



## **DOCUMENT DE RECHERCHE**

**EPEE**

**CENTRE D'ETUDE DES POLITIQUES ECONOMIQUES DE L'UNIVERSITE D'EVRY**

---

**Le modèle d'équilibre général de la « nouvelle synthèse » :  
quelles hypothèses retenir ?**

***Stéphane MOYEN & Jean-Guillaume SAHUC***

**07 - 06**

# Le modèle d'Equilibre Général de la “Nouvelle Synthèse” : Quelles Hypothèses Retenir ?\*

Stéphane Moyen<sup>†</sup>

*EPEE, Université d'Evry*

Jean-Guillaume Sahuc<sup>‡</sup>

*Banque de France*

21 Février 2007

## Résumé

L'objet de cet article est double. D'une part, il présente le modèle d'équilibre général de la “Nouvelle Synthèse” qui est devenu en peu de temps une véritable référence pour l'analyse macroéconomique (simulations de politiques économiques, prévisions d'inflation, etc.). D'autre part, il cherche à identifier, à l'aide du critère de vraisemblance marginale et de l'inspection des moments d'ordre deux, la contribution des différentes rigidités (nominales et réelles) aux bonnes performances de ce type de modèle. Les principaux résultats sont les suivants : (i) la combinaison prix rigides et indexés - salaires rigides est indispensable à la qualité de l'ajustement du modèle aux données, (ii) seules les hypothèses de formation d'habitude sur la consommation et de coûts d'ajustement sur l'investissement sont nécessaires, cette dernière étant cruciale pour la reproduction des dynamiques aussi bien réelles que nominales, (iii) l'introduction d'une complémentarité stratégique permet de retrouver un degré de rigidités nominales plus proche de celui observé sur données microéconomiques.

**Mots-clés :** Modèles DSGE, rigidités nominales, rigidités réelles

**Classification JEL :** C3, C5

---

\*Nous remercions Jean-Pierre Laffargue et un rapporteur anonyme pour leurs commentaires et remarques. Les vues exprimées dans ce papier sont celles des auteurs et ne reflètent pas celles de la Banque de France.

<sup>†</sup>*Correspondance* : EPEE, Université d'Evry, 4 boulevard François Mitterrand, 91025 Evry. E-Mail : stephane.moyen@univ-evry.fr.

<sup>‡</sup>*Correspondance* : Banque de France, Service de Recherche en Economie et en Finance, 31 rue Croix des Petits Champs, F-75049 Paris. E-Mail : jean-guillaume.sahuc@banque-france.fr.

# 1 Introduction

Le domaine de la modélisation macroéconomique a subi un renouveau méthodologique majeur depuis plus d'un quart de siècle, amenant l'avènement des modèles d'équilibre général intertemporel stochastique (DSGE). Il existe aujourd'hui un consensus, au sein des milieux universitaires et institutionnels, sur l'idée que les DSGE peuvent offrir aux débats économiques un cadre d'analyse efficace.

Cet avènement s'est produit à la suite d'un bon nombre de controverses. En effet, les modèles d'avant les années quatre vingt posaient des problèmes aux économistes. Premièrement, ils avaient de la difficulté à expliquer le comportement des économies (telle que la présence simultanée de taux élevés de chômage et d'inflation par exemple). Ensuite, de sérieuses réserves sur certains éléments de base des modèles remettaient en question la contribution de ces outils aux débats économiques. Ces réserves étaient reliées à la place de l'observation empirique dans la construction des modèles et dans l'interprétation des résultats qui en émanaient. Pour assurer aux modèles de cette époque la capacité d'analyser le plus complètement possible la complexe réalité économique, les constructeurs y incorporaient plusieurs centaines d'équations et de variables. La taille imposante qui en résultait rendait très difficile une analyse économique et économétrique des mécanismes et secteurs par lesquels un choc donné se propage à l'ensemble de l'économie artificielle représentée par le modèle. D'autre part, bien que toutes les décisions devaient être liées entre elles, les modèles étaient construits par secteur (consommation, investissement, etc.), sans que ceux-ci ne forment véritablement un tout cohérent. Ainsi, pour améliorer le pouvoir prédictif des modèles, on les modifiait en ajoutant des variables dans un secteur donné, sans tenir compte des liens entre les secteurs. Le faible ancrage de ces modèles dans la théorie microéconomique causait un problème majeur dans les exercices de simulation et de prévision.

Dans un article paru en 1976, Robert Lucas affirmait que ce type d'exercices n'était absolument pas valide puisque la structure même des équations du modèle était susceptible d'être affectée par une modification des variables explicatives ("critique de Lucas"). Selon Lucas, les économistes réalisaient continuellement une erreur de première espèce, autrement dit ils supposaient à tort que les équations étaient stables, c'est à dire que que les comportements des agents économiques ne changent pas quand se modifie la conjoncture, actuelle ou anticipée, à laquelle ces derniers sont confrontés. Il fallait donc mettre au point un modèle capable de prendre en compte les comportements rationnels des agents économiques.

La nouvelle méthodologie a été exposée pour la première fois dans un article de Kydland et

Prescott paru en 1982 donnant ainsi naissance au courant des “modèles de cycles réels” dans lesquels les fluctuations économiques résultaient uniquement des choix optimaux opérés par les ménages et les entreprises dans un environnement heurté par des chocs aléatoires. Pour simplifier leur analyse le plus possible, les auteurs font intervenir dans leur modèle seulement deux types d’agents (les ménages et les entreprises), un seul type de choc et proposent une structure de concurrence parfaite associée à une flexibilité totale des prix. Désirant maximiser leur utilité, les ménages doivent choisir à chaque période le nombre d’heures de travail qu’ils vont consentir et la manière dont ils vont répartir leurs revenus entre la consommation et l’épargne. Ils parviennent à ces choix en tenant compte du fait que leur épargne a un effet sur leur consommation future mais aussi du fait que cet effet dépend des taux d’intérêt futurs, faisant ainsi intervenir leurs anticipations. Ces anticipations sont supposées “rationnelles”, terme technique qui exprime l’idée selon laquelle les agents sont des observateurs avertis de la scène économique, prenant leur décisions avec l’ensemble de l’information dont ils disposent et ne pouvant être surpris que par des événements inattendus. Les entreprises, quant à elles, cherchent à maximiser leurs profits. Pour ce faire, elles décident du volume d’heures nécessaire et des investissements à effectuer, compte tenu de la trajectoire anticipée des salaires et du taux de rendement du capital. Finalement, les seuls chocs affectant cette petite économie touchent la productivité des facteurs de production. Ces chocs d’offre sont à l’origine, d’une part, de périodes où il est relativement moins coûteux pour une entreprise de produire à un salaire donné et, d’autre part, de périodes où il est relativement plus coûteux de produire. A la surprise générale, ce modèle pouvait reproduire avec succès plusieurs des caractéristiques importantes des fluctuations économiques.

Cependant, dans cette conception, les mesures prises par le gouvernement ou la banque centrale ont peu ou pas d’effet, notamment sur le bien-être des agents économiques. Par exemple, la politique monétaire n’aurait aucun effet sur l’économie. Ces conclusions allaient à l’encontre de l’opinion de nombreux économistes (qu’ils proviennent des banques centrales ou du milieu universitaire).

Dans les années 1990, les modèles issus de la méthodologie de Kydland et Prescott ont fait la preuve qu’ils pouvaient s’accommoder de points de vue différents sur l’origine des fluctuations économiques et les économistes des milieux universitaires et des banques centrales ont utilisé avec succès la nouvelle méthodologie pour aborder une grande variété de questions macroéconomiques. Les nouveaux modèles étaient dotés, en plus des chocs de technologie, d’éléments représentant un éventail d’autres sources de fluctuations économiques, provenant notamment du côté de la demande. Des chocs de dépenses publiques, de préférences des agents ou de termes de l’échange

ont par exemple été rajoutés. Dans un domaine présentant un intérêt particulier pour les banques centrales, les chercheurs ont incorporé dans la structure de leurs modèles les caractéristiques keynésiennes que sont les rigidités nominales mais à l'échelle des décisions individuelles. Le résultat est ainsi des modèles où certains prix sont peu flexibles et les chocs provenant de la politique monétaire constituent une source importante de fluctuations économiques. Dans ce genre de modèle, les banques centrales retrouvent un rôle important en influençant - stabilisant - l'activité économique.

Ce sont toutes ces évolutions qui ont amené la littérature à délaisser petit à petit l'expression *modèles de cycles réels* pour celle de *modèles d'équilibre général intertemporel stochastique* pour décrire cette nouvelle méthodologie, dont le mouvement le plus représentatif en macroéconomie est celui de la "Nouvelle Synthèse", décrit par Goodfriend et King,<sup>1</sup>

*"The New Neoclassical Synthesis was advertised as an engine of analysis which offered a Keynesian view of the determination of national income - business cycles arising from changes in aggregate demand because of wage and price stickiness - and neoclassical principles to guide microeconomics analysis."* Goodfriend et King (1997)

Ce mouvement est donc la synthèse entre l'analyse keynésienne du court terme et l'analyse néo-classique du long terme proposée par Hicks et Samuelson. Le principe de base est que la modélisation de l'activité économique (à l'échelle d'un pays) doit partir d'une série de problèmes microéconomiques (à l'échelle des individus) qui, une fois résolus, sont agrégés pour former la réalité macroéconomique décrite par le modèle. Tout modèle DSGE consiste donc d'abord en un exposé précis des choix qui s'offrent aux différents acteurs économiques (ménages, entreprises, gouvernement et banque centrale) mis en scène dans le modèle, des préférences de ces acteurs, de l'horizon de planification qu'ils retiennent et, finalement, de la spécification de l'incertitude à laquelle ils font face. Pour cela, les agents économiques doivent donc se faire une opinion sur la trajectoire probable qu'emprunteront ces variables. On fait ensuite l'hypothèse que, tenant compte de ces différents paramètres, les agents individuels élaborent des règles de décision qui maximisent leur utilité pour les ménages, et les profits dans le cas des entreprises. Ces règles de décision individuelles sont ensuite agrégées et ce sont ces agrégations qui représentent, une fois que l'on s'est assuré de l'équilibre des différents marchés, les implications du modèle en ce qui a trait aux grandes variables habituellement étudiées en macroéconomie.

Le modèle le plus représentatif de ce courant est celui proposé par Christiano, Eichenbaum

---

<sup>1</sup>Voir également Rotemberg et Woodford (1997) et Woodford (2003).

et Evans (2005), repris et estimé sur données européennes par Smets et Wouters (2003). Ce modèle comprend une série d'éléments qui le rend performant : rigidités nominales sur les prix et les salaires ainsi que de nombreuses rigidités réelles (formation des habitudes, taux d'utilisation du capital, coûts d'ajustement sur l'investissement). Les études microéconomiques ont montré que, pris séparément, ces éléments permettent de correctement modéliser les différents comportements individuels (consommation, investissement, etc). Cependant, à notre connaissance, aucune étude n'a cherché à évaluer l'importance de chacune des hypothèses incluses. En effet, Christiano, Eichenbaum et Evans (2005) ont estimé leur modèle en fonction de certaines hypothèses mais, sans critère de comparaison, ils ne pouvaient aller plus loin.<sup>2</sup> Sur la base de fonctions de vraisemblance, Rubio-Ramírez et Rabanal (2005) ont comparé différentes spécifications d'un modèle DSGE de petite taille.<sup>3</sup> Dans la lignée de ces derniers, notre objectif est d'identifier (à l'aide du critère de vraisemblance) les éléments théoriques qui sont indispensables de ceux qui sont moins cruciaux aux bonnes performances d'un modèle d'équilibre général de taille moyenne.

L'article est organisé comme suit. Dans une première section, nous exposons le modèle d'équilibre général intertemporel stochastique canonique de Christiano, Eichenbaum et Evans (2005). La seconde section propose une évaluation empirique du choix des hypothèses retenues dans le modèle. La troisième section augmente le modèle de la complémentarité stratégique proposé par Kimball (1995). Une dernière section conclue.

## 2 Un modèle d'équilibre général canonique

Cette section présente le modèle DSGE canonique proposé par Christiano, Eichenbaum et Evans (2005) et Smets et Wouters (2003). L'économie est peuplé par un continuum de ménages indexés sur l'intervalle  $h \in [0, 1]$ . Les ménages sont en concurrence monopolistique et diffèrent entre eux par le fait qu'ils offrent un type de travail différencié. Chaque ménage a un pouvoir monopolistique sur son offre de travail. Il existe également un continuum de producteurs de biens intermédiaires (nous les appellerons entreprises intermédiaires) indexées sur l'intervalle  $z \in [0, 1]$ . Ils agissent en concurrence monopolistique et offrent chacun un bien qui est un substitut imparfait des autres types de biens. Les ménages et les entreprises intermédiaires font face à une restriction de type Calvo (1983) lorsqu'ils fixent leurs salaires et leurs prix de manière

---

<sup>2</sup>Ils estiment leur modèle par la méthode de minimisation de distance (entre les fonctions de réponses du modèle et celles d'un modèle Vectoriel AutoRégressif).

<sup>3</sup>Eichenbaum et Fisher (2004) estiment également des variantes du modèle de rigidité de prix de Calvo (1983).

optimale. Il existe enfin un producteur de bien final qui agit, quant à lui, en concurrence parfaite. Les prix visqueux sont introduits afin d’obtenir des effets réels de court terme de la politique monétaire. L’introduction des salaires visqueux a deux motifs : (i) le mélange de prix et de salaires nominaux visqueux crée automatiquement des salaires réels visqueux, ce que l’on observe dans les données ; et (ii) dans un modèle d’optimisation, l’inflation dépend des coûts marginaux réels de la production. De ce fait, afin de limiter la volatilité de l’inflation, il faut lisser le comportement des coûts marginaux réels, ce que les salaires visqueux aident à produire. De plus, d’autres rigidités nominales et réelles, que nous allons détailler, sont également introduites afin de reproduire la persistance des variables macroéconomiques clés (inflation, consommation, investissement, etc.).

## 2.1 Travail agrégé

Il existe une “agence pour l’emploi” qui agrège le travail en combinant le travail offert par les ménages,  $L_t(h)$  avec  $h \in [0, 1]$ , afin de répondre parfaitement aux demandes des entreprises (*cf.* Erceg, Henderson et Levin, 2000). La demande agrégée pour chaque offre de travail d’un ménage correspond ainsi à la somme des demandes de l’ensemble des entreprises. L’indice de travail  $L_t$  prend la forme Dixit-Stiglitz suivante :

$$L_t = \left[ \int_0^1 L_t(h)^{\frac{\theta_w-1}{\theta_w}} dh \right]^{\frac{\theta_w}{\theta_w-1}}, \quad (1)$$

où  $\theta_w > 1$  est l’élasticité de substitution entre les différents types de travail. L’agence minimise le coût à produire un certain montant de l’indice du travail agrégé en prenant pour donné le salaire des ménages,  $W_t(h)$ , et vend ensuite des unités de cet indice au secteur productif à leur coût unitaire  $W_t$  :

$$W_t = \left( \int_0^1 W_t(h)^{1-\theta_w} dh \right)^{\frac{1}{1-\theta_w}}. \quad (2)$$

Il est donc naturel d’interpréter  $W_t$  comme un indice de salaire agrégé. La demande de l’agence pour le travail du ménage  $h$  – ou de manière équivalente, la demande totale pour le travail de ce ménage par toutes les entreprises – est donnée par

$$L_t(h) = \left( \frac{W_t(h)}{W_t} \right)^{-\theta_w} L_t. \quad (3)$$

## 2.2 Les ménages

Chaque ménage  $h$  a des préférences définies sur un bien de consommation composite,  $C_t(h)$ , et son offre de travail,  $L_t(h)$ . Il maximise une fonction d’utilité intertemporelle donnée par :

$$\mathcal{U}_t^h = \mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \varepsilon_{t+j}^b \left\{ \frac{[C_{t+j}(h) - \gamma C_{t+j-1}(h)]^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{\varepsilon_{t+j}^L \tilde{L} [L_{t+j}(h)]^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} \right\} \quad (4)$$

sous la contrainte budgétaire réelle suivante,

$$\begin{aligned} \frac{B_{t+j}(h)}{P_{t+j}(1+i_{t+j})} + C_{t+j}(h) + I_{t+j}(h) &= \frac{B_{t+j-1}(h)}{P_{t+j}} + \frac{(1-\tau_{w,t+j})W_{t+j}(h)L_{t+j}(h)}{P_{t+j}} \\ &+ A_{t+j}(h) + T_{t+j}(h) + \Pi_t(h) + \left[ r_{t+j}^k u_{t+j}(h) - \Phi(u_{t+j}(h)) \right] K_{t+j}(h) \end{aligned} \quad (5)$$

où  $W_t(h)$  représente le salaire nominal,  $i_t$  représente le taux d'intérêt nominal,  $T_t(h)$  représente une taxe forfaitaire réelle (ou transferts gouvernementaux),  $\Pi_t(h)$  est la somme des dividendes émanant des entreprises intermédiaires,  $\beta \in (0, 1)$  représente le facteur d'escompte.  $B_t(h)$  représente le montant des titres dont le prix de marché est donné par  $(1+i_t)^{-1}$ .  $\tilde{L}$  est une constante qui permet d'ajuster le nombre d'heures travaillées à l'état stationnaire.  $\tau_{w,t}$  est une taxe stochastique sur le travail,  $\varepsilon_t^b$  est un choc de préférence qui affecte la substitution intertemporelle des ménages et  $\varepsilon_t^L$  est un choc d'offre de travail. Ces chocs sont communs à tous les ménages et suivent des processus autorégressifs d'ordre un et de termes d'erreur gaussien *i.i.d.* :  $\ln(\varepsilon_t^b) = (1-\rho_b)\ln(\bar{\varepsilon}_b) + \rho_b \ln(\varepsilon_{t-1}^b) + \eta_t^b$ ,  $\ln(\varepsilon_t^L) = (1-\rho_L)\ln(\bar{\varepsilon}_L) + \rho_L \ln(\varepsilon_{t-1}^L) + \eta_t^L$  et  $\ln(\tau_{w,t}) = (1-\rho_{\tau_w})\ln(\bar{\tau}_w) + \rho_{\tau_w} \ln(\tau_{w,t-1}) + \eta_t^{\tau_w}$ .

Par ailleurs,  $\sigma_c$  représente l'inverse de l'élasticité intertemporelle de substitution de la consommation,  $\sigma_L$  est l'inverse de l'élasticité de la désutilité du travail par rapport aux heures travaillées.

**Rigidité réelle n°1 (la formation d'habitude)** *Les préférences de consommation prennent une forme non séparable capturant ainsi l'idée que les ménages peuvent avoir de la formation d'habitude dans leurs choix de consommation. La formation d'habitude peut être "externe" ou "interne". Dans le premier cas, c'est une référence sociale (le niveau de consommation moyen) qui a des effets sur les comportements de consommation alors que dans le second cas c'est la consommation individuelle passée. Ici on retient la seconde forme, impliquant que le paramètre  $\gamma \in [0, 1)$  représente le paramètre mesurant l'effet de la consommation passée sur l'utilité courante.*

De plus le ménage loue le stock de capital aux entreprises au taux réel de location  $r_t^k$  par unité de capital. De ce fait,  $r_t^k u_t(h) K_t(h)$  représente le retour sur le stock de capital.

**Rigidité réelle n°2 (le taux d'utilisation du capital)** *Il existe également un taux d'utilisation du capital,  $u_t(h)$  ainsi qu'un coût par unité de capital,  $\Phi(u_t(h))$ , associé aux variations dans le degré d'utilisation du capital. La fonction  $\Phi(\cdot)$  satisfait  $\Phi(1) = 0$ , et*



$\Phi'(1), \Phi''(1) > 0$ . Le choix de modélisation retenu ici est guidé par les besoins d'ajuster les réponses de l'investissement et les capacités d'utilisation aux chocs.

Enfin, l'existence de titres contingents  $A_t(h)$  assure que tous les ménages ont des profils de consommation identiques quel que soit leur niveau de salaire<sup>4</sup>.

### 2.2.1 Comportement de consommation

En notant  $\lambda_t$  le multiplicateur de Lagrange sur (5), les conditions d'optimalité du programme précédent par rapport à la consommation et la détention de titres sont données par les conditions du premier ordre telles que

$$\lambda_t = \varepsilon_t^b (C_t - \gamma C_{t-1})^{-\sigma_C} - \beta \gamma \mathbb{E}_t \left[ \varepsilon_{t+1}^b (C_{t+1} - \gamma C_t)^{-\sigma_C} \right], \quad (6)$$

$$(1 + i_t)^{-1} = \beta \mathbb{E}_t \left[ \frac{\lambda_{t+1} P_t}{\lambda_t P_{t+1}} \right]. \quad (7)$$

L'équation (6) égalise l'utilité marginale de la consommation à son prix. L'équation (7) détermine l'allocation intertemporelle de la richesse (équation d'Euler).

### 2.2.2 Décisions d'offre de travail et fixation des salaires

Tout d'abord, notons que le taux marginal de substitution entre la consommation et le loisir est donné par<sup>5</sup>

$$MRS_t(h) = \frac{\mathcal{U}_{L,t}^h}{\mathcal{U}_{C,t}^h}$$

Ensuite, la décision de fixation des salaires des ménages est modélisée à travers une version modifiée des contrats à la Calvo (1983).

**Hypothèse d'indexation pour les salaires** *Les ménages qui ne peuvent pas fixer leur salaire de façon optimale, peuvent néanmoins l'ajuster sur les niveaux de l'inflation passée et de l'inflation tendancielle.*

Ce modèle postule qu'à chaque période les ménages ne peuvent modifier leur salaires qu'avec une probabilité  $(1 - \alpha_w)$ , indépendante du temps écoulé depuis leur dernière révision de salaire. La durée moyenne de fixation des salaires, autrement dit le temps moyen entre deux révisions

---

<sup>4</sup> Cf. Beaubrun-Diant et Matheron (2006) dans ce même numéro pour de plus amples détails concernant les titres contingents.

<sup>5</sup> On note  $\mathcal{U}_{X,t}$  la dérivée de la fonction  $\mathcal{U}$  par rapport à la variable  $X$ .

de salaires, est alors  $1/(1 - \alpha_w)$ . Dans ce cas, le ménage choisit un nouveau salaire  $\tilde{W}_t(h)$  qui maximise,

$$\mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta \alpha_w)^j \left[ (1 - \tau_{w,t+j}) \lambda_{t+j} \frac{\tilde{W}_t(h) \Psi_{t,t+j}^w}{P_{t+j}} L_{t+j}(h) - \frac{\varepsilon_{t+j}^b \varepsilon_{t+j}^L \tilde{L}(L_{t+j}(h))^{1+\sigma_L}}{1 + \sigma_L} \right],$$

sous contrainte d'une séquence d'équations de demande de travail :

$$L_{t+j}(h) = \left( \frac{\tilde{W}_t(h) \Psi_{t,t+k}^w}{W_{t+k}} \right)^{-\theta_w} L_{t+j}, \quad (8)$$

et

$$\Psi_{t,t+j}^w = \begin{cases} \prod_{\nu=0}^{j-1} \bar{\pi}^{1-\xi_w} \pi_{t+\nu}^{\xi_w} & j > 0 \\ 1 & j = 0, \end{cases} \quad (9)$$

où  $\pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$  représente le taux d'inflation,  $\bar{\pi}$  est l'inflation tendancielle, et le coefficient  $\xi_w \in [0, 1]$  est le degré d'indexation des salaires aux prix passés lorsque les ménages ne peuvent pas ré-optimiser.  $\Psi_{t,t+j}^w$  est un terme correcteur qui tient compte du fait que si le ménage  $h$  ne peut pas ré-optimiser son salaire, ce dernier l'ajuste en suivant la règle simple suivante :

$$W_t(h) = \bar{\pi}^{1-\xi_w} \pi_{t-1}^{\xi_w} W_{t-1}(h). \quad (10)$$

La condition du premier ordre par rapport à  $\tilde{W}_t(h)$  est donnée par :

$$\mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta \alpha_w)^j \left[ (1 - \tau_{w,t+j}) \bar{\pi}^{(1-\xi_w)j} \left( \frac{P_{t+j-1}}{P_{t-1}} \right)^{\xi_w} \frac{\tilde{W}_t(h)}{P_{t+j}} - \frac{\theta_w}{\theta_w - 1} MRS_{t+k}(h) \tilde{L}_{t+j}(h) \right] = 0. \quad (11)$$

Un contrat de salaire à la Calvo avec indexation partielle implique l'évolution de l'indice de salaire suivante :

$$W_t = \left[ \alpha_w \left( \bar{\pi}^{1-\xi_w} \pi_{t-1}^{\xi_w} W_{t-1} \right)^{1-\theta_w} + (1 - \alpha_w) \left( \tilde{W}_t \right)^{1-\theta_w} \right]^{\frac{1}{1-\theta_w}}. \quad (12)$$

### 2.2.3 Décisions d'investissement

Le stock de capital est détenu par les ménages qui le louent aux entreprises intermédiaires au taux  $r_t^k$ . Tout comme pour les décisions de consommation, les ménages choisissent le stock de capital, le montant d'investissement ainsi que le taux d'utilisation du capital afin de maximiser leur fonction d'utilité intertemporelle (4) sous la contrainte budgétaire (5) et l'équation

d'accumulation du capital donnée par

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + \varepsilon_t^I \left[ 1 - S \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] I_t \quad (13)$$

où  $\delta$  représente le taux de dépréciation du capital.

**Rigidité réelle n°3 (coûts d'ajustement de l'investissement)** *La fonction  $S(\cdot)$  est une fonction de coût d'ajustement telle que  $S(1) = 0$  et  $S''(\cdot) = \varphi$ . Cette hypothèse implique l'absence de coûts d'ajustement à l'état stationnaire déterministe.*

En notant  $Q_t$  le multiplicateur de Lagrange sur (13), les conditions d'optimalité du programme précédent par rapport au capital et à l'investissement sont :

$$Q_t = \mathbb{E}_t \left[ \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left( Q_{t+1}(1 - \delta) + r_{t+1}^k u_{t+1} - \Psi(u_{t+1}) \right) \right] \varepsilon_t^Q \quad (14)$$

$$\begin{aligned} 1 &= Q_t \left[ 1 - S \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) - \frac{I_t}{I_{t-1}} S' \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] \varepsilon_t^I \\ &+ \beta \mathbb{E}_t \left[ Q_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left( \frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 S' \left( \frac{I_{t+1}}{I_t} \right) \varepsilon_{t+1}^I \right] \end{aligned} \quad (15)$$

$$r_t^k = \Psi'(u_t) \quad (16)$$

L'équation (14) donne la valeur réelle du capital, l'équation (15) donne le montant d'investissement et l'équation (16) égalise le coût d'augmenter le taux d'utilisation du capital au prix de location de celui-ci.

$\varepsilon_t^I$  est un choc sur le prix relatif de l'investissement et  $\varepsilon_t^Q$  est un choc sur la prime de risque. Nous supposons qu'ils suivent des processus autorégressifs d'ordre un et de termes d'erreur gaussien *i.i.d.* :  $\ln(\varepsilon_t^I) = (1 - \rho_I) \ln(\bar{\varepsilon}_I) + \rho_I \ln(\varepsilon_{t-1}^I) + \eta_t^I$  et  $\ln(\varepsilon_t^Q) = (1 - \rho_Q) \ln(\bar{\varepsilon}_Q) + \rho_Q \ln(\varepsilon_{t-1}^Q) + \eta_{Q,t}$ .

### 2.3 Bien agrégé

Le bien final,  $Y_t$ , est produit par une entreprise représentative qui agit sur un marché parfaitement concurrentiel. Ce bien final est la combinaison d'un continuum de biens intermédiaires,  $Y_t(z)$ , avec  $z \in [0, 1]$ , selon la technologie suivante :

$$Y_t = \left[ \int_0^1 Y_t(z)^{\frac{\theta_p - 1}{\theta_p}} dz \right]^{\frac{\theta_p}{\theta_p - 1}}, \quad (17)$$

où  $\theta_p > 1$  est l'élasticité de substitution entre les biens différenciés. Puisque le markup sur les prix est relié à l'élasticité de substitution, il sera lui même stochastique. L'entreprise prend pour donné son propre prix  $P_t$  ainsi que celui des biens intermédiaires  $P_t(z)$ . La maximisation du profit implique l'équation d'Euler suivante :

$$Y_t(z) = \left( \frac{P_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta_p} Y_t. \quad (18)$$

En intégrant (18) et en imposant (17), nous obtenons la relation entre le prix du bien final et les prix des biens intermédiaires :

$$P_t = \left[ \int_0^1 P_t(z)^{1-\theta_p} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta_p}}. \quad (19)$$

## 2.4 Les entreprises intermédiaires

Chaque entreprise  $z$  produit un bien intermédiaire,  $Y_t(z)$ , à l'aide d'une fonction de production de type Cobb-Douglas :

$$Y_t(z) = \varepsilon_t^A (u_t(z) K_t(z))^\eta L_t(z)^{1-\eta} - \Omega \quad (20)$$

où  $\eta \in (0, 1)$  et  $\varepsilon_t^A$  est un choc de productivité commun à toutes les entreprises (supposé suivre un processus autorégressif d'ordre un,  $\ln(\varepsilon_t^A) = (1 - \rho_A) \ln(\bar{\varepsilon}_A) + \rho_A \ln(\varepsilon_{t-1}^A) + \eta_t^A$ ) et  $\Omega$  est un coût fixe de production.

La minimisation des coûts implique que le ratio capital-travail est identique entre les entreprises intermédiaires et égalise le ratio capital-travail agrégé :

$$\frac{W_t L_t}{r_t^k u_t K_{t-1}} = \frac{1 - \eta}{\eta} \quad (21)$$

Les coûts marginaux des entreprises sont ainsi donnés par <sup>6</sup> :

$$MC_t = \frac{W_t^{1-\eta} (r_t^k)^\eta}{\varepsilon_t^A \eta^\eta (1 - \eta)^{1-\eta}} \quad (22)$$

Tout comme pour la modélisation des salaires, la décision de fixation des prix des entreprises est modélisée à travers une version modifiée des contrats à la Calvo (1983).

**Hypothèse d'indexation pour les prix** *Les entreprises qui ne peuvent pas fixer leur prix de façon optimale, peuvent néanmoins l'ajuster sur les niveaux de l'inflation passée et de l'inflation tendancielle.*

---

<sup>6</sup>Notons ici que toutes les entreprises intermédiaires ont des coûts marginaux identiques. Nous pouvons ainsi supprimer l'indice  $z$ .

A chaque période, chaque entreprise fait face à une probabilité constante  $(1 - \alpha_p)$  de pouvoir ré-optimiser son prix  $\tilde{P}_t(z)$ . La durée moyenne de fixité des prix est ainsi  $1/(1 - \alpha_p)$ . L'entreprise  $z$  choisit  $\tilde{P}_t(z)$  en maximisant son profit intertemporel :

$$\mathbb{E}_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_p^j \Upsilon_{t,t+j} \left( (1 - \tau_{p,t+j}) \bar{\pi}^{(1-\xi_p)j} \left( \frac{P_{t+j-1}}{P_{t-1}} \right)^{\xi_p} \frac{\tilde{P}_t(z)}{P_{t+j}} Y_{t+j}(z) - MC_{t+j}(Y_{t+j}(z) + \Omega) \right) \right]$$

sous la séquence des équations de demande :

$$Y_{t+k}(z) = \left( \frac{\tilde{P}_t(z) \Psi_{t,t+k}^p}{P_{t+k}} \right)^{-\theta_p} Y_{t+k} \quad (23)$$

où  $\Upsilon_{t,t+j} = \beta^j (\lambda_{t+j} P_t) / (\lambda_t P_{t+j})$  est le facteur d'escompte stochastique réel et

$$\Psi_{t,t+j}^p = \begin{cases} \prod_{\nu=0}^{j-1} \bar{\pi}^{1-\xi_p} \pi_{t+\nu}^{\xi_p} & j > 0 \\ 1 & j = 0, \end{cases} \quad (24)$$

où le coefficient  $\xi_p \in [0, 1]$  est le degré d'indexation sur les prix passés lorsque les entreprises ne peuvent pas ré-optimiser.  $\tau_{p,t}$  est une taxe stochastique proportionnelle sur les revenus de la vente, supposé suivre un processus autorégressif d'ordre un  $\ln(\tau_{p,t}) = (1 - \rho_{\tau_p}) \ln(\bar{\tau}_p) + \rho_{\tau_p} \ln(\tau_{p,t-1}) + \eta_t^{\tau_p}$ .  $\Psi_{t,t+j}$  est un terme correcteur qui tient compte du fait que si l'entreprise  $z$  ne peut ré-optimiser son prix, elle le met à jour selon la règle simple suivante :

$$P_t(z) = \bar{\pi}^{1-\xi_p} \pi_{t-1}^{\xi_p} P_{t-1}(z). \quad (25)$$

La condition du premier-ordre associée au programme de maximisation du profit implique que les entreprises fixent leur prix en fonction du flux escompté des coûts marginaux futurs espérés :

$$\mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_p^j \Upsilon_{t,t+j} \left[ (1 + \tau_{p,t+j}) \bar{\pi}^{(1-\xi_p)j} \left( \frac{P_{t+j-1}}{P_{t-1}} \right)^{\xi_p} \frac{\tilde{P}_t(z)}{P_{t+j}} - \frac{\theta_p}{\theta_p - 1} MC_{t,t+j}(z) \right] Y_{t+j}(z) = 0. \quad (26)$$

La présence de prix visqueux avec indexation partielle entraîne un indice de prix donné par :

$$P_t = \left[ \alpha_p \left( \bar{\pi}^{1-\xi_p} \pi_{t-1}^{\xi_p} P_{t-1} \right)^{1-\theta_{p,t}} + (1 - \alpha_p) \left( \tilde{P}_t \right)^{1-\theta_{p,t}} \right]^{\frac{1}{1-\theta_{p,t}}}. \quad (27)$$

## 2.5 Politiques fiscale et monétaire et conditions d'équilibre

Le modèle est bouclé en spécifiant le comportement du gouvernement. Celui-ci conduit les politiques fiscale et monétaire. Les dépenses gouvernementales,  $\varepsilon_t^G$ , sont supposées exogènes et

sont financées par une taxe forfaitaire, une taxe sur la travail, une taxe sur la production et l'émission de titres. Le gouvernement fait face à la contrainte budgétaire suivante :

$$\varepsilon_t^G = T_t + \tau_{p,t} Y_t + \tau_{w,t} \frac{W_t}{P_t} L_t + \frac{B_{t+1}/(1+i_t) - B_t}{P_t}. \quad (28)$$

La loi d'évolution des dépenses gouvernementales est donnée par :

$$\ln(\varepsilon_t^G) = (1 - \rho_G) \ln(\bar{\varepsilon}_G) + \rho_G \ln(\varepsilon_{t-1}^G) + \eta_t^G \quad (29)$$

Afin de nous concentrer sur la politique monétaire, nous supposons que les autorités fiscales veillent, à chaque instant, à assurer la "soutenabilité" de la politique adoptée. En d'autres termes, la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat est toujours équilibrée et la politique fiscale est toujours *Ricardienne*<sup>7</sup>.

Nous supposons, en outre, que le taux d'intérêt de court terme,  $i_t$ , est l'instrument privilégié des autorités monétaires (ici le gouvernement). Les autorités monétaires adoptent une règle de taux d'intérêt de type Taylor. Le taux d'intérêt répond graduellement aux déviations de l'inflation retardée à la cible d'inflation et de la production retardée à sa valeur naturelle,  $Y_t^n$  (le niveau d'équilibre de la production lorsque les prix et les salaires sont flexibles), ainsi que des variations d'inflation et d'écart de production :

$$\begin{aligned} (1+i_t) &= (1+i_{t-1})^{\rho_i} \left[ \left( \frac{\bar{P}_t}{\bar{P}_{t-1}} \right) \left( \frac{P_{t-1} \bar{P}_{t-1}}{P_{t-2} \bar{P}_t} \right)^{\psi_\pi} \left( \frac{Y_t}{Y_t^n} \right)^{\psi_y} \right]^{1-\rho_i} \\ &\times \left[ \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \frac{P_{t-2}}{P_{t-1}} \right) \right]^{\psi_{\Delta\pi}} \left[ \left( \frac{Y_t}{Y_t^n} \frac{Y_{t-1}^n}{Y_{t-1}} \right) \right]^{\psi_{\Delta y}} \exp(\eta_{i,t}) \end{aligned} \quad (30)$$

A l'équilibre, la production de bien final est égale à sa demande :

$$Y_t = C_t + I_t + \varepsilon_t^G + \Phi(u_t) K_t \quad (31)$$

Au final, la contrainte de ressource totale est donnée par :

$$Y_t \Delta_{p,t} = \varepsilon_t^A (u_t K_t)^\eta L_t^{1-\eta} - \Omega \quad (32)$$

où  $\Delta_{p,t} \equiv \int_0^1 \left( \frac{P_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta_p} dz$  est une mesure de la dispersion des prix.

---

<sup>7</sup>La théorie de l'équivalence ricardienne postule que l'effet des dépenses publiques sur l'économie est totalement indépendant de la façon dont sont financées les dépenses.

### 3 Quels ingrédients choisir ?

Le modèle présenté dans la section précédente regroupe à la fois des rigidités nominales, des éléments créant automatiquement de la persistance interne et des rigidités réelles. Dans cette section, nous allons étudier chacun de ses éléments et identifier ceux qui sont à la source des performances du modèle. Pour cela, nous estimons le modèle sous sa forme log-linéarisée à l'aide de l'approche bayésienne. Cette méthode d'estimation a été principalement proposée, dans le cadre des DSGE, par Fernandez-Villaverde et Rubio-Ramirez-Ramirez (2003), Schorfheide (2003) et Smets and Wouters (2003)<sup>8</sup>. Le lecteur pourra se référer à l'article d'Adjémian et Pelgrin (2006) dans ce numéro pour de plus amples détails concernant cette méthode d'estimation.

TAB. 1 - DISTRIBUTION A PRIORI DES PARAMÈTRES

	Type	Mean	S.E.
Sig. choc de productivité	uniforme	0.250	2.000
Sig. choc de préférences	uniforme	0.250	2.000
Sig. choc de dépenses publiques	uniforme	0.250	2.000
Sig. choc d'offre de travail	uniforme	0.250	2.000
Sig. choc d'investissement	uniforme	0.250	2.000
Sig. choc de politique monétaire	uniforme	0.250	2.000
Sig. choc de markup sur les prix	uniforme	0.250	2.000
Sig. choc de markup sur les salaires	uniforme	0.250	2.000
Rho. choc de productivité	beta	0.750	0.150
Rho. choc de préférences	beta	0.750	0.150
Rho. choc de dépenses publiques	beta	0.750	0.150
Rho. choc d'offre de travail	beta	0.750	0.150
Rho. choc d'investissement	beta	0.750	0.150
Coûts d'ajustement du capital	normale	5.000	2.000
Sig. utilité de la consommation	normale	1.000	0.375
Sig. désutilité du travail	normale	2.000	0.500
h habitude de consommation	beta	0.700	0.100
Calvo sur les salaires	beta	0.750	0.050
Calvo sur les prix	beta	0.750	0.050
Indexation des salaires	beta	0.500	0.150
Indexation des prix	beta	0.500	0.150
Calvo sur l'emploi	beta	0.500	0.150
Elasticité du taux d'utilisation	gamma	0.200	0.100
Règle. taux d'intérêt retardé	beta	0.750	0.100
Règle. inflation	normal	1.500	0.250
Règle. d(inflation)	gamma	0.250	0.100
Règle. écart de production	gamma	0.125	0.050
Règle d(écart de production)	gamma	0.125	0.050

<sup>8</sup>Les procédures permettant de mettre en oeuvre l'économétrie bayésienne sont disponibles en GAUSS (Schorfheide, 2000) et en MATLAB (Juillard, 2001).

Le modèle log-linéarisé est mis sous une forme espace-état pour l'ensemble des variables observables. Le filtre de Kalman est ensuite utilisé pour évaluer la vraisemblance de ces dernières qui, combinée à la distribution a posteriori des paramètres structurels, permet d'obtenir le noyau postérieur. Ce dernier est maximisé afin d'obtenir l'estimation au mode de la distribution postérieure des paramètres. Les vraisemblances marginales sont ensuite calculées et comparées.

Le tableau 1 décrit les lois de distribution a priori retenues pour les paramètres structurels ainsi que leurs moyennes et leurs écarts types. Nous avons retenus les mêmes spécifications que Smets et Wouters (2003), ormis pour les écarts types des chocs pour lesquels nous retenons une loi uniforme, plus neutre.

Le modèle est estimé sur la zone euro sur la période d'échantillonnage courant de 1980 :1 à 2004 :4 à une fréquence trimestrielle. Les données proviennent de la base de données de Fagan *et al.* (2005).

Certains paramètres sont étalonnés avant l'estimation. Le facteur d'escompte  $\beta$  est fixé à 0,99, ce qui implique un taux d'intérêt d'état stationnaire de 4%. Le taux de dépréciation  $\delta$  est égal à 0,025 et les taux de marge sur les marchés des biens et du travail sont respectivement de 1,2 et 1,5. Enfin, l'état stationnaire est cohérent avec une part dans la production totale du revenu du travail, de la consommation et des dépenses publiques de respectivement 0,7, 0,65 et 0,18.

### 3.1 Des rigidités nominales...

Un premier exercice consiste à vérifier l'importance des rigidités nominales, sur les prix et les salaires. Pour cela, nous comparons 4 modèles : le premier n'inclut aucune rigidité nominale (autrement dit ici les probabilités de Calvo disparaissent et le coût marginal ainsi que le taux marginal de substitution valent un à l'équilibre), le second impose une rigidité sur les prix mais laisse les salaires flexibles, le troisième impose une rigidité sur les salaires mais laisse les prix flexibles et enfin le dernier possède à la fois des prix et des salaires rigides (comme il est présenté dans la section précédente).

Le tableau 2 résume les résultats des estimations pour chacun de ces modèles. Le modèle incluant les deux rigidités nominales surpasse clairement tous les autres modèles. En effet, sa vraisemblance (-294,3) est substantiellement plus grande que celle obtenue par le modèle avec prix et salaires flexibles (-610,4). On note, entre autres, les écarts importants de valeurs entre les deux modèles concernant les paramètres liés aux préférences des ménages. Entre ces cas polaires, se situent les deux modèles supposant une seule rigidité nominale. Il est assez difficile



de discriminer entre eux puisque leurs vraisemblances se situent toutes deux autour de -459. Il est ainsi clair que l'hypothèse de rigidité à la fois sur les prix et sur les salaires est cruciale pour pouvoir reproduire la vraisemblance des données.

TAB. 2 - ESTIMATIONS SELON LE TYPE DE RIGIDITÉ NOMINALE

	Prix flexibles et salaires flexibles		Prix rigides et salaires flexibles		Prix flexibles et salaires rigides		Prix rigides et salaires rigides	
	Mode	Ecart type	Mode	Ecart type	Mode	Ecart type	Mode	Ecart type
Sig. choc de productivité	0.609	3.226	0.592	1.360	0.307	0.171	0.758	0.073
Sig. choc de préférences	0.782	5.020	4.554	0.090	4.776	1.218	1.920	0.276
Sig. choc de dépenses publiques	1.741	9.274	1.750	2.483	1.610	1.625	1.677	0.122
Sig. choc d'offre de travail	3.055	16.400	2.185	7.622	4.842	7.067	3.509	0.888
Sig. choc d'investissement	4.298	18.570	4.048	8.606	6.000	0.212	5.334	0.711
Sig. choc de politique monétaire	0.229	1.218	0.168	0.105	0.162	0.058	0.059	0.018
Sig. choc de markup sur les prix	1.747	9.451	0.334	0.608	0.000	0.049	0.221	0.019
Sig. choc de markup sur les salaires	0.000	2.125	0.000	0.120	0.304	0.202	0.181	0.015
Rho. choc de productivité	0.993	0.058	0.994	0.185	0.998	0.174	0.990	0.006
Rho. choc de préférences	0.932	0.198	0.993	0.105	0.980	0.262	0.784	0.044
Rho. choc de dépenses publiques	0.980	0.096	0.988	0.527	0.952	0.805	0.926	0.030
Rho. choc d'offre de travail	0.984	0.015	0.999	0.069	0.966	0.221	0.920	0.019
Rho. choc d'investissement	0.497	1.753	0.533	5.864	0.372	2.680	0.500	0.065
Coûts d'ajustement du capital	4.247	1.444	3.632	4.945	4.472	0.694	4.910	0.457
Sig. utilité de la consommation	0.970	0.624	2.196	2.358	2.121	1.553	1.540	0.258
Sig. désutilité du travail	4.129	0.187	2.142	0.194	1.638	0.029	1.759	0.624
h habitude de consommation	0.141	0.081	0.214	0.763	0.417	0.340	0.575	0.063
Calvo sur les salaires	-	-	-	-	0.885	0.032	0.708	0.032
Calvo sur les prix	-	-	0.868	0.083	-	-	0.874	0.012
Indexation des salaires	-	-	-	-	-	-	-	-
Indexation des prix	-	-	-	-	-	-	-	-
Calvo sur l'emploi	0.817	0.001	0.801	0.043	0.885	0.001	0.841	0.012
Elasticité du taux d'utilisation	1.258	0.246	0.691	0.053	0.564	0.033	1.012	0.214
Règle. taux d'intérêt retardé	0.713	0.000	0.857	0.001	0.875	0.001	0.969	0.012
Règle. inflation	1.664	0.004	1.491	0.068	1.575	0.110	1.513	0.099
Règle. d(inflation)	0.571	0.003	0.310	0.011	0.249	0.018	0.131	0.034
Règle. écart de production	0.113	0.005	0.292	0.001	0.118	0.000	0.175	0.051
Règle d(écart de production)	0.299	0.076	0.550	0.000	0.004	0.000	0.255	0.037
<b>Vraisemblance marginale</b>	<b>-610.406</b>		<b>-459.015</b>		<b>-459.287</b>		<b>-294.311</b>	
<i>Classement</i>	4		2		3		1	

### 3.2 ...en passant par les indexations...

Un second exercice consiste à étudier l'importance des indexations des prix et des salaires. Cette hypothèse, bien que sans réel fondement microéconomique, permet d'introduire de la persistance endogène de l'inflation et de l'inflation salariale. En plus de leurs valeurs anticipées, ces deux inflations dépendent de leurs valeurs passées. Les indexations permettent à ces variables de ne pas "sauter" en réponse aux chocs et créent une dynamique plus mouvementée.

Le tableau 3 résume les résultats des estimations lorsque nous enlevons une à une les indexations. Globalement, nous constatons que les indexations ne sont pas une hypothèse cruciale dans le cadre de ce modèle puisque les vraisemblances bougent assez peu. Supposer la présence des deux indexations améliore marginalement la vraisemblance. Le modèle préféré est cependant celui pour lequel il n'y a que l'indexation des prix. En effet, retenir une indexation sur les salaires détériore la vraisemblance la faisant passer de -294,3 lorsqu'il n'y a aucune indexation à -297,2.

En regardant les paramètres estimés, on peut noter que ceux-ci sont relativement stables aux changements d'hypothèses sur les indexations.

TAB. 3 - ESTIMATIONS SELON LE TYPE D'INDEXATION

	aucune indexation		indexation des prix		indexation des salaires		indexations des prix et des salaires	
	Mode	Ecart type	Mode	Ecart type	Mode	Ecart type	Mode	Ecart type
Sig. choc de productivité	0.758	0.073	0.785	0.079	0.760	0.073	0.792	0.080
Sig. choc de préférences	1.920	0.276	1.970	0.292	1.936	0.281	2.009	0.303
Sig. choc de dépenses publiques	1.677	0.122	1.687	0.123	1.680	0.122	1.693	0.123
Sig. choc d'offre de travail	3.509	0.888	3.654	0.954	3.611	0.931	3.909	1.048
Sig. choc d'investissement	5.334	0.711	5.307	0.711	5.362	0.714	5.353	0.715
Sig. choc de politique monétaire	0.059	0.018	0.063	0.018	0.058	0.018	0.060	0.018
Sig. choc de markup sur les prix	0.221	0.019	0.226	0.018	0.223	0.019	0.226	0.018
Sig. choc de markup sur les salaires	0.181	0.015	0.181	0.015	0.187	0.016	0.187	0.015
Rho. choc de productivité	0.990	0.006	0.990	0.006	0.990	0.006	0.989	0.006
Rho. choc de préférences	0.784	0.044	0.787	0.046	0.785	0.044	0.788	0.047
Rho. choc de dépenses publiques	0.926	0.030	0.929	0.029	0.924	0.030	0.927	0.029
Rho. choc d'offre de travail	0.920	0.019	0.922	0.022	0.916	0.020	0.915	0.024
Rho. choc d'investissement	0.500	0.065	0.500	0.066	0.495	0.067	0.491	0.068
Coûts d'ajustement du capital	4.910	0.457	4.902	0.457	4.927	0.456	4.930	0.455
Sig. utilité de la consommation	1.540	0.258	1.574	0.262	1.521	0.258	1.556	0.263
Sig. désutilité du travail	1.759	0.624	1.796	0.604	1.774	0.627	1.856	0.606
h habitude de consommation	0.575	0.063	0.577	0.064	0.581	0.063	0.587	0.063
Calvo sur les salaires	0.708	0.032	0.722	0.034	0.714	0.033	0.734	0.035
Calvo sur les prix	0.874	0.012	0.885	0.012	0.873	0.011	0.887	0.011
Indexation des salaires	-	-	-	-	0.269	0.105	0.322	0.115
Indexation des prix	-	-	0.327	0.083	-	-	0.349	0.082
Calvo sur l'emploi	0.841	0.012	0.848	0.013	0.839	0.013	0.846	0.013
Elasticité du taux d'utilisation	1.012	0.214	1.040	0.219	1.021	0.214	1.059	0.220
Règle. taux d'intérêt retardé	0.969	0.012	0.963	0.012	0.967	0.012	0.962	0.012
Règle. inflation	1.513	0.099	1.507	0.099	1.511	0.099	1.503	0.100
Règle. d(inflation)	0.131	0.034	0.134	0.035	0.127	0.034	0.128	0.034
Règle. écart de production	0.175	0.051	0.180	0.051	0.178	0.051	0.181	0.051
Règle d(écart de production)	0.255	0.037	0.242	0.037	0.250	0.037	0.232	0.036
<b>Vraisemblance marginale</b>	<b>-294.311</b>		<b>-291.948</b>		<b>-297.221</b>		<b>-293.460</b>	
<i>Classement</i>	3		1		4		2	

### 3.3 ...aux rigidités réelles

Trois rigidités réelles sont présentes dans le modèle : le taux d'utilisation du capital, l'habitude de consommation et les coûts d'ajustement sur l'investissement. Nous enlevons une à une chacune des ces rigidités réelles et observons les effets sur la vraisemblance. Pour cela nous gardons le meilleur modèle obtenu jusqu'ici, autrement dit celui avec rigidités nominales sur les prix et le salaires et indexation des prix (appelé "modèle de référence" dans la suite).

TAB. 4 - ESTIMATIONS SELON LE TYPE DE RIGIDITÉ RÉELLE

	RR1 : sans taux d'utilisation		RR2 : sans habitude de consommation		RR3 : sans coûts d'ajustement sur l'investissement	
	Mode	Ecart type	Mode	Ecart type	Mode	Ecart type
Sig. choc de productivité	0.893	0.092	0.579	0.055	0.473	0.036
Sig. choc de préférences	1.841	0.300	1.328	0.166	1.869	0.522
Sig. choc de dépenses publiques	1.601	0.113	1.767	0.132	1.721	0.124
Sig. choc d'offre de travail	3.595	1.060	3.352	0.830	3.514	0.445
Sig. choc d'investissement	4.868	0.717	5.164	0.671	0.781	0.088
Sig. choc de politique monétaire	0.079	0.018	0.080	0.025	0.090	0.045
Sig. choc de markup sur les prix	0.231	0.019	0.239	0.020	0.235	0.022
Sig. choc de markup sur les salaires	0.178	0.015	0.189	0.015	0.202	0.017
Rho. choc de productivité	0.990	0.007	0.983	0.006	0.999	0.000
Rho. choc de préférences	0.786	0.049	0.896	0.022	0.960	0.024
Rho. choc de dépenses publiques	0.922	0.033	0.987	0.012	0.978	0.014
Rho. choc d'offre de travail	0.915	0.019	0.947	0.020	0.995	0.005
Rho. choc d'investissement	0.508	0.083	0.471	0.060	0.881	0.023
Coûts d'ajustement du capital	4.776	0.452	4.585	0.468	-	-
Sig. utilité de la consommation	1.344	0.269	2.451	0.253	2.197	0.275
Sig. désutilité du travail	1.528	0.629	2.705	0.689	4.217	0.546
h habitude de consommation	0.612	0.067	-	-	0.362	0.056
Calvo sur les salaires	0.741	0.031	0.709	0.040	0.721	0.050
Calvo sur les prix	0.876	0.011	0.893	0.012	0.910	0.012
Indexation des salaires	-	-	-	-	-	-
Indexation des prix	0.369	0.086	0.363	0.089	0.149	0.045
Calvo sur l'emploi	0.867	0.010	0.816	0.016	0.795	0.018
Elasticité du taux d'utilisation	-	-	0.759	0.206	0.674	0.177
Règle. taux d'intérêt retardé	0.949	0.014	0.952	0.016	0.971	0.018
Règle. inflation	1.515	0.098	1.509	0.100	1.535	0.097
Règle. d(inflation)	0.135	0.036	0.160	0.042	0.265	0.078
Règle. écart de production	0.146	0.046	0.198	0.056	0.170	0.070
Règle d(écart de production)	0.284	0.050	0.311	0.060	0.658	0.121
<b>Vraisemblance marginale</b>		<b>-252.359</b>		<b>-310.448</b>		<b>-378.772</b>

Comme le montre le tableau 4, un résultat surprenant se produit lorsque l'hypothèse de taux d'utilisation (RR1) est retirée : la vraisemblance saute de -291 à -252. Le modèle semble n'avoir nullement besoin de cet artifice pour reproduire la dynamique des données. Les hypothèses de formation d'habitude (RR2) et de coûts d'ajustement sur l'investissement (RR3) sont, à l'inverse,

nécessaires. Par exemple, ne pas incorporer de coûts d'ajustement sur l'investissement détériore la vraisemblance à une valeur de -378. Les paramètres structurels se modifient également en fonction du type de rigidité réelle.

On constate que l'inverse de l'élasticité intertemporelle de substitution de la consommation et l'inverse de l'élasticité de la désutilité du travail par rapport aux heures travaillées sont très sensibles aux rigidités réelles : elles passent respectivement de 1,57 et 1,79 dans le modèle de référence à 2,45 et 2,70 dans le modèle RR2 et à 2,19 et 4,22 dans le modèle RR3. De même, la volatilité du choc d'investissement tombe à 0,78 dans le modèle RR3 alors qu'il est à 5,30 dans le modèle de référence. À l'inverse le choc d'investissement devient très persistant dans ce modèle avec un paramètre d'autocorrélation de 0,88. Cela traduit l'incapacité du modèle à reproduire la persistance de l'investissement par des mécanismes endogènes et doit donc faire appel à de la persistance exogène. Plus généralement, c'est l'ensemble des paramètres d'autocorrélation des chocs qui augmente, marquant ainsi la prédominance des coûts d'ajustement sur l'investissement comme mécanisme de propagation interne.

### 3.4 Moments d'ordre deux et fonctions de réponse

Pour appréhender le rôle des différentes rigidités réelles dans la qualité de l'ajustement aux données, nous reportons dans ce paragraphe une sélection de moments d'ordre deux issus des données et des différents modèles estimés. Les mécanismes de propagation internes seront évalués à l'aide des fonctions de réponse.

Le paragraphe précédent a proposé un classement des modèles sur la base de la vraisemblance, qui revient à ajuster tous les moments des données avec ceux induits par le modèle. Il est évident que beaucoup de moments pris en compte dans l'évaluation de cette vraisemblance ne sont pas pertinents d'un point de vue économique. Nous présentons alors une sélection de moments d'ordre deux (jusqu'à 5 retards) pour le produit, l'investissement, les salaires, le taux d'intérêt et l'inflation ; ces moments étant ceux que l'on recherche le plus souvent à reproduire dans la littérature<sup>9</sup>. Cette sélection a donc un but purement illustratif afin de montrer où un modèle échoue.

Globalement, le modèle de référence (ainsi que les modèles avec une seule rigidité réelle) a du mal à reproduire les autocorrélations observées. Le modèle surestime l'autocorrélation des variables réelles (produit, investissement, salaires) et sous-estime celle des variables nominales. On note que le modèle sans coûts d'ajustement sur l'investissement (RR3) implique les plus

---

<sup>9</sup>Les moments sont calculés au mode dans chaque cas.

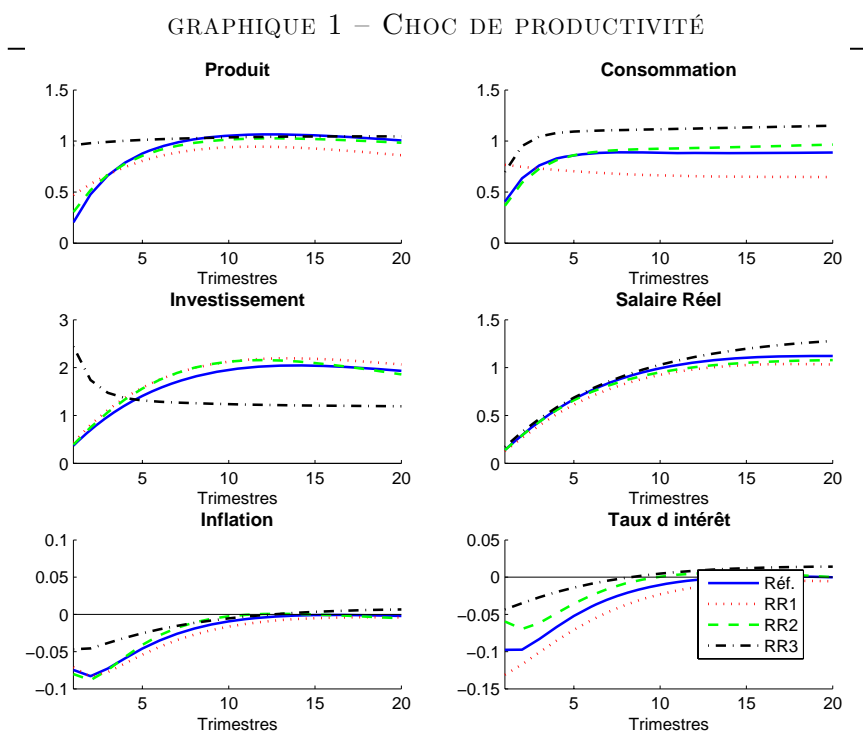
fortes autocorrélations. Comme nous l'avions noté précédemment, cela s'explique par le fait que l'une des sources endogène de persistance étant retirée, ce sont alors les chocs qui captent une grande partie de la persistance des données (les paramètres d'autocorrélation des chocs sont presque tous estimés à des valeurs supérieures à 0,95, *cf.* tableau 4).

TAB. 5 - MOMENTS D'ORDRE DEUX

	$\sigma$ Produit	$\sigma$ Investissement	$\sigma$ Salaires	$\sigma$ Taux d'intérêt	$\sigma$ Inflation
<b>Données</b>	<b>1.979</b>	<b>6.851</b>	<b>4.121</b>	<b>0.648</b>	<b>0.379</b>
Référence	6.757	13.401	7.784	0.411	0.335
RR1	7.708	12.888	8.785	0.411	0.359
RR2	4.374	11.473	4.715	0.385	0.334
RR3	11.799	18.040	14.015	0.515	0.436
Autocorrélations (retard)					
Produit	1	2	3	4	5
<b>Données</b>	<b>0.939</b>	<b>0.870</b>	<b>0.796</b>	<b>0.713</b>	<b>0.6198</b>
Référence	0.994	0.982	0.967	0.951	0.935
RR1	0.996	0.988	0.978	0.967	0.955
RR2	0.987	0.968	0.947	0.925	0.902
RR3	0.997	0.995	0.992	0.990	0.987
Investissement	1	2	3	4	5
<b>Données</b>	<b>0.977</b>	<b>0.949</b>	<b>0.909</b>	<b>0.861</b>	<b>0.798</b>
Référence	0.988	0.966	0.938	0.908	0.878
RR1	0.988	0.964	0.934	0.901	0.866
RR2	0.987	0.963	0.934	0.903	0.873
RR3	0.984	0.969	0.955	0.942	0.929
Salaires	1	2	3	4	5
<b>Données</b>	<b>0.960</b>	<b>0.922</b>	<b>0.886</b>	<b>0.847</b>	<b>0.810</b>
Référence	0.997	0.994	0.989	0.983	0.976
RR1	0.998	0.995	0.990	0.985	0.980
RR2	0.994	0.987	0.978	0.967	0.956
RR3	0.999	0.998	0.997	0.997	0.996
Taux d'intérêt	1	2	3	4	5
<b>Données</b>	<b>0.967</b>	<b>0.914</b>	<b>0.859</b>	<b>0.804</b>	<b>0.746</b>
Référence	0.928	0.822	0.712	0.612	0.525
RR1	0.936	0.838	0.736	0.642	0.562
RR2	0.916	0.826	0.738	0.657	0.584
RR3	0.944	0.894	0.847	0.804	0.764
Inflation	1	2	3	4	5
<b>Données</b>	<b>0.710</b>	<b>0.649</b>	<b>0.560</b>	<b>0.538</b>	<b>0.490</b>
Référence	0.666	0.519	0.437	0.381	0.337
RR1	0.702	0.546	0.450	0.383	0.332
RR2	0.648	0.495	0.418	0.369	0.333
RR3	0.755	0.703	0.679	0.660	0.642

Concernant la volatilité des séries, le modèle reproduit plutôt bien la volatilité du taux d'intérêt et de l'inflation mais sur-prédit la volatilité des variables réelles par un facteur de deux (voire trois). Par exemple, la volatilité de l'inflation est de 0,379% dans les données et 0,335% dans le modèle de référence alors que la volatilité des salaires est de 4,121% dans les données et 7,784% dans ce modèle. En outre, retirer l'hypothèse de formation d'habitude rapproche la volatilité des variables réelles déduite du modèle de celle des données.

Les graphiques 1 à 5 représentent les fonctions de réponse à une série de chocs structurels pour le modèle de référence et les modèles contraints (selon les hypothèses de rigidités réelles)<sup>10</sup>. Dans un premier temps, nous nous concentrons sur les commentaires des fonctions de réponse du modèle de référence.

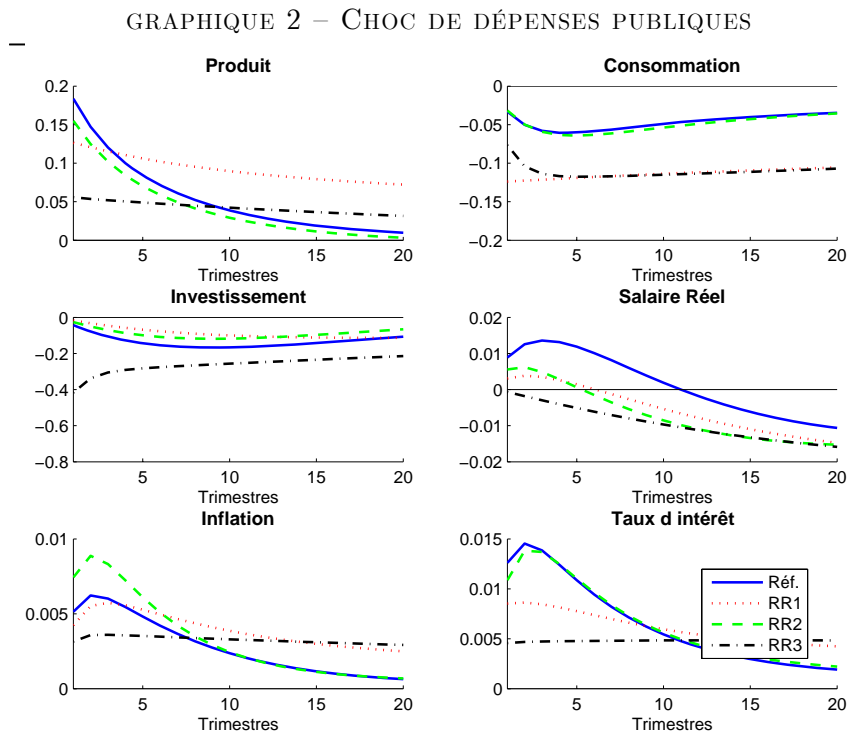


Le graphique 1 montre les effets d'une amélioration de la productivité totale des facteurs. La réponse du produit est automatiquement positive (0,25%) et continue de s'accumuler graduellement jusqu'à atteindre 1%. Le choc augmente également la consommation puisque les ménages accroissent leurs dépenses (jusqu'à 0,80%). Il en est de même pour l'investissement (jusqu'à 2%). Les salaires réels sont indexés sur la productivité et suivent mimétiquement l'évolution de la production. Comme la production croît moins que la production potentielle, l'écart de

<sup>10</sup>On fait ici des chocs de 1%.

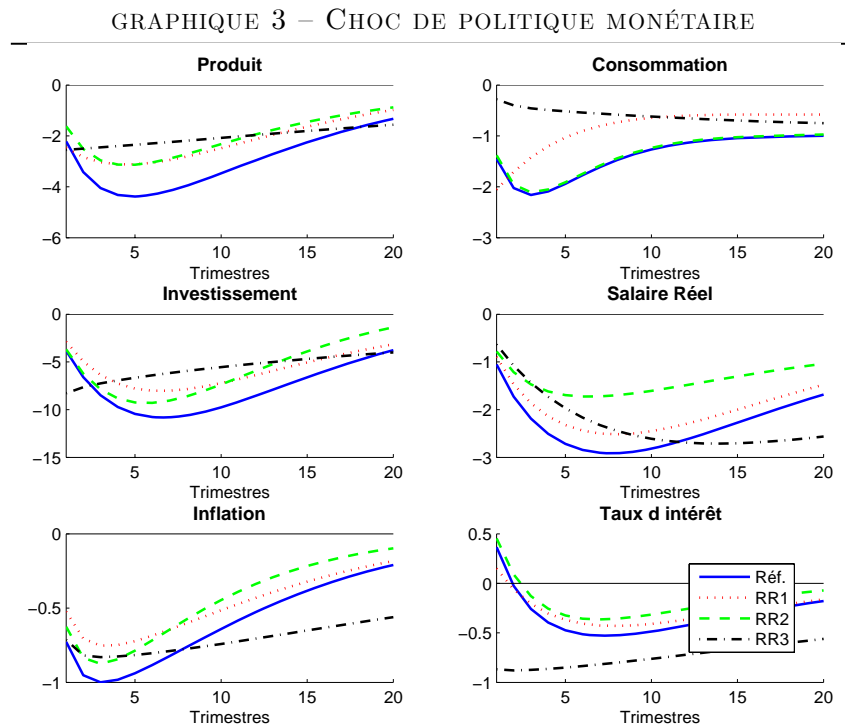
production négatif qui en résulte crée des pressions à la baisse sur les prix<sup>11</sup>. Les autorités monétaires sont alors incitées à réduire le taux d'intérêt (-0,1%). La politique monétaire devient alors accommodante et les prix bougent très peu. La réponse de l'inflation est négative et montre de la persistance.

Le graphique 2 représente les réponses dynamiques des principales variables suite à un choc de dépenses publiques. Un tel choc augmente tout naturellement la production ( de 0,18%) puisque la demande s'accroît. Notons par ailleurs que plus ce choc est autocorrélé et plus l'augmentation est élevée. On observe logiquement le fameux effet multiplicateur associé à une expansion budgétaire. Les effets négatifs du taux d'intérêt amènent la consommation en dessous de sa valeur d'état stationnaire (-0,05%) tout en ayant une dynamique en forme de "bosse" due à l'hypothèse de formation d'habitude. La consommation retourne ensuite graduellement vers son état stationnaire. Suite à l'accroissement de la demande, les autorités monétaires vont augmenter le taux d'intérêt (de 0,015%). Cette augmentation évince l'investissement (-0,17%) et diminue le stock de capital. Comme tout choc de demande, le produit augmentant, cela implique une pression à la hausse des prix des facteurs réels, du coût marginal réel et de l'inflation. Le taux d'intérêt évolue de concert avec l'inflation afin de contrecarrer les pressions inflationnistes.



<sup>11</sup>Par ailleurs, l'augmentation de la productivité entraîne une baisse des coûts marginaux.

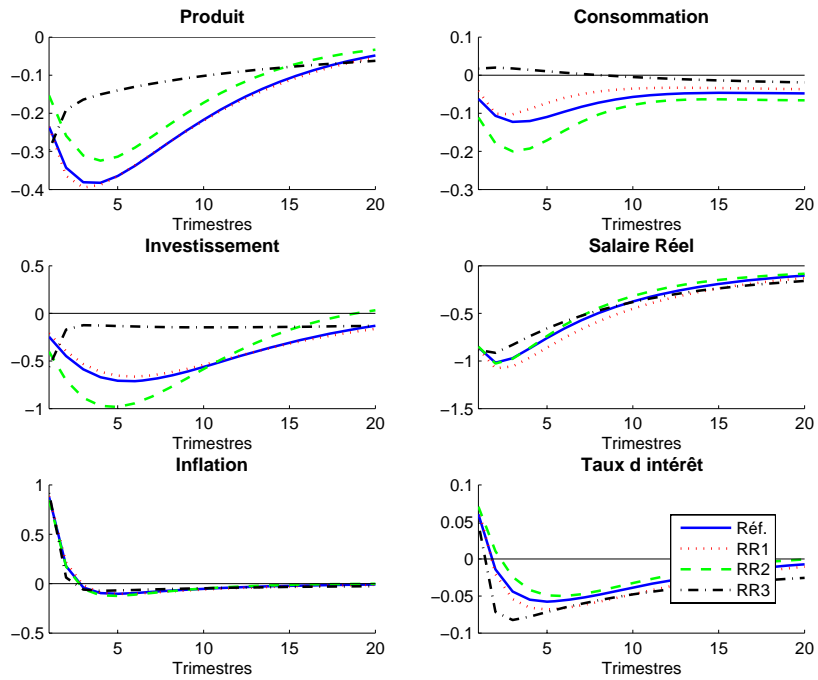
Le graphique 3 donne les réponses suite à l'augmentation du taux d'intérêt nominal (de 0,5%). Ce choc est une perturbation de la règle de politique monétaire et déclenche alors les mécanismes de correction qui en résultent. A la suite de ce choc, les ménages réduisent leurs dépenses de consommation (-2%) en même temps que le taux d'intérêt réel augmente(0,5%). Les firmes répondent à la modification du taux d'intérêt en réduisant massivement leurs dépenses d'investissement (-10%), leurs demandes d'emploi et le taux d'utilisation du capital, causant ainsi une chute importante du coût marginal. Le déclin de l'investissement explique la majorité de l'évolution du PIB (-4%). L'hypothèse de rigidité des prix induit une baisse persistante de l'inflation (-1%). Les salaires étant fortement procyclique, ils baissent suivant une dynamique persistante (jusqu'à -3%).



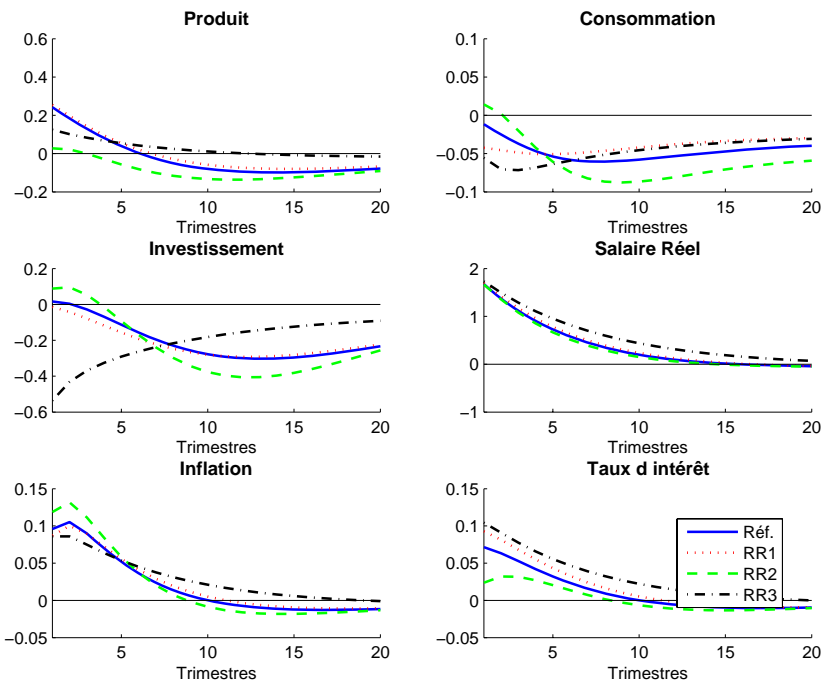
Enfin, un choc de markup sur les prix (graphique 4) a les effets inverses du choc technologique. On observe une baisse du produit (-0,4%), de la consommation (-0,1%), de l'investissement (-0,7%) et des salaires réels (-1%). A l'inverse, à la suite d'un choc de markup sur les salaires (graphique 5), le salaires augmentent (1,75%) mais les autres réponses sont qualitativement identiques au choc de markup sur les prix.



GRAPHIQUE 4 – CHOC DE MARKUP SUR LES PRIX



GRAPHIQUE 5 – CHOC DE MARKUP SUR LES SALAIRES



Les fonctions de réponse peuvent cependant dépendre fortement des hypothèses de rigidités réelles retenues. Alors que les modèles RR1 (sans taux d'utilisation) et RR2 (sans habitude de consommation) affichent des évolutions qualitativement identiques à celles du modèle de référence, le modèle RR3 (sans coûts d'ajustement sur l'investissement) implique des fonctions de réponse différentes avec des dynamiques plus heurtées et beaucoup plus persistantes.

## 4 La complémentarité stratégique

Un des résultats mis en perspective par les exercices précédents est l'incapacité du modèle à s'ajuster aux données sans recourir à un degré de rigidités nominales irréaliste. Plus précisément, nous trouvons comme Smets et Wouters (2003) une durée moyenne de fixation des prix d'environ deux ans et ceci indépendamment des ingrédients retenus.

Le problème est que les données microéconomiques et macroéconomiques suggèrent des résultats différents du comportement des prix. Les données microéconomiques indiquent que les entreprises changent fréquemment leur prix. Par exemple, Bils et Klenow (2004) et Dhyne *et al.* (2006) ont montré que les durées de changement de prix étaient comprises entre six mois et un an. Les données macroéconomiques suggèrent que l'inflation est inertielle. Ce conflit est naturellement présent pour l'ensemble des modèles macroéconomiques. Le modèle d'ajustement aléatoire des prix de Calvo (en présence ou non d'indexation) produit ainsi des résultats contrefactuels comme des durées de fixité des prix de deux ans<sup>12</sup>.

Une des raisons de ce résultat est que le modèle de Calvo de base suppose une hypothèse peu réaliste de *substitution stratégique*, autrement dit qu'une augmentation des prix des autres producteurs intermédiaires rend optimal pour l'un d'entre eux de réduire son propre prix.<sup>13</sup> Il faut alors faire appel à une *complémentarité stratégique* dans les comportements des entreprises – c'est à dire l'idée selon laquelle une action menée par une entreprise entraîne une réaction dans la même direction par une autre – pour rendre "réalistes" les dynamiques nominales et réelles de l'économie. Dans ce cas, l'existence de firmes ne pouvant pas réoptimiser leur prix implique que l'ajustement de prix opéré par les firmes optimisatrices est donc d'autant moins important que le degré de complémentarité stratégique est élevé. Les sources de complémentarité stratégique peuvent provenir de l'hypothèse de facteurs de production spécifiques à chaque entreprise intermédiaire (Sbordone, 1998), de la structure "input-output" (Basu, 1995) ou encore de l'hypothèse

---

<sup>12</sup>Ce résultat reste vrai pour des modèles de type Taylor (1980).

<sup>13</sup>La plupart des modèles ont adopté l'hypothèse de facteurs de production communs aux producteurs intermédiaires qui, malheureusement, implique que les décisions de prix sont des substituts stratégiques.

de non constance de l'élasticité de la demande (Kimball, 1995). La section suivante se concentre sur cette dernière.

#### 4.1 Rigidité à la Kimball

Nous allons montrer les effets de l'hypothèse de non constance de l'élasticité de la demande proposée par Kimball. De manière générale, le bien final est la combinaison d'un continuum des biens intermédiaires selon la technologie suivante :

$$\int_0^1 G\left(\frac{Y_t(z)}{Y_t}\right) dz = 1 \quad (33)$$

où  $G(\cdot)$  est une fonction croissante, strictement concave, avec  $G(1) = 1$ . On note que l'équation (17) est un cas particulier de cette spécification dans laquelle  $G\left(\frac{Y_t(z)}{Y_t}\right) = \left(\frac{Y_t(z)}{Y_t}\right)^{\frac{\theta_p-1}{\theta_p}}$ .

Puisque le markup sur les prix est relié à l'élasticité de substitution, il sera lui même variable. L'entreprise finale choisit  $Y_t$  et  $Y_t(z)$  de manière à maximiser son profit,  $P_t Y_t - \int_0^1 P_t(z) Y_t(z) dz$ , sous la contrainte donnée par (33). Les conditions du premier ordre de ce problème implique l'équation d'Euler suivante :

$$Y_t(z) = Y_t G'^{-1}\left(\frac{P_t(z) Y_t}{\lambda_{K,t}}\right)$$

où  $\lambda_{K,t} = \frac{P_t Y_t}{\int_0^1 G'(Y_t(z)/Y_t) \cdot (Y_t(z)/Y_t) dz}$  est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte (33).<sup>14</sup>

Nous allons utiliser la forme fonctionnelle pour  $G(\cdot)$  retenue par Dotsey et King (2005). Cette forme engendre des courbes de demande qui sont bien plus élastiques pour les entreprises qui ajustent leur prix que pour celles dont le prix relatif décroît du fait de la fixité des prix. Elle est donnée par :

$$G\left(\frac{Y_t(z)}{Y_t}\right) = \frac{\theta_p}{(1+\vartheta)(\theta_p-1)} \left[ (1+\vartheta) \frac{Y_t(z)}{Y_t} - \vartheta \right]^{\frac{\theta_p}{\theta_p-1}} - \left[ \frac{\theta_p}{(1+\vartheta)(\theta_p-1)} - 1 \right]. \quad (34)$$

On remarque que l'agrégateur usuel de Dixit-Stiglitz est un cas particulier de cette spécification lorsque  $\vartheta = 0$ .

L'équation d'Euler est ainsi donnée par :

$$Y_t(z) = \frac{1}{1+\vartheta} \left[ \left(\frac{P_t(z)}{P_t}\right) \left(\frac{P_t}{\lambda_{K,t}}\right)^{-\theta_p} + \vartheta \right] Y_t \quad (35)$$

<sup>14</sup>  $G'(\cdot)$  représente la dérivée de la fonction  $G(\cdot)$  et  $G'^{-1}(\cdot)$  représente l'inverse de la fonction  $G'(\cdot)$ . On notera que les hypothèses sur la fonction  $G(\cdot)$  impliquent que la demande de l'entreprise pour l'input  $Y_t(z)$  est décroissante en son prix relatif.

autrement dit c'est la somme d'une demande à élasticité constante plus une constante. Le multiplicateur de Lagrange est donc  $\lambda_{K,t} = \left[ \int_0^1 \left( \frac{P_t(z)}{P_t} \right)^{1-\theta_p} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta_p}}$ .

La relation entre le prix du bien final et les prix des biens intermédiaires peut alors s'écrire comme

$$P_t = \frac{1}{1+\vartheta} \left[ \int_0^1 P_t(z)^{1-\theta_p} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta_p}} + \frac{\vartheta}{1+\vartheta} \int_0^1 P_t(z) dz \quad (36)$$

**Remarque** *Sous les hypothèses précédentes, la dynamique de l'inflation agrégée est donnée sous sa forme log-linéarisée par :*

$$(\hat{\pi}_t - \xi_p \hat{\pi}_{t-1}) = \beta (\mathbb{E}_t \hat{\pi}_{t+1} - \xi_p \hat{\pi}_t) + \frac{(1-\alpha_p)(1-\beta\alpha_p)}{\alpha_p} \chi \widehat{mct}_t$$

où  $\chi$  est une fonction non linéaire des paramètres du modèle donnée par  $\frac{1}{1-\mu_p\vartheta}$  où  $\mu_p = \frac{\theta_p}{\theta_p-1}$ . Dans le cas où l'élasticité prix de la demande est constante,  $\vartheta = 0$ , on a  $\chi = 1$ . Notons aussi qu'une valeur négative de  $\vartheta$  implique que  $\chi$  est inférieur à l'unité signifiant que, toutes choses égales par ailleurs, la rigidité à la Kimball implique une élasticité de l'inflation au coût marginal réel plus faible que dans le modèle standard. L'autre enseignement à tirer de cette forme linéarisée est qu'il est impossible d'identifier simultanément, à  $\beta$  et  $\theta_p$  donnés, les paramètres  $\alpha_p$  et  $\vartheta$ . En suivant Kimball (1995) et en fixant le markup d'état stationnaire à 20%,  $\theta_p = 6$ , nous fixons donc  $\vartheta = -5.5$ .<sup>15</sup>

## 4.2 Résultats

Le tableau 5 montre les estimations en présence d'une rigidité réelle à la Kimball dans les modèles incluant les deux indexations et la seule indexation sur les prix (modèle de référence). On remarque tout d'abord que la meilleure performance du modèle avec la seule indexation des prix est toujours vérifiée. On note, en outre, que l'introduction d'une complémentarité stratégique augmente la vraisemblance d'environ 5%.

Comme nous l'avons signalé, la complémentarité a pour but de réduire le poids associé au coût marginal dans la courbe de Phillips, impliquant mécaniquement une baisse des durées moyennes de fixité des prix. On passe notamment d'une durée d'approximativement 9 trimestres dans le modèle avec indexations des prix et de salaires en présence de substitution stratégique à un peu moins de 5 trimestres dans le même modèle mais en présence de complémentarité stratégique. Notons enfin qu'il est possible de trouver des résultats similaires en faisant l'hypothèse

<sup>15</sup>Pour plus de détails sur la calibration de ce paramètre le lecteur pourra se reporter à Eichenbaum et Fisher (2004).

de facteurs de production spécifiques aux entreprises. Ainsi, cumuler facteurs spécifiques et non constance de l'élasticité de la demande impliquerait une diminution plus importante des valeurs des probabilités de Calvo.

TAB. 5 - ESTIMATIONS AVEC RIGIDITÉ À LA KIMBALL

	indexations des prix et des salaires		indexation des prix	
	Mode	Ecart type	Mode	Ecart type
Sig. choc de productivité	0.505	0.056	0.498	0.055
Sig. choc de préférences	2.702	0.434	2.623	0.416
Sig. choc de dépenses publiques	1.689	0.122	1.685	0.121
Sig. choc d'offre de travail	4.199	0.847	4.045	0.793
Sig. choc d'investissement	3.732	0.545	3.765	0.548
Sig. choc de politique monétaire	0.096	0.014	0.098	0.014
Sig. choc de markup sur les prix	0.230	0.017	0.229	0.018
Sig. choc de markup sur les salaires	0.191	0.017	0.185	0.017
Rho. choc de productivité	0.980	0.008	0.982	0.008
Rho. choc de préférences	0.807	0.046	0.805	0.046
Rho. choc de dépenses publiques	0.944	0.029	0.943	0.029
Rho. choc d'offre de travail	0.958	0.021	0.960	0.019
Rho. choc d'investissement	0.728	0.061	0.723	0.061
Coûts d'ajustement du capital	4.632	0.467	4.624	0.468
Sig. utilité de la consommation	1.581	0.294	1.594	0.293
Sig. désutilité du travail	2.772	0.626	2.719	0.625
h habitude de consommation	0.678	0.060	0.669	0.061
Calvo sur les salaires	0.692	0.043	0.685	0.042
Calvo sur les prix	0.791	0.023	0.791	0.024
Indexation des salaires	0.331	0.117	-	-
Indexation des prix	0.441	0.085	0.417	0.088
Calvo sur l'emploi	0.811	0.019	0.811	0.019
Elasticité du taux d'utilisation	0.808	0.193	0.783	0.190
Règle. taux d'intérêt retardé	0.949	0.013	0.952	0.013
Règle. inflation	1.487	0.101	1.491	0.100
Règle. d(inflation)	0.147	0.035	0.152	0.035
Règle. écart de production	0.110	0.034	0.107	0.034
Règle d(écart de production)	0.183	0.032	0.192	0.033
<b>Vraisemblance marginale</b>		<b>-281.167</b>		<b>-279.846</b>

## 5 Conclusion

Ce papier a cherché à identifier, à l'aide du critère de vraisemblance marginale et de l'inspection des moments d'ordre deux, la contribution des différentes rigidités aux bonnes performances d'un modèle d'équilibre général de taille moyenne. Les principaux résultats concernant les rigidités nominales sont que la combinaison prix rigides et indexés - salaires rigides est indispensable à une bonne qualité de l'ajustement du modèle aux données. Concernant les rigidités réelles, seules

les hypothèses de formation d’habitude sur la consommation et de coûts d’ajustement sur l’investissement sont nécessaires, cette dernière étant cruciale pour la reproduction des dynamiques aussi bien réelles que nominales. Enfin, il a été montré que l’introduction d’une complémentarité stratégique (ici rigidité à la Kimball) permet de retrouver un degré de rigidités nominales plus proche de celui observé sur données microéconomiques.

## Références

- [1] Adjémian S. et Pelgrin F. (2006), “Estimation des DSGE”, *manuscrit*, Université du Mans.
- [2] Basu S. (1995), “Intermediate Goods and Business Cycles : Implications for Productivity and Welfare”, *American Economic Review*, 85, 512-31.
- [3] Beaubrun-Diant K. et Matheron J. (2006), “Rentabilités d’actifs et fluctuations économiques : une perspective d’équilibre général dynamique et stochastique”, *Manuscrit*, Banque de France.
- [4] Bilal M. et Klenow P. (2004), “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices”, *Journal of Political Economy*, 112, 947-985.
- [5] Calvo G. (1983), “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, 12, 383–398.
- [6] Christiano L., Eichenbaum M. et Evans C. (2005), “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy”, *Journal of Political Economy*, 113, 1-45.
- [7] Dotsey M. et King R. (2005), “Implications of State-Dependent Pricing for Dynamic Macroeconomic Models”, *Journal of Monetary Economics*, 213-242.
- [8] Dhyne E., Álvarez L., Le Bihan H., Veronese G., Dias D., Hoffman J., Jonker N., Lünnemann P., Rumler F. et Vilmunen J., “Price changes in the Euro Area and the United States. Some facts from Individual Consumer Price Data”, *Journal of Economic Perspectives*, 20, 171-192.
- [9] Eichenbaum M. et Fisher J. (2004), “Evaluating the Calvo Model of Sticky Prices”, *Document de travail n° 10617*, NBER.
- [10] Erceg C., Henderson D. et Levin A. (2000), “Optimal Monetary Policy with staggered Wage and Price Contracts”, *Journal of Monetary Economics*, 46, 281-313.
- [11] Fagan G., Henry J. et Mestre R. (2005), “An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area”, *Economic Modelling*, 22, 39-59.

- [12] Fernandez-Villaverde J. et Rubio-Ramirez J. (2003), “Comparing Dynamic Equilibrium Models to Data : A Bayesian Approach”, *Journal of Econometrics*, 123, 153–187.
- [13] Goodfriend M. et King R. (1997), “The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy”, *NBER Macroeconomic Annual*, 231-283.
- [14] Juillard M. (2001), “Dynare : A Program for Solving and Estimating Rational Expectation Models”, *Manuscrit.* <http://ww.ceprenmap.cnrs.fr/dynare>.
- [15] Kimball M. (1995), “The Quantitative Analytics of the Basic Neomonetarist Model”, *Journal of Money Credit and Banking*, 27, 1241-1277.
- [16] Kydland F. et Prescott E. (1982), “Time to Build and Aggregate Fluctuations”, *Econometrica*, 50, 1345-1370.
- [17] Lucas R. (1976), “Econometric Policy Evaluation : A Critique”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.
- [18] Rotemberg J. et Woodford M. (1997), “An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy”, *NBER Macroeconomics Annual 1997*, B. Bernanke and J. Rotemberg, eds. MIT Press, Cambridge.
- [19] Rubio-Ramírez J. et Rabanal P. (2005), “Comparing New Keynesian Models of the Business Cycle : A Bayesian Approach” (2005), *Journal of Monetary Economics*, 52, 1151-1166.
- [20] Sbordone A. (2002), “Prices and Unit Labor Costs : A New Test of Price Stickiness”, *Journal of Monetary Economics*, 49, 265–292.
- [21] Schorfheide F. (2000), “Loss Function-Based Evaluation of DSGE Models”, *Journal of Applied Econometrics*, 15, 645-670.
- [22] Smets F. et Wouters R. (2003), “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area”, *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123–1175.
- [23] Taylor J. (1980), “Aggregate Dynamics and Staggered Contracts”, *Journal of Political Economy*, 88, 1-23.
- [24] Woodford M. (2003), *Interest and Prices : Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton.