

---

---

# **NOTES D'ÉTUDES**

---

# **ET DE RECHERCHE**

---

## **CHOCS D'OFFRE ET OPTIMALITÉ DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE DANS LA ZONE EURO**

Patrick Fève, Julien Matheron et Jean-Guillaume Sahuc

Février 2008

**NER - R # 200**



DIRECTION GÉNÉRALE DES ÉTUDES ET DES RELATIONS INTERNATIONALES  
DIRECTION DE LA RECHERCHE

**CHOCS D'OFFRE ET OPTIMALITÉ  
DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE  
DANS LA ZONE EURO**

Patrick Fève, Julien Matheron et Jean-Guillaume Sahuc

Février 2008

**NER - R # 200**

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « [www.banque-france.fr](http://www.banque-france.fr) ».

Working Papers reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website “[www.banque-france.fr](http://www.banque-france.fr)”.

# Chocs d'Offre et Optimalité de la Politique Monétaire dans la Zone Euro

Patrick Fève<sup>1</sup> Julien Matheron<sup>2</sup> Jean-Guillaume Sahuc<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup>TSE (Université de Toulouse–GREMAQ), IDEI et Banque de France.

<sup>2</sup>Banque de France et SDFi–Université de Dauphine. Adresse: Banque de France, RECFIN–41 1391, 31 rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris cedex 01, France. email: [julien.matheron@banque-france.fr](mailto:julien.matheron@banque-france.fr). Nous tenons à remercier Martial Dupaigne, Fabrice Collard ainsi que les participants au congrès annuel de l'AFSE 2007 pour leurs remarques et suggestions. Les erreurs et imprécisions sont notres. Les vues exprimées dans ce papier sont celles des auteurs et n'engagent en aucun cas la Banque de France.

<sup>3</sup>Banque de France et Audencia Ecole de Management.

## Résumé

Cet article évalue les performances de la politique monétaire dans la zone Euro en présence de chocs d'offre. A partir d'un modèle VAR Structurel, nous déterminons les réponses du produit, de l'inflation, de la part du travail et du taux d'intérêt nominal à un choc d'offre. Nous développons ensuite un modèle DSGE avec rigidités nominales et politique monétaire optimale. Ce modèle est estimé et testé sur la base de sa capacité à reproduire les réponses estimées à l'aide du modèle VAR. Les estimations suggèrent les bonnes performances de la politique monétaire en présence de ces chocs.

**Mots-Clés:** Chocs d'offre, VARS, Politique monétaire optimale.

## Abstract

This article assesses monetary policy's performances in the Euro zone in the face of supply shocks. We determine the responses of output, inflation, labor share and the nominal interest rate to a supply shock as identified through a structural VAR model. We then develop a DSGE model with nominal rigidities subject to the optimal monetary policy. The model is estimated and tested on the basis of its ability to reproduce the responses drawn from the VAR model. Our results suggest that assuming optimal monetary policy allows for a satisfying fit to the data.

**Keywords:** Supply shocks, SVAR, Optimal Monetary Policy.

**Classification JEL:** E31, E32, E52.

## Résumé non technique

Les modèles dynamiques et stochastiques d'équilibre général (DSGE) avec politique optimale sont souvent considérés comme des curiosités théoriques ayant une portée empirique limitée. En dépit de ces limites, l'évaluation quantitative de l'optimalité de la politique monétaire reste pertinente. Jusqu'à présent, la littérature a abordé ce problème sous deux angles.

D'un côté, certains auteurs se sont intéressés à révéler les préférences du banquier central à l'aide de formes semi-réduites (Favero et Rovelli, 2003, Dennis, 2006, Lippi et Neri, 2006). Une limite importante de cette approche est qu'elle ne permet pas d'évaluer le caractère socialement optimal de la politique monétaire puisque les préférences de la banque centrale ne coïncident pas nécessairement avec celles des agents privés. D'un autre côté, suivant Rotemberg et Woodford (1997), certains auteurs ont adopté une approche contre-factuelle afin d'évaluer l'optimalité de la politique économique. Une limite inhérente à cette approche est qu'il n'y a aucune raison pour que les paramètres estimés avec une règle monétaire donnée correspondent à ceux obtenus en présence d'une politique monétaire optimale.

Cet article cherche à combler le fossé entre ces deux littératures. Nous soutenons l'idée qu'un modèle DSGE avec politique monétaire maximisant le bien-être social peut être sérieusement évalué sur données agrégées si celui-ci intègre suffisamment de rigidités réelles et nominales. Nous l'illustrons à l'aide d'une méthode d'estimation à information limitée (Rotemberg et Woodford, 1997 et Christiano et alii, 2005) sur des données de la zone Euro. Nous identifions les chocs d'offre à l'aide d'un modèle VAR Structurel (VARS) en utilisant des restrictions de long terme à la Blanchard et Quah (1989). Nous estimons ensuite les paramètres d'un modèle DSGE de façon à reproduire au mieux les réponses obtenues à l'aide du modèle VARS. Les résultats indiquent que le modèle n'est pas rejeté par les données et reproduit convenablement la dynamique du produit, de l'inflation, de la part du travail dans la valeur ajoutée et du taux d'intérêt nominal après un choc d'offre positif.

## Non technical summary

Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) models with optimal monetary policy are often viewed as theoretical curiosities with limited empirical value. In spite of these limits, a quantitative assessment of monetary policy's optimality remains an important objective. To date, the literature has dealt with this issue in two different ways.

On the one hand, some authors try to reveal the central banker's preferences through semi-reduced forms (Favero and Rovelli, 2003, Dennis, 2006, Lippi and Neri, 2006). An important limit to this approach is that it remains ultimately silent as to the social value of adopting a policy aimed at minimizing the associated loss function. On the other hand, following Rotemberg and Woodford (1997), some authors have adopted a counter-factual approach aimed at assessing the optimality of monetary policy. An important limit to this approach is that parameters estimated

in model closed by specifying an empirical monetary policy rule need not coincide with those that one would obtain by directly specifying a model with optimal monetary policy.

This paper is an attempt at bridging this gap. We claim that a DSGE model with welfare-maximizing monetary policy can be seriously taken to the data, provided the model incorporates enough endogenous propagation mechanisms. We illustrate this claim through a limited-information estimation method (Rotemberg and Woodford, 1997 and Christiano et al., 2005) on Euro area data. We identify supply shocks through a Structural VAR (SVAR) using long-run restrictions à la Blanchard and Quah (1989). The DSGE model parameters are then estimated so as to match as closely as possible the impulse response functions drawn from the SVAR. Our results suggest that the model is not rejected by the data and reproduces satisfactorily the dynamics of output, inflation, the labor share, and the nominal interest rate after a positive supply shock.

# 1 INTRODUCTION

Les modèles dynamiques et stochastiques d'équilibre général (DSGE) avec politique optimale sont souvent considérés comme des curiosités théoriques ayant une portée empirique limitée. Par exemple, dans un modèle DSGE avec uniquement des rigidités de prix, l'inflation est constante après un choc d'offre en présence d'une politique monétaire optimale (Galí et alii, 2003). De même, le taux d'intérêt nominal est tellement volatil qu'il est souvent nécessaire d'ajouter du lissage ou des contraintes sur son comportement (Amato et Laubach, 2003). En dépit de ces limites, l'évaluation quantitative de l'optimalité de la politique monétaire reste pertinente tant du point de vue des banques centrales que du point de vue académique. Pour le moment, la littérature a abordé ce problème sous deux angles.

D'un côté, certains auteurs se sont intéressés à révéler les préférences du banquier central à l'aide de formes semi-réduites (Favero et Rovelli, 2003, Dennis, 2006, Lippi et Neri, 2006). L'idée est ici de spécifier une fonction de perte *ad-hoc* et d'estimer les paramètres associés aux poids afin de révéler les préférences. Une limite importante de cette approche est qu'elle ne permet pas d'évaluer le caractère socialement optimal de la politique monétaire puisque les préférences de la banque centrale ne coïncident pas nécessairement avec celles des agents privés.

D'un autre côté, suivant Rotemberg et Woodford (1997), certains auteurs ont adopté une approche contre-factuelle afin d'évaluer l'optimalité de la politique économique. Dans un premier temps, les paramètres d'un modèle DSGE avec une règle monétaire donnée (par exemple, une règle de Taylor augmentée) sont estimés. Dans un second temps, ceux-ci sont utilisés pour évaluer l'optimalité de la politique au regard des données (Giannoni et Woodford, 2005, et Galí et alii, 2003). Une limite inhérente à cette approche est qu'il n'y a aucune raison pour que les paramètres estimés avec une règle monétaire donnée correspondent à ceux obtenus en présence d'une politique monétaire optimale.

Cet article cherche à combler le fossé entre ces deux littératures. Nous soutenons l'idée qu'un modèle DSGE avec politique monétaire maximisant le bien-être social peut être sérieusement évalué sur données agrégées si celui-ci intègre suffisamment de rigidités réelles et nominales. Nous l'illustrons à l'aide d'une méthode d'estimation à information limitée (Rotemberg et Woodford, 1997 et Christiano et alii, 2005) sur des données de la zone Euro. Nous identifions les chocs d'offre à l'aide d'un modèle VAR Structurel (VARS) en utilisant des restrictions de long terme à la Blanchard et Quah (1989). Le choc d'offre est un candidat naturel pour juger de l'optimalité de la politique car il crée un arbitrage pour la politique monétaire. Tout d'abord, un choc d'offre positif augmente le produit et le taux d'intérêt nominal. Ensuite, un tel choc provoque une baisse des prix et ainsi du taux d'intérêt nominal. La tension créée par ce choc est potentiellement une source d'information utile pour tester l'optimalité de la politique monétaire. Nous estimons

ensuite les paramètres d'un modèle DSGE de façon à reproduire au mieux les réponses obtenues à l'aide du modèle VARS. Les résultats indiquent que le modèle n'est pas rejeté par les données et reproduit convenablement la dynamique du produit, de l'inflation, de la part du travail dans la valeur ajoutée et du taux d'intérêt nominal après un choc d'offre positif.

L'article est organisé comme suit. Dans la section 2, nous identifions les chocs d'offre à l'aide d'un modèle VARS avec des restrictions de long terme. La section 3 présente le modèle DSGE et la politique monétaire optimale. La section 4 expose la technique d'estimation. Les résultats empiriques sont discutés dans la section 5. Une dernière section conclut brièvement.

## 2 IDENTIFICATION DES CHOCS D'OFFRE DANS UN MODÈLE VARS

Afin d'identifier les chocs d'offre, nous adoptons l'approche de Blanchard et Quah (1989) et supposons que seul ce type de choc peut avoir un effet permanent sur le produit. Les données utilisées sont issues de la base de données trimestrielles AWM constituée par Fagan et alii (2005) pour la zone euro et couvrent la période 1980:1–2004:4. Nous retenons le taux de croissance du produit réel ( $\Delta \hat{y}_t$ ), l'inflation ( $\hat{\pi}_t$ ), la part du travail dans la valeur ajoutée ( $\hat{s}_t$ ), et le taux d'intérêt à court terme ( $\hat{i}_t$ )<sup>4</sup>. Nous considérons le vecteur de données  $Z_t = (\Delta \hat{y}_t, \hat{\pi}_t, \hat{s}_t, \hat{i}_t)'$  et estimons le modèle VAR canonique suivant

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \cdots + A_\ell Z_{t-\ell} + u_t, \quad E\{u_t u_t'\} = \Sigma,$$

où  $\ell$  est le nombre de retards déterminé par un test de rapport de vraisemblance. Nous définissons  $B(L) = (I_m - \sum_{i=1}^{\ell} A_i L^i)^{-1}$ , où  $I_m$  est la matrice identité et  $m = \dim Z_t$ . Les innovations canoniques sont une combinaison linéaire des chocs structurels  $\eta_t$ , i.e.  $u_t = S\eta_t$  où  $S$  est une matrice non singulière. De manière usuelle, nous imposons  $E\{\eta_t \eta_t'\} = I_m$ . Nous définissons  $C(L) = B(L)S$ . Etant donné l'ordre des variables dans  $Z_t$ , nous imposons que  $C(1)$  soit triangulaire inférieure, de sorte que seuls les chocs d'offre peuvent influencer à long terme le niveau du produit.  $C(1)$  est obtenue par factorisation de Cholesky de  $B(1)\Sigma B(1)'$ . Finalement, la matrice de passage  $S$  est déduite de l'expression  $S = B(1)^{-1}C(1)$ .

Les dynamiques du produit, de l'inflation, de la part du travail et du taux d'intérêt nominal à la suite d'un choc d'offre à l'horizon de deux ans sont reportées dans la figure 1. L'aire grisée correspond à l'intervalle de confiance à 95%. Ce dernier est obtenu par une technique de bootstrap. Le produit augmente significativement à l'impact. Après une très légère inflexion

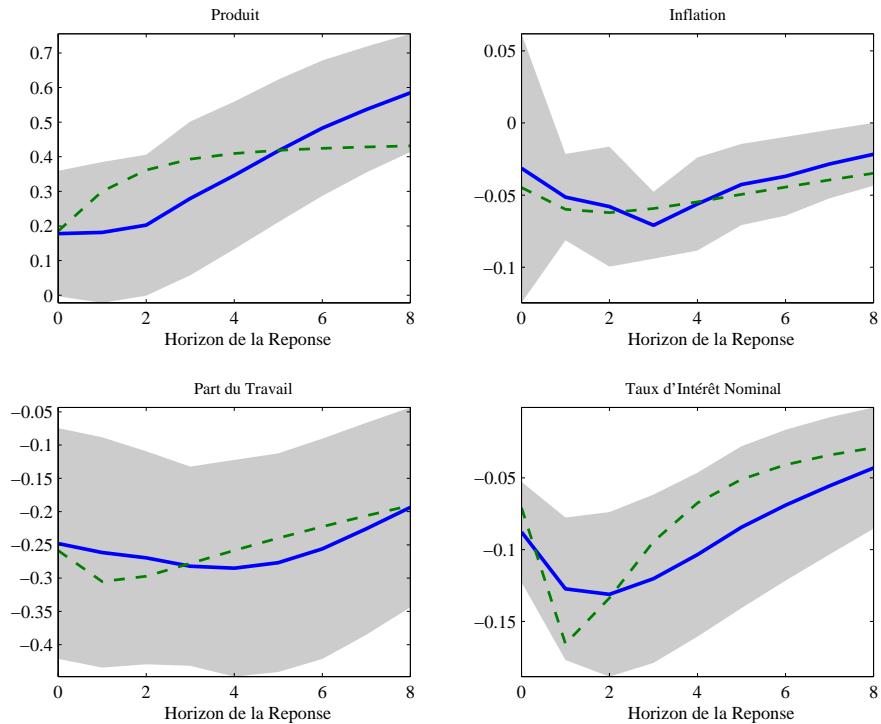
---

<sup>4</sup>Les mnémoniques de AWM sont les suivantes:  $\hat{y}_t$  le log de YER,  $\hat{\pi}_t$  le taux de croissance de YED,  $\hat{i}_t$  STN et  $\hat{s}_t$  la différence entre le log de WIN et le log de YEN. Sur la période 1980:1–2004:4, l'inflation, la part du travail et le taux d'intérêt nominal présentent une tendance significative à la baisse. Suivant Coenen et Wieland (2005), nous appliquons une tendance quadratique afin d'en extraire leur composante cyclique.

au second trimestre, celui-ci rejoint de façon monotone sa valeur de long terme. L'inflation ne répond pas significativement à l'impact mais diminue ensuite de façon persistante. La part du travail réagit négativement et significativement, suivant ainsi le comportement de l'inflation (voir Galí et Gertler, 1999, Galí et alii, 2001). Elle continue à baisser durant quatre trimestres et ensuite revient graduellement à sa valeur de long terme. Le taux d'intérêt nominal présente un profil inversé en cloche et sa réponse est précisément estimée. Cette réponse suggère un comportement accommodant des autorités monétaires dans la zone Euro, puisque ces dernières semblent avoir réagi aux chocs d'offre en baissant le taux d'intérêt nominal de court terme.

Afin d'évaluer l'importance des chocs d'offre dans les fluctuations, nous calculons leur contribution à la variance du taux de croissance du produit, de l'inflation, de la part du travail et du taux d'intérêt nominal. Ces chocs représentent environ 20% de la variance du produit pour les différents horizons. Concernant la part du travail, leur contribution est deux fois plus forte. Ils représentent plus de 20% de celle de l'inflation. Plus encore, ces chocs expliquent plus de 50% de la variance du taux d'intérêt nominal dans le court terme. En résumé, cet exercice de décomposition de variance suggère qu'il est légitime pour les autorités monétaires de tenir compte de tels chocs.

Figure 1: Fonctions de Réponse à un Choc d'Offre



**Note:** les réponses sont en % de déviation; ligne pleine: fonctions de réponse issues du modèle VARS; ligne en pointillés: fonctions de réponse issues du modèle DSGE. L'aire grisée correspond à l'intervalle de confiance à 95%, obtenu par une technique de bootstrap.

### 3 POLITIQUE MONETAIRE OPTIMALE DANS UN MODÈLE DSGE

Nous décrivons brièvement un modèle standard avec rigidités nominales, dans la lignée de Giannoni et Woodford (2005). Nous exposons ensuite la politique monétaire optimale<sup>5</sup>.

Nous supposons que les chocs d'offre dans le modèle sont représentés par des chocs affectant la frontière des possibilités de production<sup>6</sup>. Ces derniers, notés  $z_t$ , sont décrits par le processus suivant

$$z_t = \log(g) + z_{t-1} + \varphi_t, \quad \varphi_t = \rho\varphi_{t-1} + \epsilon_t,$$

où  $g > 1$ ,  $\rho \in [0, 1]$ , et  $\epsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma_\epsilon^2)$ . La première équation du modèle est la *courbe de Phillips hybride*

$$\hat{\pi}_t - \gamma_p \hat{\pi}_{t-1} = \beta E_t \{ \hat{\pi}_{t+1} - \gamma_p \hat{\pi}_t \} + \frac{(1 - \beta\alpha_p)(1 - \alpha_p)}{\alpha_p[(1 - s_m)^{-1} + \omega_p \theta_p]} (\hat{w}_t + \omega_p \hat{y}_t),$$

où  $E_t$  est l'opérateur d'espérance conditionnelle en  $t$ ,  $\hat{\pi}_t$  est la logdéviation de l'inflation,  $\hat{y}_t$  et  $\hat{w}_t$  sont les logdéviations du produit et du salaire réel en écart à la tendance stochastique<sup>7</sup>. Les paramètres inclus dans cette équation sont les suivants:  $\beta \in (0, 1)$ , le taux d'escompte psychologique,  $\gamma_p \in [0, 1]$  est le degré d'indexation des prix,  $\alpha_p \in (0, 1)$  est le degré de rigidité nominale sur le prix,  $s_m \in [0, 1]$  représente la part des biens matériels dans le produit brut,  $\theta_p$  est l'élasticité prix de la demande et  $\omega_p$  est l'élasticité du coût marginal réel au niveau de la production.

Le second ensemble d'équations définit la *courbe IS hybride*

$$\begin{aligned} \hat{y}_t &= \eta \hat{y}_{t-1} + \beta \eta E_t \{ \hat{y}_{t+1} \} - (1 - (1 + \beta) \eta) \hat{\lambda}_t + \beta \eta E_t \{ \varphi_{t+1} \} - \eta \varphi_t, \\ \hat{\lambda}_t &= \hat{i}_t + E_t \{ \hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\pi}_{t+1} + \varphi_{t+1} \}. \end{aligned}$$

où  $\hat{i}_t$  est la logdéviation du taux d'intérêt nominal brut,  $\hat{\lambda}_t$  est la composante stationnaire de l'utilité marginale de la richesse ( $\lambda_t e^{z_t}$ ),  $\bar{b} = b/g$ , où  $b$  est le paramètre de persistance des habitudes de consommation et  $\eta \equiv \bar{b}/(1 + \beta \bar{b}^2)$ .

L'équation de détermination des salaires nominaux est donnée par

$$\hat{\pi}_t^w - \gamma_w \hat{\pi}_{t-1} = \beta E_t \{ \hat{\pi}_{t+1}^w - \gamma_w \hat{\pi}_t \} + \frac{(1 - \alpha_w)(1 - \beta\alpha_w)}{\alpha_w(1 + \omega_w \theta_w)} (\omega_w \phi \hat{y}_t - \hat{\lambda}_t - \hat{w}_t),$$

où  $\hat{\pi}_t^w$  est la logdéviation du taux de croissance brut des salaires nominaux,  $\gamma_w \in [0, 1]$  est le degré d'indexation des salaires,  $\alpha_w \in (0, 1)$  représente le degré de rigidité des salaires nominaux,  $\theta_w$

<sup>5</sup>Le détail des calculs est disponible auprès des auteurs.

<sup>6</sup>Il convient de noter que d'autres chocs d'offre dans un modèle DSGE peuvent avoir un effet permanent sur le produit, tels que des chocs permanents sur l'offre de travail. Lorsque nous considérons ces derniers, nous obtenons des résultats quantitatifs très similaires.

<sup>7</sup>Etant donné la présence d'une tendance stochastique  $z_t$ , les variables du modèle qui croissent sont déflatées par  $e^{z_t}$ .

est l'élasticité de la demande de travail aux salaires,  $\omega_w$  est l'élasticité de la désutilité marginale du travail, et  $\phi$  est l'inverse de l'élasticité du produit au facteur travail. L'inflation salariale et l'inflation sont reliées par la relation  $\hat{\pi}_t^w = \hat{\pi}_t + \hat{w}_t - \hat{w}_{t-1} + \varphi_t$ .

Les autorités monétaires mettent en œuvre une politique optimale. Suivant Woodford (2003), nous déterminons dans un premier temps le problème linéaire-quadratique approché associé à la maximisation du bien-être. Nous obtenons alors la fonction de perte suivante:

$$\mathcal{L}_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \lambda_p (\hat{\pi}_t - \gamma_p \hat{\pi}_{t-1})^2 + \lambda_w (\hat{\pi}_t^w - \gamma_w \hat{\pi}_{t-1})^2 + \lambda_x (\hat{x}_t - \delta \hat{x}_{t-1})^2 \}, \quad (1)$$

où  $\hat{x}_t = \hat{y}_t - \hat{y}_t^n$  définit l'écart de production. Le produit naturel  $\hat{y}_t^n$  représente les fluctuations du produit en l'absence de rigidités nominales et satisfait

$$[1 + (1 - \eta(1 + \beta))\omega] \hat{y}_t^n = \beta\eta E_t\{\hat{y}_{t+1}^n\} + \eta\hat{y}_{t-1}^n + \beta\eta E_t\{\varphi_{t+1}\} - \eta\varphi_t.$$

où  $\omega \equiv \omega_w\phi + \omega_p$ . Les paramètres  $\lambda_p$ ,  $\lambda_w$  et  $\lambda_x$  sont donnés par<sup>8</sup>

$$\lambda_p = \frac{\theta_p \xi_p^{-1}}{\theta_p \xi_p^{-1} + \theta_w \phi^{-1} \xi_w^{-1}}, \quad \lambda_w = \frac{\theta_w \phi^{-1} \xi_w^{-1}}{\theta_p \xi_p^{-1} + \theta_w \phi^{-1} \xi_w^{-1}}, \quad \lambda_x = \frac{[(1 - \bar{b})(1 - \beta\bar{b})]^{-1} \varkappa}{\theta_p \xi_p^{-1} + \theta_w \phi^{-1} \xi_w^{-1}}.$$

avec  $\delta = \bar{b}/\varkappa$ ,  $\varkappa = (\beta/2)(\chi + \sqrt{\chi^2 - 4\bar{b}^2\beta^{-1}})$  et  $\chi = \beta^{-1}(\omega(1 - \bar{b})(1 - \beta\bar{b}) + (1 + \beta\bar{b}^2))$ . Une fois déterminée la fonction de perte sociale, la politique monétaire optimale est obtenue en minimisant (1) sous les contraintes suivantes<sup>9</sup>

$$\begin{aligned} \hat{x}_t &= \eta\hat{x}_{t-1} + \beta\eta E_t\{\hat{x}_{t+1}\} - (1 - (1 + \beta)\eta)(\hat{\lambda}_t - \hat{\lambda}_t^n), \\ \hat{\pi}_t - \gamma_p \hat{\pi}_{t-1} &= \beta E_t\{\hat{\pi}_{t+1} - \gamma_p \hat{\pi}_t\} + \varpi \xi_p [(\hat{w}_t - \hat{w}_t^n) + \omega_p \hat{x}_t], \\ \hat{\pi}_t^w - \gamma_w \hat{\pi}_{t-1} &= \beta E_t\{\hat{\pi}_{t+1}^w - \gamma_w \hat{\pi}_t\} + \xi_w [\omega_w \phi \hat{x}_t - (\hat{\lambda}_t - \hat{\lambda}_t^n) - (\hat{w}_t - \hat{w}_t^n)], \\ \hat{\pi}_t^w &= \hat{\pi}_t + \hat{w}_t - \hat{w}_{t-1} + \varphi_t, \end{aligned}$$

Les processus gouvernant les variables  $\hat{y}_t^n$ ,  $\hat{w}_t^n$ , et  $\lambda_t^n$  sont pris en compte dans le problème d'optimisation des autorités monétaires<sup>10</sup>. Le problème d'optimisation est résumé par un ensemble de conditions du premier ordre et de contraintes que nous résolvons à l'aide de techniques standards.

## 4 METHODE D'ESTIMATION ET TEST

Un premier groupe de paramètres du modèle est étalonné. Nous fixons  $\beta = 0.99$  et le taux de croissance brut du produit  $g = 1.005$ . En présence d'une technologie Cobb-Douglas, nous

<sup>8</sup>Il est facile de vérifier que  $\lambda_p + \lambda_w = 1$ .

<sup>9</sup>Les paramètres composites rentrant dans ces différentes équations sont donnés par  $\varpi = (1 + \omega_p \theta_p)((1 - s_m)^{-1} + \omega_p \theta_p)^{-1}$ ,  $\xi_w = ((1 - \alpha_w)(1 - \beta\alpha_w))((1 + \theta_w \omega_w)\alpha_w)^{-1}$  et  $\xi_p = ((1 - \alpha_p)(1 - \beta\alpha_p))((1 + \theta_p \omega_p)\alpha_p)^{-1}$ .

<sup>10</sup>Rappelons que  $\hat{y}_t^n$  est le produit naturel. Les variables  $\hat{w}_t^n$  et  $\hat{\lambda}_t^n$  sont le taux de salaire et le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte budgétaire des ménages (tous les deux déflatés par la tendance stochastique) en l'absence de rigidités nominales.

avons  $\phi = 1/0.60$ . De la Cobb–Douglas et la définition de  $\omega_p$  découle  $\omega_p = \phi - 1$ . La part des biens matériels est  $s_m = 0.5$ . Finalement, nous avons choisi d'étalonner  $\omega_w$ ,  $\theta_p$ ,  $\theta_w$  et  $\gamma_w$  car leur estimation a posé de nombreux problèmes (non convergence, estimations peu précises, etc.). Suivant Smets et Wouters (2003) nous imposons  $\omega_w = 3$ . Nous fixons  $\theta_p = 11$ , de sorte que le taux de marge des producteurs de biens intermédiaires soit égal à 10%. Enfin, nous imposons  $\theta_w = 21$ , comme dans Smets et Wouters (2003). L'estimation du paramètre  $\gamma_w$  nous a posé quelques difficultés, puisque celui-ci atteignait la valeur unitaire de sa borne supérieure. La contrainte  $\gamma_w = 1$  est donc imposée.

Le second groupe de paramètres du modèle est estimé par une méthode de moments sur la base des fonctions de réponses du modèle VARS. Pour un horizon  $k \geq 0$ , le vecteur  $\zeta_k$  qui inclut les éléments de  $Z_{t+k}$  à un choc d'offre  $\eta_t^s$  est donné par  $\zeta_k = \partial Z_{t+k} / \partial \eta_t^s$ . Dans ce qui suit, nous définissons  $\theta_c = \text{vec}([\zeta_0, \zeta_1, \dots, \zeta_k]')$ , où  $c \equiv (k+1) \times m$  et l'opérateur  $\text{vec}(\cdot)$  empile les colonnes d'une matrice. Les paramètres structurels à estimer sont regroupés dans le vecteur  $\psi = (b, \gamma_p, \alpha_w, \alpha_p, \rho, \sigma_\epsilon)'$ . Pour une valeur donnée de  $\psi$ , nous pouvons déterminer  $h_c(\psi)$ , c'est à dire les fonctions de réponses théoriques au choc d'offre. Le vecteur  $h_c(\psi)$  est organisé de la même manière que le vecteur  $\theta_c$ . Les paramètres structurels sont alors estimés suivant le problème de minimisation suivant

$$\hat{\psi}_T = \arg \min_{\psi \in \Psi} J_c(\psi), \quad J_c(\psi) \equiv [g_c(\psi, \theta_c)]' V_{cc} [g_c(\psi, \theta_c)],$$

avec  $g_c(\psi, \theta_c) \equiv h_c(\psi) - \theta_c$ .  $\Psi$  est l'ensemble des valeurs admissibles de  $\psi$ , et  $V_{cc}$  est une matrice de poids. Idéalement, la matrice  $V_{cc}$  devrait être égale à l'inverse de la matrice de variance-covariance de  $\theta_c$ . Malheureusement, ce choix n'est pas possible dans la pratique, suite à des problèmes de singularité de cette matrice. Face à ce problème, la matrice de poids  $V_{cc}$  retenue est diagonale avec comme éléments diagonaux l'inverse de ceux de la matrice de variance-covariance de  $\theta_c$ . Ce choix permet de résoudre les problèmes d'inversion, mais il a cependant un coût<sup>11</sup>. En effet, la matrice de poids  $V_{cc}$  n'est plus optimale, si bien qu'il n'y a plus de raison pour que la statistique  $J_c(\hat{\psi}_T)$  soit asymptotiquement distribuée (sous l'hypothèse nulle que le modèle est vrai) selon un chi-deux avec  $\dim(\theta_c) - \dim(\psi)$  degrés de liberté. Puisque nous sommes intéressés en premier lieu par tester formellement l'hypothèse nulle d'optimalité de la politique monétaire face à des chocs d'offre, nous devons connaître la distribution de la statistique  $J_c(\hat{\psi}_T)$ . Afin de révéler cette dernière, nous avons recours à des simulations. Le seuil obtenu pour la statistique  $J_c(\hat{\psi}_T)$  permet alors de tester l'hypothèse d'optimalité<sup>12</sup>.

---

<sup>11</sup>Voir Amato et Laubach (2003), Boivin et Giannoni (2006), Christiano et alii (2005), Giannoni et Woodford (2004) et Rotemberg et Woodford (1997).

<sup>12</sup>Ces simulations sont également utilisées pour tester la significativité des paramètres.

## 5 EVALUATION DE LA PERFORMANCE DE LA POLITIQUE MONETAIRE

Les résultats des estimations sont reportés dans le tableau 1 et la figure 1. La valeur prise par la statistique  $J_c(\hat{\psi}_T)$  ainsi que son seuil de 6.6% obtenu par simulations suggèrent que le modèle avec politique monétaire optimale n'est pas rejeté par les données. Ceci est confirmé par la figure 1. Le modèle est capable de très bien reproduire les réponses du produit, de l'inflation, de la part salariale et du taux d'intérêt nominal après un choc d'offre. Tout d'abord, les réponses sont toutes dans l'intervalle de confiance du modèle VARS. Ensuite, le comportement à court terme du taux d'intérêt nominal est similaire aux données, ce qui n'est habituellement pas le cas. Nos résultats suggèrent que le cadre théorique retenu introduit suffisamment de frictions et de mécanismes de propagation pour s'ajuster aux données, et ce malgré les très fortes restrictions imposées par la politique monétaire optimale. L'estimation du modèle donne les valeurs suivantes

Table 1: Résultats des Estimations

Paramètres		Valeur estimée	Seuil en %
$b$	Habitudes de consommation	0.690	0.500
$\gamma_p$	Indexation des prix	0.407	13.847
$\alpha_p$	Rigidité des prix	0.704	0.763
$\alpha_w$	Rigidité des salaires	0.636	6.694
$\rho$	Persistance des chocs d'offre	0.357	0.688
$\sigma_\epsilon$	e.t. des chocs d'offre	0.270	0.033
Implications			
$\lambda_p$	Poids sur l'inflation	0.158	40.588
$\lambda_w$	Poids sur l'inflation salariale	0.842	1.701
$\lambda_x$	Poids sur l'écart au produit potentiel	0.004	23.517
$\delta$	"Inertie "	0.392	4.065
$J_c(\hat{\psi}_T)$	Test de suridentification	23.912	6.638

**Note:** une valeur élevée du seuil (en %) associée au paramètre estimé indique que celui-ci est non significativement différent de 0; une valeur très faible du seuil associé à la statistique  $J_c(\hat{\psi}_T)$  indique un rejet de l'hypothèse nulle que le modèle est vrai.

pour  $\hat{\psi}_T$ . Tout d'abord, l'indexation des prix est faible ( $\gamma_p = 0.407$ ). Ce paramètre n'est pas précisément estimé comme l'indique le seuil associé. Cette valeur est similaire à ceux déjà obtenus sur la zone Euro (Smets et Wouters, 2003). Le degré de rigidité des prix  $\alpha_p$  est précisément estimé et implique une durée moyenne durant laquelle les firmes ne ré-optimisent pas d'un peu plus d'un an. Ce résultat est proche de ceux obtenus sur données individuelles dans la zone Euro (Dhyne et alii, 2006). La valeur estimée de  $\alpha_w$  implique une durée de un an et demi. Cependant, ce paramètre n'est pas très précisément estimé. Le paramètre de persistance des

habitudes est proche de 0.70 et significatif. Finalement, le choc d'offre apparaît modérément persistant ( $\rho = 0.34$ , significatif), avec un écart-type approximativement égal à 0.3.

A partir de ces valeurs estimées, il est possible de calculer les poids impliqués dans la fonction de perte sociale. Dans ce cas, la politique monétaire optimale place l'essentiel de son poids sur la stabilisation de l'inflation salariale ( $\lambda_w = 0.842$ ) au regard de l'inflation ( $\lambda_p = 0.158$ ). Plus encore, le poids accordé à la stabilisation du produit est très faible ( $\lambda_x = 0.004$ ), ce qui semble correspondre au mandat de la Banque Centrale Européenne.

Finalement, il faut noter que le test mis en œuvre ne concerne pas seulement l'optimalité de la politique monétaire, mais aussi le modèle DSGE retenu. En conséquence, les bonnes performances de la politique monétaire en termes d'ajustement aux données trouvent en partie leur origine dans les mécanismes de propagations du modèles (rigidités nominales et réelles). Par exemple, lorsque nous supprimons l'indexation des salaires ( $\gamma_w = 0$ ) ou bien la persistance des habitudes de consommation ( $b = 0$ ), le modèle avec politique optimale est rejeté par les données.

## 6 CONCLUSION

Cet article propose d'évaluer l'optimalité de la politique monétaire dans la zone Euro en présence de chocs d'offre. Cette évaluation quantitative est menée en estimant et testant directement un modèle DSGE avec politique monétaire optimale, et non pas en menant un exercice contre-factuel. Nos résultats indiquent que cette hypothèse n'est pas rejetée par les données et que le modèle avec politique monétaire optimale reproduit très bien la dynamique observée du produit, de l'inflation, de la part du travail dans la valeur ajoutée et du taux d'intérêt nominal après un choc d'offre.

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUE

AMATO J. et LAUBACH T. [2003], “Estimation and Control of an Optimization-Based Model with Sticky Prices and Wages”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27, p. 1181-1215.

BLANCHARD O.J. et QUAH D. [1989], “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Shocks”, *American Economic Review*, 79, p. 655-673.

BOIVIN J. et GIANNONI M. [2006], “Has Monetary Policy Become More Effective?”, *Review of Economics and Statistics*, 88, p. 445-462.

- CHRISTIANO L. J., EICHENBAUM M. et EVANS C. [2005], "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, 113, p. 1-45.
- COENEN G. et WIELAND V. [2005], "A Small Estimated Euro Area Model with Rational Expectations and Nominal Rigidities", *European Economic Review*, 49, p. 1081-1104.
- DENNIS R. [2006], "The policy preferences of the U.S. Federal Reserve", *Journal of Applied Econometrics*, 21, p. 55-7.
- DHYNE E., ÁLVAREZ L., LE BIHAN H., VERONESE G., DIAS D., HOFFMAN J., JONKER N., LÜNNEMANN P., RUMLER F. et VILMULEN J. [2006], "Price changes in the Euro Area and the United States. Some facts from Individual Consumer Price Data", *Journal of Economic Perspectives*, 20, p. 171-192.
- FAGAN G., HENRY J. et MESTRE R. [2005], "An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area", *Economic Modelling*, 22, p. 39-59.
- FAVERO C et ROVELLI R. [2003], "Macroeconomic stability and the preferences of the Fed. A formal analysis", *Journal of Money, Credit and Banking*, 35, p. 545-556.
- GALÍ J. et GERTLER M. [1999], "Inflation dynamics: a structural econometric analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44, p. 195-222.
- GALÍ J., GERTLER M. et LÓPEZ-SALIDO J.D. [2001] "European inflation dynamics", *European Economic Review*, 45, p. 1237-1270.
- GALÍ J., LÓPEZ-SALIDO D. and VALLÉS J. [2003], "Technology Shocks and Monetary Policy: Assessing the Fed's Performance", *Journal of Monetary Economics*, 50, p. 723-743.
- GIANNONI M. et WOODFORD M. [2005], "Optimal inflation targeting rules", in BERNANKE B. et WOODFORD M. (eds.), *Inflation Targeting*, University of Chicago Press.
- LIPPI F. et NERI S. [2006], "Information Variables for Monetary Policy in an Estimated Structural Model of the euro Area", à paraître dans *Journal of Monetary Economics*.
- ROTEMBERG J.J. et WOODFORD M. [1997], "An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy", *NBER Macroeconomics Annual*, p. 297-344.
- SMETS F. et WOUTERS R. [2003], "An estimated stochastic dynamic general equilibrium model for the euro area", *Journal of the European Economic Association*, 1, p. 1123-1175.
- WOODFORD M. [2003], *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton, Princeton University Press.

## Notes d'Études et de Recherche

171. O. Darné et V. Brunhes-Lesage, « L'Indicateur Synthétique Mensuel d'Activité (ISMA) : une révision », Juillet 2007.
172. R. Kierzenkowski et V. Oung, « L'évolution des crédits à l'habitat en France : une grille d'analyse en termes de cycles », Juillet 2007.
173. O. de Bandt, A. Banerjee and T. Koźluk, “Measuring Long-Run Exchange Rate Pass-Through,” July 2007.
174. J. Alho and V. Borgy, “Global Ageing and Macroeconomic Consequences of Demographic Uncertainty in a Multi-regional Model,” July 2007.
175. J.-S. Mésonnier and J.-P. Renne, “Does uncertainty make a time-varying natural rate of interest irrelevant for the conduct of monetary policy?,” September 2007.
176. J. Idier and S. Nardelli, “Probability of informed trading: an empirical application to the euro overnight market rate,” September 2007.
177. H. Partouche, “Time-Varying Coefficients in a GMM Framework: Estimation of a Forward Looking Taylor Rule for the Federal Reserve,” September 2007.
178. C. Ewerhart and N. Valla, “Financial Market Liquidity and the Lender of Last Resort,” September 2007.
179. C. Ewerhart and N. Valla, “Forced Portfolio Liquidation,” September 2007.
180. P.-A. Beretti and G. Cette, “Indirect ICT Investment,” September 2007.
181. E. Jondeau and J.-G. Sahuc, “Testing heterogeneity within the euro area,” September 2007.
182. J.-G. Sahuc and Frank Smets, “Differences in Interest Rate Policy at the ECB and the Fed: An Investigation with a Medium-Scale DSGE Model,” September 2007.
183. J. Coffinet and S. Gouteron, “Euro Area Market Reactions to the Monetary Developments Press Release,” October 2007.
184. C. Poilly, “Does Money Matter for the Identification of Monetary Policy Shocks: A DSGE Perspective,” October 2007.
185. E. Dhyne, C. Fuss, H. Pesaran and P. Sevestre, “Lumpy Price Adjustments: a Microeconometric Analysis,” October 2007.
186. R. Cooper, H. Kempf and D. Peled, “Regional Debt in Monetary Unions: Is it Inflationary?,” November 2007.
187. M. Adanero-Donderis, O. Darné and L. Ferrara, « Deux indicateurs probabilistes de retournement cyclique pour l'économie française », Novembre 2007.
188. H. Bertholon, A. Monfort and F. Pegoraro, “Pricing and Inference with Mixtures of Conditionally Normal Processes,” November 2007.
189. A. Monfort and F. Pegoraro, “Multi-Lag Term Structure Models with Stochastic Risk Premia,” November 2007.

- 190. F. Collard, P. Fève and J. Matheron, "The Dynamic Effects of Disinflation Policies," November 2007.
- 191. A. Monfort and F. Pegoraro, "Switching VARMA Term Structure Models - Extended Version," December 2007.
- 192. V. Chauvin and A. Devulder, "An Inflation Forecasting Model For The Euro Area," January 2008.
- 193. J. Coffinet, « La prévision des taux d'intérêt à partir de contrats futures : l'apport de variables économiques et financières », Janvier 2008.
- 194. A. Barbier de la Serre, S. Frappa, J. Montornès et M. Murez, « La transmission des taux de marché aux taux bancaires : une estimation sur données individuelles françaises », Janvier 2008.
- 195. S. Guilloux and E. Kharroubi, "Some Preliminary Evidence on the Globalization-Inflation nexus," January 2008.
- 196. H. Kempf and L. von Thadden, "On policy interactions among nations: when do cooperation and commitment matter?", January 2008.
- 197. P. Askenazy, C. Cahn and D. Irac "On "Competition, R&D, and the Cost of Innovation, February 2008.
- 198. P. Aghion, P. Askenazy, N. Berman, G. Cette and L. Eymard, "Credit Constraints and the Cyclicalities of R&D Investment: Evidence from France," February 2008.
- 199. C. Poilly and J.-G. Sahuc, "Welfare Implications of Heterogeneous Labor Markets in a Currency Area," February 2008.
- 200. P. Fève, J. Matheron et J.-G. Sahuc, « Chocs d'offre et optimalité de la politique monétaire dans la zone euro », Février 2008.

Pour accéder à la liste complète des Notes d'Études et de Recherche publiées par la Banque de France veuillez consulter le site : <http://www.banque-france.fr/fr/publications/her/her.htm>

For a complete list of Working Papers published by the Banque de France, please visit the website:  
<http://www.banque-france.fr/gb/publications/her/her.htm>

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d'Études et de Recherche, contacter la bibliothèque de la direction de la recherche à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Working Papers, contact the library of the Research Directorate at the following address :

BANQUE DE FRANCE  
 41- 1404 Labolog  
 75049 Paris Cedex 01  
 tél : 0033 (0)1 42 92 49 55 ou 62 65  
 fax : 0033 (0)1 42 92 62 92  
 email : [thierry.demoulin@banque-france.fr](mailto:thierry.demoulin@banque-france.fr)  
[jeannine.agoutin@banque-france.fr](mailto:jeannine.agoutin@banque-france.fr)