \int_0^1 (P_t^f / P_t)^{-\epsilon} df$ mesure la distorsion de prix telle que:

$$D_{p,t} Y_t = \varepsilon_t^\alpha \tilde{K}_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - \Phi \quad (21)$$

Il est nécessaire d'obtenir une forme récursive de cette distorsion afin de simuler le modèle non linéaire⁹. Nous avons donc à partir de la définition de $D_{p,t}$:

$$D_{p,t} = (1 - \xi_p)p_t^{-\epsilon} + \xi_p \left(\frac{\bar{\pi}_t^{\gamma_p} \pi_{t-1}^{1-\gamma_p}}{\pi_{t-1}} \right)^{-\epsilon} D_{p,t-1} \quad (22)$$

À l'état stationnaire déterministe, nous avons $D_{p,t} = 1$, *ie* il n'y a plus de distorsion de prix dans le long terme.

2.3 Équilibre ressource-emploi et bouclage du modèle

Le budget de l'État étant équilibré à chaque date par les transferts aux ménages, Ω_t , la production est égale à la demande en consommation et investissement, augmentée du coût d'ajustement du capital et des dépenses publiques :

$$Y_t = C_t + I_t + \psi(z_t)K_{t-1} + G_t \quad (23)$$

où les dépenses publiques G_t suivent un processus AR(1):

$$\log G_t = (1 - \rho_G) \log \bar{G} + \rho_G \log G_{t-1} + \nu_t^G, \quad \nu_t^G \sim \mathcal{N}(0, \sigma_G) \quad (24)$$

Pour boucler le modèle nous considérons une règle de Taylor. L'autorité monétaire détermine une cible d'inflation¹⁰

$$\log \bar{\pi}_t = \rho_\pi \log \bar{\pi}_{t-1} + (1 - \rho_\pi) \log \bar{\pi} + \nu_t^\pi, \quad (25)$$

puis contrôle le taux d'intérêt nominal en réagissant (*i*) aux déviations de l'inflation à sa cible, (*ii*) à l'écart de production défini comme la différence entre la production effective et celle obtenue en absence de rigidités nominales Y_t^* . Ainsi, la règle de Taylor s'écrit :

$$R_t = \bar{R}^{1-\rho} R_{t-1}^\rho \left[\bar{\pi}_t \left(\frac{\pi_{t-1}}{\bar{\pi}_t} \right)^{r_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right)^{r_Y} \right]^{1-\rho} \left(\frac{\pi_t}{\pi_{t-1}} \right)^{r_{\Delta\pi}} \left(\frac{Y_t Y_{t-1}^*}{Y_{t-1} Y_t^*} \right)^{r_{\Delta y}} e^{\eta_t^R} \quad (26)$$

La présence du retard R_{t-1} traduit la volonté de l'autorité monétaire de lisser la dynamique du taux d'intérêt nominal. Pour évaluer Y_t^* , nous augmentons notre économie avec un nouveau modèle dans lequel il n'y a pas de rigidités nominales (*ie* on pose $\xi_p = \xi_w = 0$).

3 Incertitude sur le modèle

Dans la section précédente, nous avons posé un modèle paramétré comme processus générateur des données (DGP); on note $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}^n$ le vecteur des paramètres structurels. Des valeurs différentes de θ définissent différents DGP. Ainsi, une incertitude sur θ , caractérisée par une densité de probabilité, définit un continuum de modèles possibles. L'estimation bayésienne de θ , en confrontant nos *a priori* aux données, permet de réviser l'ensemble des modèles possibles. L'estimation est effectuée sur une forme simplifiée du modèle, dans laquelle les chocs fiscaux ont été neutralisés (les facteurs de taxes sont alors fixés à leurs valeurs à l'état stationnaire).

9. Avec une approximation de Taylor à l'ordre 1 autour de l'état stationnaire déterministe, cette distorsion disparaît.

10. Le paramètre $\bar{\pi}$ représente le facteur d'inflation cible à long terme.

3.1 Les croyances *a priori*

Nos croyances sont dégénérées dans certaines directions : pour certains paramètres nous n'avons aucune incertitude, ils sont étalonnés. Notre incertitude ne porte que sur la spécification des chocs, sur les paramètres qui définissent les rigidités réelles et nominales et sur les paramètres qui définissent les préférences des ménages¹¹.

Un certain nombre de paramètres sont directement calibrés à partir des données (voir la section 3.2). On obtient ainsi pour le taux d'intérêt nominal annuel $\bar{R} = 4,51\%$ et le taux d'inflation annuel $\bar{\pi} = 2,34\%$, ce qui implique un facteur d'escompte β égal à 0,994. Par ailleurs, le taux d'utilisation des capacités de production à l'état stationnaire est calibré à $\bar{z} = 0,82$. Enfin, la part des dépenses publiques dans le PIB est calibrée à 24,1%. Les paramètres décrivant la fiscalité ont été calibrés à partir des mêmes données. Nous obtenons ainsi un facteur de TVA $\tau^C = 1.13$, des taux de charges salariales et charges patronales égaux respectivement à 13% et 30%, ce qui implique $\tau^W = 0.87$ et $\tau^l = 1.30$. La fiscalité sur les revenus du capital, le profit des firmes et la location du capital ont été neutralisés, en retenant $\tau^K = \tau^Y = \tau^r = 1$. Concernant les paramètres non directement calibrés à partir des données, on retient un taux de dépréciation du capital δ égal à 0,025, soit un taux annuel de 10%. Le paramètre α est calibré à 0,30, ce qui correspond à la part du capital dans la valeur ajoutée. Pour finir, les élasticités de substitution du travail et des biens intermédiaires dans la production sont calibrés respectivement à $\lambda_w = \frac{1}{\nu-1} = 0,5$ et $\lambda_p = \frac{1}{\epsilon-1} = 0,3$.

Nous retenons comme fonction de coût d'ajustement sur le niveau de l'investissement $S(x) = \frac{1}{2\varphi}(1-x)^2$, qui vérifie les contraintes $S(1) = S'(1) = 0$. La fonction de coût lié aux variations du taux d'utilisation des capacités de production ψ doit vérifier, à l'équilibre, $\psi(\bar{z}) = 0$; on retiendra la forme $\psi(z) = \exp(\frac{z-\bar{z}}{\Psi}) - 1$.

Les densités *a priori* associées aux paramètres pour lesquels nous sommes incertains sont présentées dans les premières colonnes du tableau 1. Les écart-types relatifs aux chocs sont estimés sur la base de *priors* non informatifs (distributions uniformes). L'incertitude sur l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation, σ_c , et l'élasticité de l'offre de travail, σ_l , sont respectivement caractérisées par des lois normales $\mathcal{N}(1,5; 0,5)$ et $\mathcal{N}(3,5; 0,5)$. Concernant les paramètres relatifs aux rigidités nominales, nous avons utilisé des distributions *a priori* informatives; les densités *a priori* sur les probabilités de Calvo, ξ_p et ξ_w , sont des beta $\mathcal{B}(0,75; 0,05)$ ¹². Dans le cas de données trimestrielles, la valeur de 0,75 correspond à une réévaluation des salaires ou des prix une fois par an. Les paramètres d'indexation sont

11. Le partage entre les paramètres certains (étalonnés) et incertains (estimés) mérite discussion. Nous suivons ici l'usage en n'estimant pas les paramètres dont nous savons à l'avance qu'il est difficile de les identifier avec des données filtrées. Par exemple, il est difficile d'identifier le facteur d'escompte β si les données (filtrées) n'apportent pas d'information sur le niveau moyen du taux d'intérêt réel, ce paramètre sera donc étalonné. Etant donné notre problématique, il serait plus pertinent de n'étalonner aucun paramètre en associant une densité *a priori* à chaque paramètre. Si ces paramètres, à l'instar de β , ne sont pas (ou peu) identifiable la densité postérieure sera identique (ou proche) à la densité *a priori*. Autrement dit, la confrontation aux données ne réduit pas notre incertitude sur ces paramètres. En plus d'augmenter la dimension du problème, on comprendra plus loin que cela n'affecterait vraisemblablement que marginalement les résultats sur nos variantes, dans la mesure où on ne considère pas l'incertitude sur les paramètres qui affectent l'état stationnaire. C'est pourquoi nous suivons l'usage en étalonnant une partie des paramètres.

12. Contrairement à l'usage, nous définissons ici la distribution beta par l'espérance et l'écart-type.

des beta $\mathcal{B}(0,25;0,15)$. L'incertitude *a priori* sur ces paramètres est plus grande que l'incertitude sur les probabilités de Calvo. Notre règle de Taylor *a priori* est conforme aux règles généralement envisagées dans la littérature (voir par exemple Smets et Wouters, 2003). L'incertitude sur les paramètres autorégressifs est spécifiée à l'aide de distributions beta ou uniforme.

3.2 Données

L'estimation des paramètres a été effectuée à partir de données trimestrielles de la zone euro. Les données retenues sont celles utilisées par le modèle Amazone développé par la Banque de France. Elles sont issues des comptes nationaux d'Eurostat, à l'exception de la série de TUC qui est fournie par la BRI, et du taux d'intérêt qui est le taux Euribor à 3 mois. Le facteur d'inflation est défini comme le rapport des déflateurs du PIB sur deux périodes consécutives. Les paramètres du modèle sont identifiés à l'aide de sept variables : le PIB en volume, la consommation des ménages en volume, l'investissement en volume, le taux d'intérêt, le TUC, le salaire par tête et un facteur d'inflation, observées entre 1991Q2 et 2005Q4. À la différence de Smets et Wouters (2003), nous n'utilisons pas l'emploi comme une *proxy* des heures travaillées. Les données sont corrigées de leur tendance, supposée log-linéaire, et centrées.

3.3 Les croyances *a posteriori*

Afin de pouvoir estimer le modèle avec les sept variables observables, la structure stochastique du modèle comprend sept chocs¹³, dont cinq chocs autorégressifs :

$$\log \varepsilon_t^j = \zeta^j \log \varepsilon_{t-1}^j + \eta_t^j, \quad \eta_t^j \sim \mathcal{N}(0, \sigma_j) \quad \text{pour } j = a, B, L$$

$$\log G_t = (1 - \rho_G) \log \bar{G} + \rho_G \log G_{t-1} + \nu_t^G, \quad \nu_t^G \sim \mathcal{N}(0, \sigma_G)$$

$$\log \bar{\pi}_t = \rho_\pi \log \bar{\pi}_{t-1} + (1 - \rho_\pi) \log \bar{\pi} + \nu_t^\pi, \quad \nu_t^\pi \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\pi)$$

un bruit blanc sur le choc de taux d'intérêt, η_t^R , qui suit une loi normale $\mathcal{N}(0, \sigma_R)$ et on suppose que $\varepsilon_t^I \equiv \mathcal{N}(0, \sigma_I)$. Elle se différencie de celle employée dans Smets et Wouters (2003) principalement par l'absence de choc sur le *mark-up*, dont l'interprétation structurelle peut être discutée.

Les espérances et écarts types postérieurs, ainsi que les *Highest Probability Intervals* (le plus petit intervalle contenant 80% de la distribution postérieure), sont reportés dans le tableau (1). Les densités postérieures sont représentées dans la figure 1. Les valeurs estimées des paramètres autorégressifs des chocs persistants s'étendent de 0,22 (choc d'offre de travail) à 0,93 (choc sur la cible d'inflation). Le choc d'offre de travail apparaît particulièrement volatil. Les moyennes postérieures des paramètres associés aux rigidités nominales sont $\xi_w = 0,76$ et $\xi_p = 0,85$. Les moyennes postérieures des paramètres d'indexation sont $\gamma_w = 0,16$ et $\gamma_p = 0,92$. L'indexation de l'inflation contemporaine sur l'inflation passée est proche de zéro, les données semblent très informatives dans cette direction¹⁴, contrairement aux estimations

13. Pour écrire la vraisemblance du modèle il faut qu'il y ait au moins autant de sources d'aléa que de variables observables.

14. Dans le sens où il y a une différence appréciable entre les variances *a priori* et *a posteriori*. Visuellement, la distribution postérieure de γ_p (figure 1(m)) est beaucoup plus concentrée que sa distribution *a priori*.

	Croyances <i>a priori</i>			Croyances <i>a posteriori</i>			
	Distribution	Espérance	Écart-type	Espérance	Écart-type	\mathcal{I}_1	\mathcal{I}_2
σ_c	normale	1.500	0.5000	1.989	0.4116	1.3118	2.6692
σ_l	normale	3.500	0.5000	3.390	0.5008	2.5690	4.2134
ξ_w	bêta	0.750	0.0500	0.760	0.0343	0.7064	0.8175
ξ_p	bêta	0.750	0.0500	0.851	0.0194	0.8190	0.8826
γ_w	bêta	0.250	0.1500	0.161	0.1039	0.0085	0.3092
γ_p	bêta	0.250	0.1500	0.915	0.0344	0.8627	0.9696
φ^{-1}	normale	5.500	1.5000	8.529	1.1758	6.5938	10.4514
h	bêta	0.500	0.1500	0.784	0.0606	0.6917	0.8806
ρ	bêta	0.800	0.0500	0.889	0.0226	0.8537	0.9258
r_π	normale	1.700	0.1000	1.654	0.0995	1.4910	1.8181
r_y	normale	0.125	0.0500	0.061	0.0372	0.0003	0.1205
$r_{\Delta\pi}$	normale	0.300	0.1000	0.376	0.0984	0.2147	0.5369
$r_{\Delta y}$	normale	0.062	0.0500	0.002	0.0076	-0.0106	0.0138
ρ_G	bêta	0.800	0.1000	0.934	0.0309	0.8869	0.9808
ρ_π	bêta	0.800	0.1000	0.915	0.0511	0.8456	0.9886
ζ^a	uniforme	0.500	0.2887	0.706	0.0510	0.6260	0.7927
ζ^B	bêta	0.600	0.1000	0.443	0.0815	0.3113	0.5796
ζ^L	uniforme	0.500	0.2887	0.220	0.1186	0.0075	0.3863
σ_R	uniforme	0.500	0.2887	0.095	0.0123	0.0757	0.1140
σ_π	uniforme	0.500	0.2887	0.215	0.0419	0.1473	0.2829
σ_G	uniforme	2.500	1.4434	1.858	0.1781	1.5710	2.1441
σ_a	uniforme	2.500	1.4434	0.924	0.0926	0.7739	1.0724
σ_L	uniforme	20.000	11.5470	22.323	5.5379	13.3526	31.2234
σ_B	uniforme	5.000	2.8868	5.483	1.3295	3.3360	7.5805
σ_I	uniforme	2.500	1.4434	1.705	0.1874	1.4002	2.0015

TAB. 1 – **Résultats du Metropolis-Hastings.** L'intervalle \mathcal{I} défini par la borne inférieure \mathcal{I}_1 et la borne supérieure \mathcal{I}_2 est le plus petit intervalle contenant 80% de la distribution postérieure.

reportées par Smets et Wouters (2003). Les données sont bien moins informatives sur les élasticités σ_c et σ_l (voir les figures 1(h) et 1(i)). Les paramètres associés à l'inflation dans la règles de Taylor sont faiblement identifiés par les données, dans le sens où, par exemple, la distribution postérieure de r_π est très proche de sa distribution *a priori* (figure 1(q)).

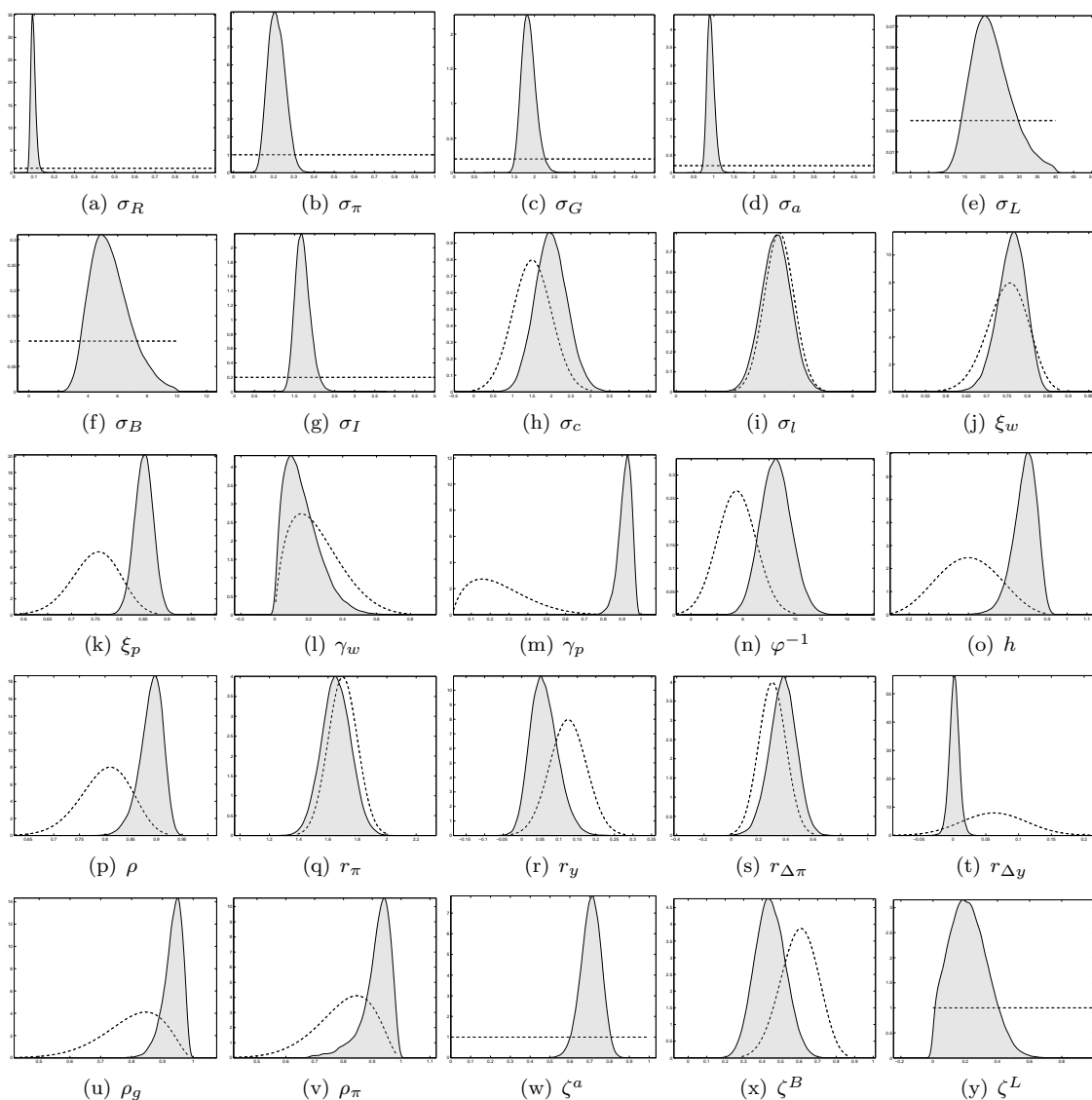


FIG. 1 – *Densités a priori et a posteriori*. Les courbes en tirets noirs représentent les densités a priori, les frontières des surfaces grisées représentent les densités a posteriori.

4 Variantes

4.1 Caractérisation de l'incertitude

Dans cette section, nous illustrons une des possibilités offertes par l'estimation de modèles structurels tournés vers le futur. Il s'agit de simuler la réponse du modèle à des chocs déterministes structurels ou de politique économique, qui éventuellement modifient l'état stationnaire. Dans la mesure où le niveau de long terme peut être affecté par ces chocs, un modèle stochastique résolu par une méthode de perturbation ne convient pas (voir la contribution de Michel Juillard dans ce numéro). Pour cette raison, nous abandonnons l'hypothèse d'anticipations rationnelles au profit de celle d'anticipations parfaites.

Nous envisageons un choc permanent anticipé sur la TVA. L'objet de cette section est d'illustrer comment nous pouvons projeter l'incertitude quant à la paramétrisation du modèle sur l'espace des variantes. Par exemple, nous désirons déterminer, étant donnée notre incertitude sur les paramètres du modèle (section 2), la probabilité que le salaire réel baisse lorsque les ménages et les firmes apprennent que la TVA augmentera de deux points deux ans plus tard. L'incertitude envisagée ici ne concerne que l'économiste ; nous supposons que les agents connaissent les paramètres du modèle.

L'incertitude est caractérisée par la densité postérieure, $p(\theta|\mathcal{Y}_T)$, obtenue à l'issue de l'estimation du modèle (section 3). Notons $\{v_s\}_{s=0}^T$, une suite de vecteurs $m \times 1$, les trajectoires d'un ensemble de variables endogènes suite à l'annonce à la date 1 d'un choc permanent à la période $s > 1$ ¹⁵. Pour θ donné, le vecteur regroupant les paramètres du modèle, on peut construire la suite $\{v_s\}_{s=1}^T$, on notera $v_s = \Upsilon_s(\theta)$ pour tout $s \geq 0$ ¹⁶. Nous pouvons alors calculer la densité postérieure et les moments postérieurs de $\{v_s\}_{s=1}^T$. Par exemple, l'espérance postérieure de v_s est :

$$\mathbb{E}[v_s|\mathcal{Y}_T] = \int_{\Theta} \Upsilon_s(\theta)p(\theta|\mathcal{Y}_T)d\theta$$

où Θ est l'espace des paramètres structurels. Plus généralement, la densité postérieure de v_s est :

$$\tilde{p}(v_s) = |J_{\Upsilon_s}|^{-1}p(v_s)$$

où J_{Υ_s} est la matrice jacobienne associée à Υ_s . En pratique, nous utilisons les simulations issues du Metropolis-Hastings (MH), mis en œuvre dans la section 3 afin d'évaluer la distribution postérieure de θ . On sélectionne B vecteurs de paramètres structurels, $\{\theta^{(b)}\}_{b=1}^B$, en tirant uniformément dans les simulations du MH. L'espérance postérieure de v_s , par exemple, est alors estimée par :

$$\mathbb{E}[\widehat{v_s|\mathcal{Y}_T}] = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \Upsilon_s(\theta^{(b)})$$

Pour chaque vecteur de paramètres structurels, $\theta^{(b)}$, on résoud le modèle à anticipation parfaite et on reporte la moyenne empirique des trajectoires obtenues¹⁷.

En pratique, nous devons faire quelques choix. Certains paramètres estimés affectent l'état stationnaire. Dans notre cas, les paramètres h , le degré d'habitude dans les choix de consommation, σ_c , l'élasticité intertemporelle de la consommation, et σ_l , l'élasticité de l'effort travail, ont une influence sur l'état stationnaire. Or notre exercice de variante est initialisé (en $s = 0$) à l'état stationnaire qui prévaut avant l'annonce (en $s = 1$) du choc fiscal. Ainsi, en considérant l'incertitude sur l'ensemble des paramètres estimés nous obtiendrions une distribution sur l'état stationnaire, et par conséquent sur le point initial. Cette propriété peut paraître peu désirable, car elle complique l'interprétation des variantes. Nous

15. À la date zéro, les variables sont initialisées à l'état stationnaire.

16. La fonction Υ_s résume l'algorithme de relaxation utilisé pour résoudre le modèle à anticipations parfaites.

17. La figure 2 est obtenue avec $B = 2000$. La courbe noire représente la moyenne (postérieure) des trajectoires. Chaque courbe grise représente une trajectoire correspondant à un vecteur de paramètres structurels.

avons donc choisi de ne pas considérer l’incertitude sur ces trois paramètres¹⁸. Une alternative serait de représenter les taux de croissance des variables plutôt que les niveaux, puisqu’aucun paramètre n’affecte le taux de croissance de long terme, afin d’étudier la dynamique de l’économie suite à l’annonce d’un choc de politique fiscale.

4.2 Choc de TVA

Nous présentons dans cette section les réponses de long et court termes du modèle à une hausse permanente anticipée du taux de TVA ($\tau^C - 1$) de deux points. À long terme, le choc fiscal induit une réduction de la consommation, même si l’augmentation de la recette fiscale est intégralement reversée sous forme forfaitaire aux ménages. En effet, il crée une distorsion du prix de la consommation par rapport au coût d’opportunité du loisir. Ainsi, la hausse de TVA modifie les arbitrages du ménage en faveur du loisir. À long terme, le choc fiscal détériore l’emploi, le stock de capital (les facteurs de production sont imparfaitement complémentaires) et le produit. Au final, l’augmentation de la pression fiscale coûte 0,3% du PIB.

Le choc fiscal est annoncé à la date Q1 (trait rouge plein sur la figure 2) et intervient effectivement à la fin de Q8 (trait rouge en pointillés sur la figure 2). L’annonce du choc de TVA modifie l’arbitrage intertemporel entre consommation contemporaine et consommation future ; les ménages, prévoyant une augmentation du prix relatif de la consommation, choisissent d’ajuster continuellement à la hausse la consommation jusqu’à la date du choc (figure 2(a)). Cet ajustement est limité par la présence d’habitudes de consommation. En moyenne, l’annonce en Q1 induit un saut de 0,1% de la consommation. Juste avant la réalisation du choc, en Q8, l’augmentation cumulée est de 0,4% par rapport à l’état stationnaire initial. Par la suite, la consommation baisse rapidement pour rejoindre son nouvel état stationnaire : au deuxième trimestre, elle a déjà retrouvé son niveau d’avant l’annonce et dix ans après, en Q40, elle a perdu 0,3%. Il convient de noter que l’incertitude sur le modèle ne se traduit que marginalement par une incertitude quant à la réaction de la consommation. Ainsi les trajectoires obtenues pour différentes valeurs des paramètres structurels sont très proches. Graphiquement, sur la figure 2(a), on observe que la surface grisée est très concentrée autour de la moyenne postérieure. Ceci s’explique par le fait que les paramètres h et σ_c de la courbe IS – equation 2 – sont fixés dans cet exercice.

Pour financer ce besoin de consommation supplémentaire, chaque ménage est incité à augmenter son salaire nominal dès qu’il en a la possibilité. En conséquence, le salaire nominal augmente entre la date de l’annonce du choc et celle de son intervention. En moyenne, ceci se retrouve dans l’évolution à la hausse du salaire réel (figure 2(b)), qui, au moment de la réalisation du choc, atteint un niveau supérieur de 0,1% à son niveau initial. Cependant, l’effet à la date de l’annonce est plus ambigu. Sur la figure 2(b), on observe que selon les valeurs des paramètres structurels, le salaire réel peut augmenter ou chuter lorsque les ménages apprennent la hausse future de TVA. La probabilité postérieure d’un saut à la baisse est

18. Ils sont étalonnés à l’espérance postérieure.

de 38,6%. La figure (3) représente (la courbe noire) un estimateur à noyau de la densité du salaire réel au moment de l'annonce. Le trait vertical rouge représente la condition initiale (l'état stationnaire) du salaire réel. Cette ambiguïté est liée à l'incertitude associée au paramètre de Calvo sur les salaires, ξ_w . Envisageons deux *scenarii* polaires :

- (i) Si ξ_w est proche de 1, les ménages ne peuvent pas ajuster leurs salaires nominaux au moment de l'annonce. Par ailleurs, les firmes, qui anticipent simultanément une hausse de leur coût marginal, augmentent dès que possible leur prix, ce qui se traduit par une hausse instantanée de l'inflation dès l'annonce du choc (figure 2(c)). Cela entraîne une baisse du salaire réel en Q1.
- (ii) Si ξ_w est proche de 0, les ménages peuvent ajuster à la hausse leurs salaires nominaux au moment de l'annonce de façon à augmenter leur pouvoir d'achat. Ceci entraîne une augmentation en Q1 du salaire réel.

L'autorité monétaire réagit à la hausse de l'inflation en augmentant le taux d'intérêt nominal (Figure 2(d)). Cette réaction a pour corollaire d'augmenter le taux d'intérêt réel, ce qui amoindrit la hausse de la consommation.

Les ménages, en cherchant à augmenter leur consommation avant le choc, sont amenés à consommer leur capital. De plus, le niveau de capital productif nécessaire après la réalisation du choc est plus faible (la consommation des ménages baisse à long terme), ce qui renforce la baisse de l'investissement (-0,1% en Q1) contrôlée par la présence d'un coût d'ajustement sur l'investissement (figure 2(e)). En moyenne, la somme de la consommation et de l'investissement (la demande des ménages) augmente de 0,04% en Q1. Pour alimenter cet accroissement de demande, les ménages pourraient offrir une quantité supérieure de travail, mais (i) cela détériorerait leur utilité et ne va pas dans le sens de l'arbitrage consommation loisir, (ii) par ailleurs les firmes sont plutôt incitées à réduire leur demande de travail suite à la hausse du coût du travail. La seule possibilité offerte aux ménages est de réduire le taux d'utilisation des capacités de production. En effet, une baisse de z_t induit une aubaine $\psi(z_t)K_{t-1}$ (voir l'équation (23) d'équilibre sur le marché des biens). Cette baisse est limitée par la détérioration des revenus du capital des ménages (voir la condition nécessaire d'optimalité (5) qui impose l'égalisation du gain marginal et de la perte marginale associés à z). Cette aubaine est partiellement consommée puisqu'elle s'accompagne instantanément d'une baisse du produit (figure 2(f)). La baisse en Q1 de celui-ci a deux sources¹⁹ : (i) le capital utilisé $\tilde{K}_t = z_t K_t$ baisse (figure 2(h)) et (ii) la frontière des prix des facteurs (14) indique que l'emploi doit s'ajuster à la baisse (figure 2(g)). La consommation augmentant régulièrement entre Q1 et Q8, et le stock de capital physique se réduisant sur tout l'exercice, dès Q2, les ménages réajustent à la hausse le taux d'utilisation du capital de façon à augmenter le stock de capital physique installé. Puisque la technologie est à facteurs imparfaitement complémentaires, cette évolution s'accompagne d'une remontée de la demande de travail. En moyenne, le produit augmente de 0,1% entre Q1 et Q8.

19. Cette baisse est limitée par la présence du coût fixe, Φ . En effet, celui-ci est linéaire dans le niveau de long terme du produit qui baisse dès l'annonce du choc fiscale.

Pour finir, le graphique 2(i) permet de compléter notre compréhension des effets du choc de TVA. L'écart de production augmente dès l'annonce de la réforme fiscale. Ce résultat est attendu, puisque cette variable mesure la distance entre le produit observé et le produit que nous observerions dans un monde sans rigidité nominale. En l'absence de rigidité sur les prix, la hausse initiale du salaire réel est plus prononcée, ce qui se traduit via la frontière de prix des facteurs par une baisse de la demande de travail L plus forte. Finalement, la réaction initiale de la production est plus marquée. Pour l'autorité monétaire, il n'y a pas d'arbitrage entre inflation et l'écart de production face à un choc anticipé de TVA : la dynamique de l'écart de production renforce la nécessité d'une politique monétaire restrictive.

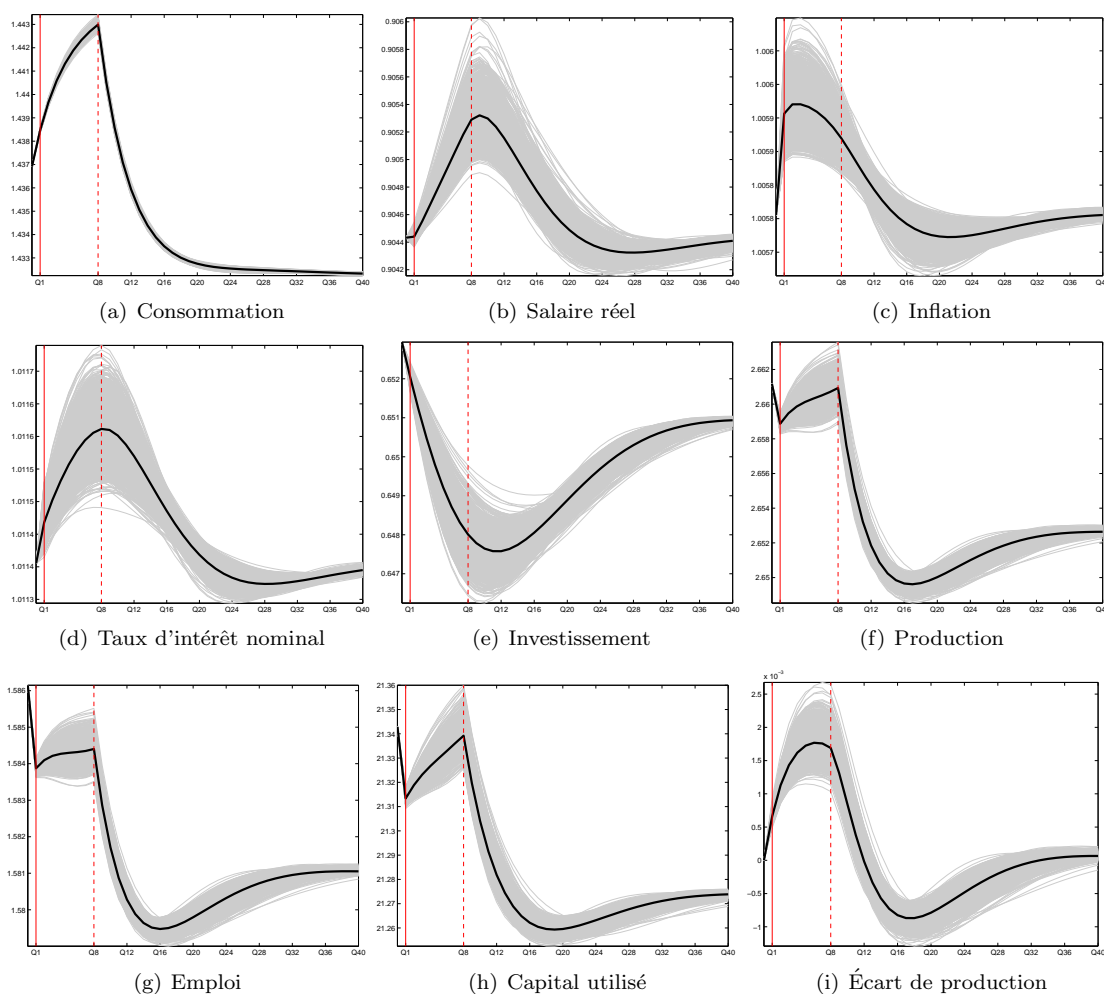


FIG. 2 – Effets d'une hausse permanente et anticipée de TVA de 2 points.

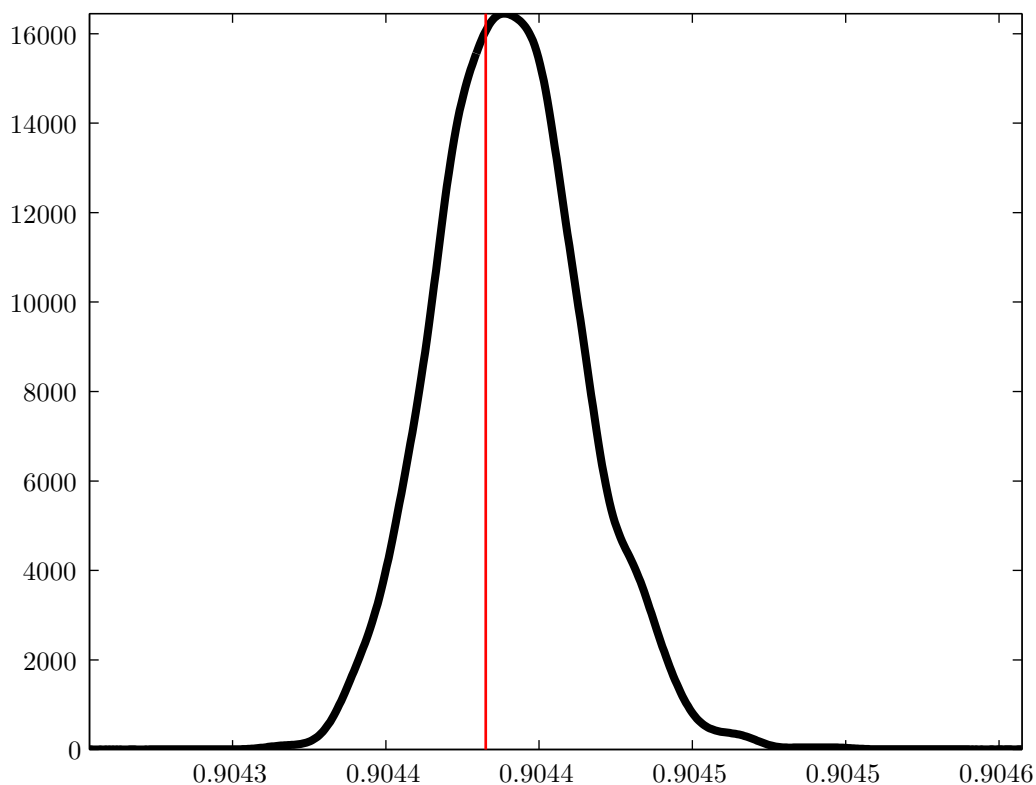


FIG. 3 – *Impact de la politique fiscale sur le salaire réel, au moment de l'annonce.* Ce graphique représente la densité de probabilité du salaire réel en T1 au moment de l'annonce. Celle-ci est estimée à l'aide d'un estimateur à noyau; nous avons utilisé une fenêtre gaussienne et choisi le paramètre de lissage à l'aide de la méthode de Sheather et Jones.

5 Conclusion

Nous avons illustré en quoi un regard bayésien sur les modèles d'équilibre général intertemporels stochastiques peut se révéler pertinent pour l'analyse de politiques économiques. L'estimation bayésienne d'un modèle DSGE, nous permet de rendre compte de l'incertitude sur les variantes construites à partir d'une version à anticipation parfaite du même modèle.

Il convient de souligner certaines limites de l'exercice considéré ici. Nous avons pris le parti de rester le plus proche possible de l'article de Smets et Wouters (2003) qui est à l'origine de l'intérêt du monde institutionnel pour les modèles DSGE. La variante envisagée ici, un choc anticipé sur le taux de TVA, serait sûrement plus riche d'enseignements dans un modèle où on distinguerait deux types de ménages, des individus ricardiens (l'hypothèse adoptée ici) et une proportion de ménages non ricardiens – qui consommeraient la totalité de leur revenu salarial. Cette extension permettrait, par exemple, de s'interroger sur la contrepartie de la politique fiscale (que peut faire l'État des recettes fiscales supplémentaires?) tout

en identifiant des effets supplémentaires d'une hausse de la TVA²⁰.

La démarche poursuivie ici pourrait être étendue dans d'autres directions. D'abord sur la caractérisation de l'incertitude. Nous avons supposé que l'incertitude quant au DGP ne porte que sur les paramètres d'un modèle. C'est pourquoi nous n'avons estimé qu'un seul modèle. Nous pourrions élargir l'incertitude en supposant que le DGP est un mélange de modèles paramétrés, à mesure des densités marginales associées²¹. Une seconde piste concerne l'initialisation de l'exercice de variante. Plutôt que d'initialiser la variante à un état stationnaire, nous pourrions utiliser une condition historique. L'exercice s'interpréterait alors comme une prévision conditionnelle. Par exemple, nous pourrions faire une prévision du PIB sachant que dans un an l'État va changer le taux de TVA. Ces prolongements seront développés dans des recherches ultérieures.

Références

- Baghli, M., Brunhes-Lesage, V., De Bandt, O., Fraisse, H., Villetelle, J.-P. (2004). "Modèle d'Analyse et de préviSion de la COnjoncture TrimesTrielle". *Notes d'Études et de Recherche*, Banque de France, n°106.
- Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework". *Journal of Monetary Economics*, 12, 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.
- Coenen, G., Straub, R. (2004). "Non-Ricardian Households and Fiscal Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area". *mimeo*.
- Ecer, C., Henderson, D., Levin, A. (2000). "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts". *Journal of Monetary Economics*, 46, 281–313.
- Fève, P. (2005). "La modélisation macro-économétrique dynamique". *Notes d'Études et de Recherche*, Banque de France, n°129.
- Lucas, R. (1976). "Econometric Policy Evaluation: a Critique". *Canergie Rochester Conference Series on Public Policy*, K. Brunner et A. Meltzer (Eds), 19–46.
- 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.

20. Voir, par exemple, Coenen et al. (2004) qui estiment un tel modèle.

21. La densité marginale mesure la qualité d'ajustement d'un modèle. Voir la contribution de Stéphane Adjemian et Florian Pelgrin dans ce numéro.