
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**UNE ÉVALUATION STRUCTURELLE DU RATIO
DE SACRIFICE DANS LA ZONE EURO**

Jerôme Coffinet, Julien Matheron et Céline Poilly

Janvier 2007

NER - R # 163



**UNE ÉVALUATION STRUCTURELLE DU RATIO
DE SACRIFICE DANS LA ZONE EURO**

Jerôme Coffinet, Julien Matheron et Céline Poilly

Janvier 2007

NER - R # 163

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 ».

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".

Une évaluation structurelle du ratio de sacrifice dans la zone euro¹

Jérôme Coffinet²,

Banque de France, DGEI-DIR, Service d'étude et de recherche sur la politique monétaire

Julien Matheron

Banque de France, DGEI-DIR, Service de recherche en économie et finance

Céline Poilly

*Banque de France, DGEI-DIR, Service de recherche en économie et finance,
et Université de Cergy-Pontoise–THEMA*

30 janvier 2007

¹Nous remercions Sanvi Avouyi-Dovi, Laurent Clerc, Fabrice Collard, Patrick Fève, Thibault Guyon, Robert Ophèle, et Christian Pfister pour leurs précieux commentaires. Les vues exprimées dans cet article sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de la Banque de France.

²*Correspondance* : Jérôme Coffinet, Banque de France, DGEI-DIR-POMONE (41-1422), 31 Rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris cedex 01, France. Tel : +33 1 42 92 49 18, Fax : +33 1 42 92 62 92. Email : jerome.coffinet@banque-france.fr.

Résumé

Dans cet article, nous calculons le ratio de sacrifice de la zone euro à partir d'une maquette structurelle de petite taille. Cette dernière est composée de frictions sur le marché des biens et sur celui du travail. Pour ce faire, nous estimons les paramètres du modèle structurel de façon à minimiser la distance entre les covariances empiriques et les covariances théoriques d'un ensemble de variables. La valeur calculée du ratio de sacrifice est proche de 1.30%. Dans une seconde étape, nous procédons à une série d'exercices contrefactuels qui se propose d'expliquer l'impact d'une modification du degré de rigidité des prix ou des salaires sur la valeur du ratio de sacrifice. Nous obtenons qu'une baisse du degré de rigidité nominale des prix ne se traduit pas nécessairement par une baisse du ratio de sacrifice et que le ratio de sacrifice croît avec le degré de rigidité nominale des salaires.

Mots-clefs : ratio de sacrifice, prix et salaires visqueux, modèle DSGE.

Codes JEL : E31, C51.

Abstract

In this paper, we seek to estimate the sacrifice ratio of the euro area using a small DSGE model where prices and wages are sticky. We estimate model's parameters so as to minimize the distance between VAR-based and model-based covariances of a set of variables. The estimated value of the sacrifice ratio reaches 1.30%. In a second step, we proceed to a set of counterfactual exercises in order to highlight the link between the sacrifice ratio and the degree of prices and wages stickiness. We obtain that a decrease of prices stickiness does not necessary result in a decrease of the sacrifice ratio. In addition, the sacrifice ratio rises with the degree of wage stickiness.

Keywords : sacrifice ratio, sticky prices and sticky wages, DSGE model.

JEL Codes : E31, C51.

Résumé non technique

Tout changement de stratégie monétaire en faveur d'objectifs désinflationnistes nécessite de s'interroger sur l'éventuel coût réel qu'il engendre. Dans ce cadre, le ratio de sacrifice – défini comme la perte cumulée en croissance liée à une réduction permanente d'un point d'inflation – constitue un indicateur extrêmement utile pour mesurer l'efficacité ce type de mesure (Ball, 1994 ; Zhang, 2005 ; Cecchetti et Rich, 2001). Dans cette optique, cet article cherche à calculer le ratio de sacrifice dans la zone euro. Pour ce faire, nous développons une petite maquette en équilibre général, caractérisée par des prix et des salaires visqueux et par des mécanismes d'indexation des prix et des salaires à l'inflation passée. Nous estimons les paramètres du modèle à l'aide de données de la zone euro sur la période 1985T1-2004T4. Plus précisément, la valeur estimée des paramètres du modèle est celle qui minimise la distance entre les covariances théoriques et empiriques d'un ensemble de variables d'intérêt (le taux de croissance de la production, l'inflation, l'inflation salariale et le taux d'intérêt). Afin d'évaluer qualitativement les propriétés dynamiques de ce modèle, nous proposons en complément une analyse des réponses impulsionnelles ainsi qu'une décomposition de la variance des variables d'intérêt. Le ratio de sacrifice est alors calculé sur la base du modèle estimé, comme la perte cumulée de production liée à une réduction permanente d'un point d'inflation. Dans le cadre de notre modèle estimé, nous obtenons une valeur calculée du ratio de sacrifice proche de 1.30% dans la zone euro, compatible avec la littérature existante (Durand *et alii*, 2005 ; Coffinet, 2006)

Par ailleurs, il est courant dans la littérature, tant empirique que théorique, de relier le ratio de sacrifice aux rigidités du marché du travail (Gordon, 1982 et Mankiw, 1990 ; Ball, 1994 ; Durham, 2002 ; Zhang, 2005 ; Coffinet, 2006). Dans cette optique, nous conduisons une série d'exercices contrefactuels afin de mesurer la sensibilité de notre résultat aux degrés respectifs de rigidités sur le marché des biens et sur le marché du travail. Plus précisément, nous mesurons l'impact, sur la valeur du ratio de sacrifice, d'une variation de la fréquence de changement de salaires (ou prix) et du degré d'indexation des salaires (ou prix) sur l'inflation passée, toutes choses égales par ailleurs. Nous obtenons qu'une baisse du degré de rigidité nominale des prix ne se traduit pas nécessairement par une baisse du ratio de sacrifice. Par ailleurs, le ratio de sacrifice croît avec le degré de rigidité nominale des salaires. Toutefois, au voisinage des valeurs estimées, le ratio se montre relativement peu sensible à ce paramètre.

Non-technical summary

Disinflation periods generated by the monetary policy can be costly in terms of output. As a result, the sacrifice ratio – which is the ratio of the national output loss to corresponding reductions in inflation rate – can be viewed as an useful indicator to assess the monetary policy efficiency (Ball, 1994 ; Zhang, 2005 ; Cecchetti et Rich, 2001). In this paper, we seek to estimate the sacrifice ratio in the euro area using a small Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model with sticky prices and wages. We estimate the model's parameters so as to minimize the distance between the VAR-based and model-based covariances of a set of variables (output growth, inflation, wage inflation and the interest rate). We use euro area data over the sample 1985Q1-2004Q4. In order to assess the model, we report the impulse responses of the variables to various shocks and their variance decomposition. The sacrifice ratio is computed as the cumulated loss of output which results from a permanent 1 percentage point decrease of inflation. The estimated value of the sacrifice ratio reaches 1.30%, consistent with the literature (Durand et al, 2005 ; Coffinet, 2006)

In addition, the link between the sacrifice ratio and the degree of rigidities in the labor market is often examined by the literature (Gordon, 1982 ; Mankiw, 1990 ; Ball, 1994 ; Durham, 2002 ; Zhang, 2005 ; Coffinet, 2006). Therefore, we proceed to a set of counterfactual exercises in order to highlight the link between the sacrifice ratio and the degree of prices and wages stickiness. We measure the impact on the sacrifice ratio of a change in the frequency of change in wages (or prices) and the degree of wages (or prices) indexation to past inflation. We obtain that a decrease of prices stickiness does not necessary results in a decrease of the sacrifice ratio. In addition, the sacrifice ratio rises with the degree of wage stickiness. Finally, near to the estimated value of this parameter, the sacrifice ratio is quite insensitive to this parameter in the neighbourhood of the estimated parameters.

1 Introduction

L'efficacité de la politique monétaire dépend de la capacité des banquiers centraux à spécifier un ensemble d'objectifs d'une part, à comprendre les effets des politiques mises en œuvre pour les atteindre d'autre part. A ce titre, le changement de stratégie monétaire en faveur d'objectifs désinflationnistes à partir des années quatre-vingt dans la plupart des pays développés a nécessité de s'interroger sur leur coût réel. En effet, si un large consensus se dégage sur l'absence de coût réel à long terme d'une politique désinflationniste (Barro, 1996), il peut ne pas en être de même à court terme. Dans cette optique, le ratio de sacrifice, défini comme la perte cumulée en croissance liée à une réduction permanente d'un point d'inflation, constitue un indicateur extrêmement utile.

Il est courant dans la littérature, tant empirique que théorique, de relier le ratio de sacrifice aux rigidités du marché du travail (Gordon, 1982 et Mankiw, 1990 d'un point de vue théorique ; Ball, 1994, Jordan, 1997, Durham, 2002, Diana et Sidiropoulos, 2004, Zhang, 2005, Coffinet, 2006, d'un point de vue empirique). Toutefois, les rigidités sur le marché du travail, via la mesure de la rigidité des salaires nominaux, ne constituent généralement qu'un instrument des estimations et non un objet d'étude en tant que tel. L'analyse de ce lien se heurte en effet à de nombreuses difficultés méthodologiques.

D'un point de vue théorique, deux types d'arguments sont généralement invoqués. En premier lieu, les rigidités salariales traduisant une moindre flexibilité du marché du travail dues aux mécanismes de fixation des salaires (fréquence des changements, degré d'indexation) sont susceptibles de peser sur l'ajustement de l'économie lors d'une phase de désinflation et de ce fait d'accroître le ratio de sacrifice. Gordon (1982) explique ainsi le fait que les ratios de sacrifice soient plus importants aux Etats-Unis qu'au Japon au cours de la période 1960-1980. A contrario, le point de vue néo-keynésien attribue la non-neutralité à court terme de la monnaie aux prix de production plus qu'aux salaires (Mankiw, 1990) : à supposer que la rigidité des prix influe sur le coût de la lutte contre l'inflation, les institutions de fixation des salaires pourraient ne jouer qu'un rôle secondaire dans le niveau du ratio de sacrifice.

D'un point de vue empirique, deux types de difficultés restreignent la portée du diagnostic. Premièrement, les études analysant le lien entre ratio de sacrifice et indicateurs de rigidités sur le marché du travail sont exclusivement réalisées dans le cadre d'un équilibre partiel (Ball, 1994 ; Zhang, 2005 ; Coffinet, 2006). Deuxièmement, l'estimation des ratios de sacrifice repose sur deux méthodologies concurrentes : une approche basée sur une identification ad hoc des épisodes de désinflation (Ball, 1994 ; Durham, 2002 ; Daniels

et alii, 2005, Zhang, 2005 ; Coffinet, 2006) d'une part, une méthodologie VAR structurel (Cecchetti et Rich, 2001) d'autre part. Chacune de ces deux méthodologies présente des limites.

L'approche initiée par Ball (1994) consiste à identifier les épisodes de désinflation *ex ante*, puis à calculer le ratio de sacrifice sur chacun d'eux. Cette littérature présente plusieurs limites. En premier lieu, le calcul de ratios de sacrifice est très sensible à l'identification des dates de début et de fin des épisodes de désinflation. En deuxième lieu, les nombreuses méthodologies proposées pour estimer la croissance potentielle spécifique à chaque épisode ont fait émerger des résultats contrastés. Enfin, ces méthodes ne permettent pas d'isoler les chocs monétaires. Autrement dit, l'épisode de désinflation est intégralement et arbitrairement attribué à un choc monétaire, sans tenir compte d'éventuels autres chocs d'offre et de demande.

L'approche VAR structurel a été mise en œuvre par Cecchetti et Rich (2001) reprenant Cecchetti (1994). Elle permet de distinguer les chocs structurels d'offre et de demande. Par ailleurs, elle autorise une ventilation de la politique monétaire entre composante systématique (fonction de réaction des autorités monétaires) et composante stochastique (chocs de politique monétaire). Toutefois, deux principales critiques lui sont généralement adressées. En premier lieu, les résultats sont généralement instables à la spécification du modèle. Cette sensibilité des résultats provient en grande partie de la difficulté d'identification des chocs dans ce type de modèle. En second lieu, ces derniers n'imposent pas assez de contraintes théoriques pour être vraiment structurels. Ils sont donc vulnérables à la critique de Lucas et ne permettent pas d'analyser les mécanismes économiques à l'origine du ratio de sacrifice.

Le présent papier s'insère dans cette littérature et a pour ambition d'en lever certaines ambiguïtés dans le cadre de la zone euro. Pour ce faire, nous développons une petite maquette en équilibre général, caractérisée par des prix et des salaires visqueux et par des mécanismes d'indexation des prix et des salaires à l'inflation passée. Ce modèle permet de calculer le ratio de sacrifice et d'évaluer le lien entre ce dernier et les degrés de rigidité des marchés des biens et du travail.

Outre le fait que ce cadre d'analyse permet de répondre à la critique de Lucas, cette approche présente aussi certains avantages par rapport aux méthodes précédentes. En effet, contrairement à l'approche *ad hoc*, nous ne sommes pas contraints de calculer le ratio de sacrifice sur des périodes de désinflation dont l'identification peut s'avérer peu robuste. Par ailleurs, à la différence d'un modèle VAR structurel, notre modèle nous permet d'interpréter précisément l'impact des différentes rigidités nominales sur la valeur du ratio de sacrifice.

Le modèle est estimé sur les données de la zone euro pour la période 1985T1-2004T4. Les paramètres sont

sélectionnés de façon à minimiser la distance entre les covariances théoriques et empiriques des variables d'intérêt. Afin d'évaluer qualitativement les propriétés dynamiques de ce modèle, nous proposons en complément une analyse des réponses impulsionnelles ainsi qu'une décomposition de la variance des variables d'intérêt. De ce point de vue, le modèle est conforme à ce qu'obtient généralement la littérature (Smets et Wouters, 2003, Leith et Malley, 2005).

La valeur calculée du ratio de sacrifice est proche de 1.30% dans la zone euro. Dans le but de mieux comprendre ce résultat, nous conduisons une série d'exercices contrefactuels. L'objectif de ces derniers est de mesurer la sensibilité de notre résultat aux degrés respectifs de rigidités sur le marché des biens et sur le marché du travail. Nous obtenons deux résultats principaux. En premier lieu, une baisse du degré de rigidité nominale des prix ne se traduit pas nécessairement par une baisse du ratio de sacrifice. En second lieu, le ratio de sacrifice croît avec le degré de rigidité nominale des salaires. Toutefois, au voisinage des valeurs estimées, le ratio se montre relativement peu sensible à ce paramètre.

La section 2 de cette étude présente le modèle microfondé. La section 3 développe la procédure d'estimation et de calibration des paramètres, ainsi que les principaux résultats. La section 4 détaille l'évaluation du ratio de sacrifice et propose des exercices contrefactuels. La dernière section expose brièvement les principales conclusions de l'étude.

2 Le modèle microfondé

Nous considérons une petite maquette structurelle de la zone euro qui s'appuie sur les travaux de Woodford (2003), Giannoni et Woodford (2004), et Galí et Rabanal (2004).

2.1 Production du bien final

Nous considérons une économie composée d'un continuum d'agents à durée de vie infinie. Un bien final unique y_t est produit par des entreprises concurrentielles au moyen de la fonction de production à élasticité de substitution constante (CES) suivante

$$y_t = \left(\int_0^1 y_t(\zeta)^{(\theta_p-1)/\theta_p} d\zeta \right)^{\theta_p/(\theta_p-1)}, \quad (1)$$

où $y_t(\zeta)$ représente l'intrant en bien intermédiaire ζ et $\theta_p > 1$ est l'élasticité de substitution entre les différents biens intermédiaires. La maximisation du profit par les entreprises produisant le bien final permet

d'obtenir la fonction de demande pour le bien intermédiaire ς

$$y_t(\varsigma) = \left(\frac{P_t(\varsigma)}{P_t} \right)^{-\theta_p} y_t, \quad (2)$$

où P_t est le prix nominal du bien final et $P_t(\varsigma)$ est le prix nominal du bien ς . La condition de profit nul de l'entreprise produisant le bien final implique

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(\varsigma)^{1-\theta_p} d\varsigma \right)^{1/(1-\theta_p)}. \quad (3)$$

2.2 Production du bien intermédiaire

L'entreprise productrice du bien intermédiaire de type ς est en concurrence monopolistique. Elle utilise la fonction de production suivante

$$y_t(\varsigma) = e^{z_t} F(n_t(\varsigma)), \quad (4)$$

où $F(\cdot)$ est croissante et concave, $n_t(\varsigma)$ est l'intrant en travail agrégé (défini ci-après) et z_t est un choc de productivité qui évolue selon le processus

$$z_t = \log(a) + z_{t-1} + \zeta_t, \quad \text{où } \zeta_t \sim \text{iid}(0, \sigma_\zeta), \quad (5)$$

et $a > 1$ est le taux de croissance moyen du progrès technique.

Dans le cadre de notre modèle, la firme choisit le prix du bien intermédiaire qu'elle offre. Toutefois, nous supposons que le prix des biens intermédiaires est fixé selon un processus à la Calvo (1983). Plus précisément, à chaque date, le monopoleur produisant un bien intermédiaire peut fixer son prix avec une probabilité $1 - \alpha_p$, indépendamment de la dernière date à laquelle il a déjà réoptimisé ce prix. Si une entreprise ne peut pas réoptimiser son prix, alors celui-ci est automatiquement révisé selon la règle suivante

$$P_T(\varsigma) = (1 + \delta_{t,T}^p) P_t(\varsigma), \quad \text{où } 1 + \delta_{t,T}^p = \begin{cases} \prod_{j=t}^{T-1} (1 + \pi)^{1-\gamma_p} (1 + \pi_j)^{\gamma_p} & \text{si } T > t \\ 1 & \text{sinon} \end{cases},$$

et $\pi_t = P_t/P_{t-1} - 1$ représente le taux d'inflation à la date t , π est la cible d'inflation de long terme, et $\gamma_p \in [0, 1]$ mesure le degré d'indexation des prix à l'inflation de la date précédente. Symétriquement, $1 - \gamma_p$ mesure le degré d'indexation à la cible d'inflation¹.

¹Dans un cadre général, $1 - \gamma_p$ pourrait être considéré comme un indicateur de crédibilité de la banque centrale puisqu'il indique dans quelle mesure les firmes indexent leur prix sur la cible d'inflation et non sur l'inflation passée.

Considérons le comportement de l'entreprise en concurrence monopolistique de type ς dont nous supposons qu'elle a la possibilité de réoptimiser son prix à la date t . Cette dernière prend en compte la fonction de demande (2) quand elle fixe le prix du bien qu'elle produit. Par ailleurs, elle sait que le prix ne sera pas réoptimisé pendant j périodes consécutives avec probabilité α_p^j . Notons $P_t^*(\varsigma)$ le prix choisi à la date t et $y_{t,T}^*(\varsigma)$ la production du bien ς à la date T si l'entreprise ς a réoptimisé son prix pour la dernière fois à la date t . La firme ς choisit alors son prix $P_t^*(\varsigma)$ de façon à maximiser

$$E_t \sum_{T=t}^{\infty} (\beta \alpha_p)^{T-t} \lambda_T \left\{ \frac{(1 + \delta_{t,T}^p) P_t^*(\varsigma)}{P_T} y_{t,T}^*(\varsigma) - w_t F^{-1} (e^{-z_t} y_{t,T}^*(\varsigma)) \right\}, \quad (6)$$

sachant la fonction de demande déduite de l'expression (2)

$$y_{t,T}^*(\varsigma) = \left(\frac{(1 + \delta_{t,T}^p) P_t^*(\varsigma)}{P_T} \right)^{-\theta_p} y_T. \quad (7)$$

Dans l'expression ci-dessus, λ_t est l'utilité marginale du ménage représentatif et $E_t \{ \cdot \}$ est l'opérateur espérance, conditionnellement à l'ensemble d'information disponible à la date t . De plus, w_t est le taux de salaire réel payé par la firme. La résolution du programme de maximisation (6) permet d'obtenir la condition du premier ordre log linéarisée suivante

$$\hat{\pi}_t - \gamma_p \hat{\pi}_{t-1} = \kappa_p (\hat{w}_t + \omega_p \hat{y}_t) + \beta E_t \{ \hat{\pi}_{t+1} - \gamma_p \hat{\pi}_t \}, \quad (8)$$

où $\hat{\pi}_t$ représente la logdéviation de $1 + \pi_t$ par rapport à son état stationnaire et \hat{w}_t (\hat{y}_t) représente la logdéviation de $w_t e^{-z_t}$ ($y_t e^{-z_t}$) par rapport à son état stationnaire². Par ailleurs, nous notons

$$\kappa_p \equiv \frac{(1 - \alpha_p)(1 - \beta \alpha_p)}{(1 + \theta_p \omega_p) \alpha_p}, \quad \text{et} \quad \omega_p \equiv - \frac{F''(n) n}{F'(n)} \frac{F(n)}{F'(n) n}, \quad (9)$$

où F' et F'' sont les dérivées à l'ordre un et deux respectivement de la fonction de production $F(\cdot)$, et n est la valeur à l'état stationnaire de n_t . L'équation (8) est habituellement définie comme la nouvelle courbe de Phillips. Cette dernière relie l'inflation aux anticipations d'inflation future et au coût marginal réel. Par ailleurs, l'inertie de l'inflation provient de l'hypothèse d'indexation des prix par rapport à l'inflation passée.

²Du fait de la présence d'une racine unitaire dans le logarithme du progrès technique, y_t , w_t et λ_t ne sont pas stationnaires. Pour obtenir un système dynamique stationnaire, il convient de transformer les variables de la façon suivante :

$$\tilde{y}_t = y_t e^{-z_t}, \quad \tilde{w}_t = w_t e^{-z_t}, \quad \tilde{\lambda}_t = \lambda_t e^{z_t}.$$

2.3 Marché du travail et ménages

Nous supposons qu'il existe un continuum de ménages différenciés, chacun doté d'un travail spécifique. En suivant la même approche que celle d'Erceg *et alii* (2000), nous supposons que le ménage de type $v \in [0, 1]$ offre du travail spécifique noté $\ell_t(v)$ à une entreprise concurrentielle qui agit comme un intermédiaire sur le marché du travail. Cette dernière combine les différents types de travail en un agrégat noté ℓ_t . Le travail agrégé sert ensuite d'intrant dans la production des biens intermédiaires. Il est produit selon la fonction CES

$$\ell_t = \left(\int_0^1 \ell_t(v)^{(\theta_w-1)/\theta_w} dv \right)^{\theta_w/(\theta_w-1)},$$

où $\theta_w > 1$ est l'élasticité de substitution entre les différents types de travail. La maximisation du profit par la firme intermédiaire sur le marché du travail permet d'obtenir la fonction de demande pour le travail de type v

$$\ell_t(v) = \left(\frac{W_t(v)}{W_t} \right)^{-\theta_w} \ell_t, \quad (10)$$

où W_t est le salaire agrégé nominal et $W_t(v)$ le salaire nominal versé au travail de type v . La condition de profit nul de l'entreprise produisant le travail agrégé implique

$$W_t = \left(\int_0^1 W_t(v)^{1-\theta_w} dv \right)^{1/(1-\theta_w)}. \quad (11)$$

Par ailleurs, les préférences du ménage de type v sont décrites par

$$U_t = E_t \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} [e^{g_T} \log(y_T - by_{T-1}) - e^{\chi_T} V(\ell_T(v))], \quad (12)$$

où $\beta \in (0, 1)$ est le taux d'actualisation, $b \in (0, 1)$ est le paramètre d'habitude sur la consommation, y_t représente la consommation du bien final, $\ell_t(v)$ est l'offre de travail du ménage de type v à la période t et $V(\ell_t(v))$ est la désutilité du travail. χ_t et g_t sont des chocs de préférence définis ultérieurement.

Le ménage de type v maximise (12) par rapport à y_t et b_t sous la contrainte de budget

$$y_t + \frac{b_t}{1+i_t} \leq w_t(v) \ell_t(v) + \frac{b_{t-1}}{1+\pi_t} + \text{div}_t, \quad (13)$$

où div_t est le profit redistribué par les entreprises monopolistiques et $w_t(v) \equiv W_t(v)/P_t$ est le taux de salaire réel du ménage v . De plus, nous notons $b_t \equiv B_t/P_t$, où B_t est la quantité d'obligations nominales à 1 trimestre, rémunérées au taux d'intérêt nominal i_t . Ce dernier est supposé sous le contrôle de la banque centrale dont c 'est l'instrument.

La résolution du programme précédent par rapport à y_t permet d'obtenir l'équation d'Euler standard

$$(1 + \beta\bar{b}^2)\hat{y}_t = \beta b E_t \{\hat{y}_{t+1}\} + b\hat{y}_{t-1} - (1 - \bar{b})(1 - \beta\bar{b})\hat{\lambda}_t + \check{g}_t + \beta b E_t \{\zeta_{t+1}\} - b\zeta_t. \quad (14)$$

où nous notons $\check{g}_t \equiv (1 - \bar{b})[g_t - \beta\bar{b}E_t\{g_{t+1}\}]$, et nous supposons que

$$\check{g}_t = \rho_g \check{g}_{t-1} + \varepsilon_{g,t}, \quad \rho_g \in (0, 1), \quad \varepsilon_{g,t} \sim \text{iid}(0, \sigma_g).$$

De la même façon, la résolution du programme du ménage par rapport à b_t permet d'obtenir

$$\hat{\lambda}_t = \hat{v}_t + E_t \{\hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\pi}_{t+1}\}, \quad (15)$$

où $\hat{\lambda}_t$ représente la logdéviation de $\lambda_t e^{z_t}$ par rapport à son état stationnaire. La résolution prospective de cette équation donne la relation

$$\hat{\lambda}_t = \sum_{u=0}^{\infty} (\hat{v}_{t+u} - E_t \{\hat{\pi}_{t+u+1}\}),$$

qui nous permet d'interpréter $\hat{\lambda}_t$ comme la somme des logdéviation des taux d'intérêt réels futurs par rapport à leur état stationnaire.

Enfin, chaque ménage de type v choisit le salaire auquel il accepte d'offrir son travail spécifique. Toutefois, en utilisant un processus à la Calvo (1983), nous considérons que le marché du travail n'est pas parfaitement flexible. Plus précisément, nous considérons qu'à chaque date, un ménage donné peut réoptimiser son salaire nominal avec une probabilité $1 - \alpha_w$, quelque soit le laps de temps écoulé depuis la dernière réoptimisation. Les ménages restants qui sont contraints de ne pas réoptimiser leur salaire voient celui-ci être révisé selon la règle automatique suivante

$$W_T(v) = a^{T-t}(1 + \delta_{t,T}^w)W_t(v), \quad \text{où } 1 + \delta_{t,T}^w = \begin{cases} \prod_{j=t}^{T-1} (1 + \pi)^{1-\gamma_w} (1 + \pi_j)^{\gamma_w} & \text{si } T > t \\ 1 & \text{sinon} \end{cases}.$$

Le paramètre $\gamma_w \in [0, 1]$ mesure le degré d'indexation des salaires à l'inflation de la date précédente. Symétriquement, $1 - \gamma_w$ mesure le degré d'indexation des salaires à la cible d'inflation de long terme. Notons de plus que les ménages indexent aussi leur salaire au taux de croissance moyen du progrès technique. Cette dernière hypothèse nous permet d'assurer l'existence d'un état stationnaire déterministe. Nous notons l'inflation salariale π_t^w , telle que $\pi_t^w \equiv W_t/W_{t-1} - 1$.

A la période t , le ménage de type v , s'il a la possibilité de le réoptimiser, choisit le taux de salaire $W_t^*(v)$ de façon à maximiser

$$\mathbb{E}_t \sum_{T=t}^{\infty} (\beta \alpha_w)^{T-t} \left\{ \lambda_T \frac{a^{T-t}(1 + \delta_{t,T}^w) W_t^*(v)}{P_T} \ell_{t,T}^*(\bar{v}) - e^{\chi t} V(\ell_{t,T}^*(v)) \right\},$$

sachant (10) qui s'écrit ici

$$\ell_{t,T}^*(v) = \left(\frac{a^{T-t}(1 + \delta_{t,T}^w) W_t^*(v)}{W_T} \right)^{-\theta_w} \ell_T. \quad (16)$$

La solution loglinéarisée du programme précédent s'écrit

$$\hat{\pi}_t^w - \gamma_w \hat{\pi}_{t-1} = \kappa_w (\omega_w \phi \hat{y}_t - \hat{\lambda}_t - \hat{w}_t) + \beta \mathbb{E}_t \{ \hat{\pi}_{t+1}^w - \gamma_w \hat{\pi}_t \} + \check{\chi}_t, \quad (17)$$

où $\hat{\pi}_t^w$ représente la logdéviation de $1 + \pi_t^w$ par rapport à son état stationnaire. De plus, nous notons

$$\kappa_w \equiv \frac{1 - \alpha_w}{\alpha_w} \frac{1 - \beta \alpha_w}{1 + \omega_w \theta_w},$$

où nous avons utilisé la relation $\hat{\ell}_t = \hat{n}_t = \phi \hat{y}_t$, avec $\phi \equiv F(n)/F'(n)n$, et $\omega_w \equiv V''(\ell)\ell/V'(\ell)$. Enfin, nous définissons $\check{\chi}_t \equiv \kappa_w \chi_t$, et nous supposons que

$$\check{\chi}_t = \rho_\chi \check{\chi}_{t-1} + \varepsilon_{\chi,t}, \quad \rho_\chi \in (0, 1), \quad \varepsilon_{\chi,t} \sim \text{iid}(0, \sigma_\chi).$$

L'équation (17) est définie comme l'équation de fixation du salaire, similaire à la nouvelle courbe de Phillips et résulte du fait que nous avons supposé l'existence de rigidités sur le marché du travail, via la fixation des salaires.

Finalement, l'inflation salariale et l'inflation sont reliées par l'identité

$$\hat{\pi}_t^w = \hat{\pi}_t + \hat{w}_t - \hat{w}_{t-1} + \zeta_t. \quad (18)$$

2.4 Politique monétaire

Afin de boucler le modèle, nous considérons une règle de taux d'intérêt de la forme suivante

$$\hat{i}_t = \rho_i \hat{i}_{t-1} + (1 - \rho_i) [a_p \hat{\pi}_{t-1} + a_y \hat{y}_{t-1}] + \epsilon_t, \quad (19)$$

où ϵ_t est un choc monétaire qui évolue selon le processus

$$\epsilon_t = \rho_\epsilon \epsilon_{t-1} + \varepsilon_{\epsilon,t}, \quad \rho_\epsilon \in (0, 1), \quad \varepsilon_{\epsilon,t} \sim \text{iid}(0, \sigma_\epsilon).$$

Cette règle de politique monétaire est similaire à la spécification proposée par Taylor (1993). Elle stipule que les autorités monétaires fixent le taux d'intérêt nominal en réaction à l'inflation passée et à la déviation passée de la production en écart à sa tendance stochastique. Les coefficients a_p et a_y mesurent, respectivement, les degrés de réaction à l'inflation passée et à \hat{y}_{t-1} . Par ailleurs, nous admettons un comportement d'inertie de la politique monétaire (Clarida *et alii*, 2001). Cette hypothèse de lissage du taux d'intérêt nominal se traduit par la présence de \hat{i}_{t-1} dans la règle. Le coefficient ρ_i mesure le degré de lissage. Enfin, nous supposons que les autorités monétaires font face à un choc exogène persistant qui peut, par exemple, être interprété comme un choc financier ou un changement transitoire de cible d'inflation (Rudebush, 2002). A l'équilibre, le modèle théorique est résumé par les équations (8), (14), (15), (17), (18) et (19).

3 Estimation du modèle

Nous estimons les paramètres du modèle de façon à minimiser la distance entre les fonctions d'autocovariances empiriques des données et leurs contreparties théoriques issues du modèle.

3.1 Etalonnage des paramètres structurels

Plutôt qu'estimés, certains paramètres du modèle sont étalonnés car leur valeur se déduit des grands ratios ou parce que ces paramètres ne sont pas identifiables. Nous notons le vecteur des paramètres calibrés $\psi^c = (\beta, \phi, \omega_p, \theta_w, \theta_p)'$, dont les valeurs sont reportées dans le tableau 1. Nous avons posé $\beta = 0.99$ impliquant un taux d'intérêt trimestriel de 1.6%, sachant que le taux de croissance trimestriel moyen calculé à l'aide de nos données est de 0.6%. Par ailleurs, au sein de la zone euro, la part moyenne des salaires dans le PIB est de 54%, impliquant $\phi = 1.85$. En supposant que la fonction de production F est une fonction Cobb Douglas, la définition de ω_p implique $\omega_p = \phi - 1$. De plus, nous supposons que le taux de marge des producteurs de biens intermédiaires à l'état stationnaire est de 10% (soit $\theta_p = 11$), à l'instar de Galí *et alii* (2001), Leith et Malley (2005). Enfin, nous supposons que le taux de marge salarial à l'état stationnaire est de 20%, ce qui signifie $\theta_w = 6$. Cette valeur est proche de celle retenue par Smets et Wouters (2003).

3.2 Estimation des paramètres structurels

Dans une première étape, nous estimons un modèle Vectoriel AutoRégressif (VAR) sur des données de la zone euro, puis nous calculons les autocovariances associées à ce modèle VAR. Pour estimer ce dernier, nous considérons le vecteur de données³

$$\mathbf{y}_t = (\Delta \hat{y}_t \quad \hat{\pi}_t \quad \hat{i}_t \quad \hat{\pi}_t^w)' ,$$

où $\Delta \hat{y}_t$ est le taux de croissance de la production, $\hat{\pi}_t$ est le taux d'inflation, \hat{i}_t est le taux d'intérêt nominal de court terme et $\hat{\pi}_t^w$ est le taux d'inflation salarial. Le graphique 1 montre clairement que le taux d'inflation, le taux d'intérêt et l'inflation salariale présentent chacun une tendance à la baisse. Cette caractéristique des données européennes peut s'expliquer par une baisse de l'objectif d'inflation implicite de la banque centrale (Gerlach et Svensson, 2000) et une convergence du taux d'inflation et du taux d'intérêt nominal dans les différents pays de la zone euro (Coenen et Wieland, 2005). Nous adoptons la même stratégie que Coenen et Wieland (2005) et éliminons la tendance linéaire de l'inflation, cette dernière étant considérée comme une approximation de l'objectif d'inflation de la banque centrale. Par ailleurs, nous procédons de la même façon sur l'inflation salariale et le taux d'intérêt nominal.

Le modèle VAR suivant est estimé sur la période 1985T1-2004T4

$$\mathbf{y}_t = \Phi_0 + \Phi_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Phi_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{e}_t, \quad \mathbf{e}_t \sim \text{iid}(0, \Sigma_e). \quad (20)$$

D'après le critère d'information Hannan-Quinn, $p = 2$.

Une fois le modèle VAR(2) estimé, nous pouvons calculer les autocovariance empiriques du vecteur \mathbf{y}_t . Nous notons Γ_j , la j ème autocovariance de \mathbf{y}_t , telle que $\Gamma_j = E\{(\mathbf{y}_t - \bar{\mathbf{y}})(\mathbf{y}_{t-j} - \bar{\mathbf{y}})'\}$, où $\bar{\mathbf{y}} \equiv E\{\mathbf{y}_t\}$. Nous définissons alors le vecteur de moments

$$\theta = (\text{vech}(\Gamma_0)', \text{vec}(\Gamma_1)', \dots, \text{vec}(\Gamma_k)')', \quad k = 6,$$

où $\text{vec}(\cdot)$ est l'opérateur qui transforme une matrice $(n \times n)$ en un vecteur $(n^2 \times 1)$ par une superposition verticale des colonnes, $\text{vech}(\cdot)$ est l'opérateur qui transforme une matrice $(n \times n)$ en un vecteur de dimension $(n(n+1)/2 \times 1)$, en superposant verticalement les colonnes tout en ne retenant que les valeurs qui sont en dessous de la diagonale principale.

³Nous utilisons les séries trimestrielles de Fagan, Henry et Mestre (2005) qui servent à l'estimation du modèle européen AWM (Area-Wide Model). Toutes les données sont multipliées par 100.

Notons $\hat{\theta}_T$ l'estimateur de θ obtenu à partir des paramètres du modèle VAR (où T est la taille de l'échantillon). Lütkepohl (1993) montre que

$$\sqrt{T}(\hat{\theta}_T - \theta) \underset{a}{\sim} N(0, \Sigma_\theta), \quad (21)$$

où Σ_θ dépend des paramètres du modèle VAR.

Dans une deuxième étape, nous calculons les autocovariances théoriques qui dépendent des paramètres du modèle. Pour ce faire, nous utilisons l'algorithme AIM (Anderson et Moore, 1985) qui nous permet de résoudre le modèle théorique loglinéarisé. Nous procédons de la même façon que dans la première étape pour calculer les contreparties théoriques de θ , que nous notons $h(\psi)$, où ψ est le vecteur de paramètres du modèle que nous tenons à estimer

$$\psi = (\bar{b}, \gamma_w, \gamma_p, \alpha_p, \alpha_w, a_p, a_y, \rho_g, \sigma_g, \rho_\chi, \sigma_\chi, \rho_\zeta, \sigma_\zeta, \rho_\epsilon, \sigma_\epsilon)'$$

Dans une troisième étape, notre estimateur $\hat{\psi}_T$ de ψ est défini par

$$\hat{\psi}_T = \arg \min_{\psi \in \Psi} (h(\psi) - \hat{\theta}_T)' W_T (h(\psi) - \hat{\theta}_T), \quad (22)$$

où Ψ est l'ensemble des valeurs admissibles de ψ . W_T est une matrice diagonale comportant l'inverse des variances asymptotiques de chaque élément de $\hat{\theta}_T$ le long de sa diagonale. Les écarts-types des paramètres estimés sont calculés à l'aide de la méthode de la fonction delta.

3.3 Résultats de l'estimation

Le graphique 2 présente les autocovariances théoriques et empiriques au terme de l'estimation. Les autocovariances empiriques de l'ordre 0 à 6 sont en lignes pleines et leurs contreparties théoriques sont en lignes cerclées. La zone grisée représente l'intervalle de confiance asymptotique à 95% des autocovariances empiriques.

Nous pouvons conclure, à la vue de ce graphique, que le modèle est capable de répliquer les autocovariances empiriques des variables. En effet, il apparaît que les fonctions d'autocovariances théoriques sont globalement comprises à l'intérieur de l'intervalle de confiance des autocovariances empiriques. De plus, l'allure générale des autocovariances des variables est bien reproduite, en particulier en ce qui concerne le taux d'intérêt et l'inflation salariale. Par ailleurs, les covariances croisées sont plutôt bien reproduites.

Le tableau 2 présente la valeur des paramètres qui correspond au graphique 2. Nous obtenons des valeurs estimées des paramètres cohérentes avec ce qui a été obtenu dans la littérature. Si nous nous intéressons aux chocs, nous pouvons noter que les écarts-types de ceux-ci sont significatifs. Par ailleurs, les coefficients d'autocorrélation des chocs de préférence et monétaires sont élevés (autour de 0.8) et significatifs. En revanche, notre algorithme d'estimation conduit ρ_χ à des valeurs minuscules et non significatives, ce qui nous conduit à imposer la contrainte $\rho_\chi = 0$.

Si nous nous concentrons sur les paramètres de la règle de politique monétaire, il apparaît que le degré de lissage du taux d'intérêt est très faible et non significatif, tandis que les poids de l'inflation et de la production dans la règle (1.44 et 0.1 respectivement) correspondent globalement aux valeurs usuelles estimées dans la littérature (Smets et Wouters, 2003 ; Castelnuovo, 2006 ; Gerlach et Schnabel, 2000) et sont significatives. Par ailleurs, nous avons rencontré des problèmes de convergence en estimant ω_w . En effet, l'algorithme d'estimation pousse ce paramètre à des valeurs très élevées. Pour éliminer ce problème, nous étalonnons ce paramètre en suivant Prescott (2004), et fixons $\omega_w = 3$. Enfin, le paramètre de persistance des habitudes présente une valeur plus élevée que celle obtenue par Smets et Wouters (2003), mais proche de celle de Leith et Malley (2005).

Les paramètres régissant les rigidités sur le marché des biens et le marché du travail s'avèrent des paramètres clefs pour la suite de notre analyse, et leurs valeurs estimées sont compatibles avec la littérature existante. En particulier, la probabilité de non-réoptimisation des salaires est de 0.67, ce qui signifie qu'en moyenne, un ménage ne réoptimise pas son salaire pendant environ trois trimestres. Le degré de rigidité des prix est plus élevé ($\alpha_p = 0.84$), puisqu'en moyenne, les firmes ne réoptimisent pas leur prix pendant environ un an et demi⁴. Par ailleurs, les salaires sont intégralement indexés à l'inflation passée ($\gamma_w = 1$). Une fois de plus, l'algorithme d'estimation conduit ce paramètre sur sa borne supérieure, ce qui nous contraints à imposer cette valeur. Enfin, le degré d'indexation des prix sur l'inflation passée est de 46.7%, ce qui correspond globalement aux résultats de Smets et Wouters (2003).

⁴Ce degré de rigidité des prix, qui peut sembler élevé comparativement aux études microéconomiques (Dhyne *et alii*, 2006), s'explique intégralement par le fait que nous avons adopté la spécification du modèle la plus simple. En d'autres termes, nous sommes capables de répliquer la pente de la courbe de Phillips, noté κ_p , au prix d'un fort degré de rigidité des prix. Woodford (2003) propose une série de raffinements théoriques n'ayant comme seul effet dans le modèle que de diminuer κ_p sans augmenter α_p .

3.4 Evaluation des propriétés dynamiques du modèle

Afin de vérifier le caractère raisonnable du modèle, nous traçons les fonctions de réponse aux chocs évaluées aux valeurs estimées des paramètres (graphique 3). Les variables étudiées sont caractérisées dans l'ensemble par des réponses inertielles et en dôme à la plupart des chocs. Cette caractéristique souligne les fortes propriétés de propagation dynamique du modèle estimé. En revanche, le choc d'offre de travail implique une hausse très temporaire de l'inflation salariale (le paramètre d'autocorrélation de ce choc est nul). Enfin, un choc monétaire restrictif se traduit par une hausse relativement inertielle du taux d'intérêt. Dans la mesure où le degré de lissage du taux d'intérêt nominal est faible, cette propriété traduit les fortes persistance de l'inflation et réactivité de la règle monétaire.

Dans un second temps, nous proposons d'étudier la contribution des différents chocs à la variance de l'erreur de prévision à un pas des variables d'intérêt telle qu'impliquée par le modèle. Le graphique 4 illustre la part de la variance des variables d'intérêt attribuable à chaque choc. A un horizon court, le choc monétaire explique la quasi-totalité de la variance du taux d'intérêt nominal mais contribue par ailleurs peu à la variance des autres variables. C'est un résultat usuel dans la littérature, tant sur données zone euro que sur données américaines. Le choc de productivité explique une part non négligeable de la variance des variables d'intérêt, même si cette contribution reste modeste par rapport au choc de préférence. Ce dernier explique l'essentiel de la variance de $\Delta\hat{y}_t$, $\hat{\pi}_t$ et \hat{i}_t , suggérant qu'au cours de la période d'estimation, la zone euro a été dominée par des chocs de demande. Enfin, le choc d'offre de travail explique la majeure partie de la variance de l'inflation salariale (entre 90% et 60%) sans contribuer de façon importante à la variance des autres variables.

4 Calcul du ratio de sacrifice

Dans le cadre de notre modèle, il est aisé de calculer le ratio de sacrifice. Par ailleurs, dans la lignée de certains travaux de recherche (Ball, 1994 ; Zhang, 2005 ; Coffinet, 2006), nous nous intéresserons aux conséquences des rigidités sur le marché du travail sur la valeur du ratio de sacrifice.

4.1 Méthode de calcul et résultat

A l'aide du modèle estimé, nous pouvons calculer la valeur du ratio de sacrifice, qui se définit comme la perte cumulée de production liée à une réduction permanente d'un point d'inflation. Plus précisément, une

fois résolu, le modèle estimé admet la forme réduite

$$x_t = F(\tilde{\psi})x_{t-1} + B(\tilde{\psi})\varepsilon_t,$$

où $\tilde{\psi}$ représente l'ensemble des paramètres du modèle, $F(\cdot)$ et $B(\cdot)$ sont des fonctions compliquées qui à $\tilde{\psi}$ associent les matrices du système dynamique et x_t est un vecteur contenant toutes les déviations relatives du modèle. Le calcul du ratio de sacrifice se fait alors de la manière suivante. A la date $t = 0$, la cible d'inflation (i.e. l'inflation de long terme), passe de π^1 à $\pi^2 < \pi^1$. Il en découle qu'en $t = 0$, par rapport au nouvel état stationnaire, la déviation relative de l'inflation est

$$\hat{\pi}_{-1} = \log\left(\frac{1 + \pi^1}{1 + \pi^2}\right) \simeq \pi^1 - \pi^2 > 0.$$

Par ailleurs, l'inflation salariale et le taux d'intérêt nominal, en régime permanent, sont liés à l'inflation par les relations

$$\beta(1 + i) = 1 + \pi \quad \text{et} \quad 1 + \pi^w = a(1 + \pi).$$

Il s'ensuit qu'après un changement de cible d'inflation, nous vérifions les relations $\hat{\pi}_{-1}^w = \hat{i}_{-1} = \hat{\pi}_{-1}$. Toutes les valeurs initiales de x_{t-1} sont alors fixées à 0, hormis celles relative à l'inflation, l'inflation salariale et le taux d'intérêt nominal, qui sont fixée à $\hat{\pi}_{-1}$. Nous itérons alors sur le système et définissons le ratio de sacrifice R_t par la relation

$$R_t = \frac{\sum_{\tau=0}^t \hat{y}_\tau}{|\pi^2 - \pi^1|},$$

où \hat{y}_t est la logdéviations de la production. Dans la suite, nous étudions un épisode de désinflation d'un point, de sorte que $|\pi^2 - \pi^1| = 1$. Une valeur négative de R_t traduit une *perte en production*.

Nos notations font apparaître clairement que le ratio de sacrifice R_t est une fonction des paramètres estimés ψ , soit $R_t = f_t(\psi)$. Sous réserve que $f_t(\cdot)$ soit continue, nous obtenons

$$\sqrt{T}(\hat{R}_{t,T} - R_0) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_{R,t}), \quad \Sigma_{R,t} = \frac{\partial f_t(\psi)}{\partial \psi'} \Sigma_\psi \frac{\partial f_t(\psi)}{\partial \psi}.$$

En pratique, ces calculs sont effectués numériquement.

Le graphique 5 illustre l'évolution, à un horizon de 70 trimestres, du ratio de sacrifice relatif à une réduction d'un point d'inflation. La zone grisée correspond à l'intervalle de confiance de R_t à 95%. Le graphique montre que la perte cumulée de production croît pendant une trentaine de trimestres avant de rejoindre une valeur proche de celle son état stationnaire. Une fois le choc de désinflation résorbé, la valeur du ratio de

sacrifice se stabilise à 1.28%, ce qui signifie que la perte cumulée de production, par rapport à la situation où il n'y aurait pas eu de désinflation, est de 1.28 point. Enfin, il convient de remarquer que cette valeur est significativement différente de zéro.

Cette conclusion est en accord avec les résultats disponibles dans la littérature. En estimant un VAR structurel pour chacun des pays de la zone euro, Durand *et alii* (2005) obtiennent un ratio de sacrifice moyen pour la zone euro de 1.19% sur la période 1994T1-2003T4. Les évaluations fondées sur la méthode de Ball (1994) ne sont pas directement comparables car elles isolent les pays et les différents épisodes. Toutefois, les résultats de Coffinet (2006) sont très proches de ceux de la présente étude : pour le dernier épisode de désinflation, les ratios de sacrifice en Allemagne, en France et en Italie seraient de respectivement 2.05%, 1.98% et 0.69%.

4.2 La mécanique de la récession induite par une désinflation

Le modèle estimé est donc capable de produire une désinflation coûteuse en termes de production, dont les ordres de grandeur correspondent aux estimations obtenues par des méthodes moins structurelles. Il convient maintenant de comprendre les caractéristiques de la récession engendrée par cette désinflation. Pour ce faire, nous étudions les dynamiques transitionnelles des déviations relatives de la production (\hat{y}_t), des salaires réels (\hat{w}_t), de l'inflation salariale ($\hat{\pi}_t^w$), de l'inflation ($\hat{\pi}_t$), du taux d'intérêt nominal (\hat{i}_t) et de la somme des taux d'intérêt réel futurs ($\hat{\lambda}_t$) en réponse à un choc permanent de désinflation, dans le cadre de notre modèle estimé. Ces dernières sont reportées sur le graphique 6.

Puisque nous étudions un épisode de désinflation d'un point, les déviations relatives de l'inflation, de l'inflation salariale et du taux d'intérêt nominal, sont égales à 1% avant le début de l'épisode de désinflation. Compte tenu de la fonction de réaction des autorités monétaires, relativement agressive en réponse à l'inflation ($a_p = 1.44$), le taux d'intérêt nominal croît d'un montant plus élevé que l'inflation. Par ailleurs, la politique monétaire est faiblement réactive aux déviations de la production ($a_y = 0.98$). Il en découle, au moins à court terme, que le taux d'intérêt réel croît. Sous réserve que cet accroissement soit persistant, les agents anticipent également une hausse de la somme des taux d'intérêt réels futurs. Via la pseudo courbe IS (équations 14 et 15), cette interaction provoque une baisse de la production à l'impact.

L'ampleur et la persistance de cette diminution dépendent alors de la dynamique plus ou moins persistante de $\hat{\lambda}_t$. Cette dernière, à son tour, est déterminée par les degrés de rigidité nominale des prix et des salaires.

Compte tenu des valeurs estimées de γ_p et de γ_w , les prix s'ajustent plus rapidement à la cible d'inflation de long terme que les salaires nominaux ($\gamma_p < \gamma_w$). Pour une probabilité de fixité des prix élevée ($\alpha_p = 0.84$), l'ajustement de l'inflation est freiné, impliquant un retour persistant du salaire réel à son équilibre de long terme. Ceci se traduit alors par un lent retour du taux d'intérêt nominal à sa cible de long terme. Il convient ici de remarquer que la dynamique de ce dernier est essentiellement due à celle de l'inflation, puisque le degré de lissage du taux nominal est faible ($\rho_i = 0.068$). Il découle de cette configuration un accroissement persistant du taux d'intérêt réel qui se traduit mécaniquement par un accroissement de la somme des taux d'intérêt réels futurs.

4.3 Exercices contrefactuels

L'impact des rigidités nominales sur la perte en production d'une désinflation fait l'objet d'un débat non achevé. En particulier, on s'attend à ce que les rigidités sur les prix et les salaires aient un impact non négligeable sur le ratio de sacrifice. En effet, des prix peu flexibles seront à court terme peu sensibles à un changement de cible d'inflation et peuvent ainsi contribuer à ralentir l'ajustement de l'économie en réponse à une politique de désinflation (Ball, 1994b ; Mankiw et Reis, 2002). De la même façon, des salaires visqueux peuvent contribuer à prolonger les effets récessionnistes d'une telle politique (Layard *et alii*, 2003).

Toutefois, dans une économie caractérisée par des prix et des salaires visqueux, il n'est pas évident a priori de déterminer laquelle des deux rigidités est la plus coûteuse en termes de récession. En effet, si les deux rigidités concourent à renforcer leurs effets respectifs sur la persistance de l'inflation, leurs conséquences sur la dynamique de la production peuvent être très différentes. En effet, s'il n'y a aucune rigidité nominale sur les salaires ($\alpha_w = 0$), le coût marginal réel s'ajuste rapidement et, par voie de conséquence, l'inflation est peu persistante, pour un couple (α_p, γ_p) donné. Ainsi, la production diminue faiblement et de façon non durable. A l'inverse, Christiano *et alii* (2005) montrent que l'inflation reste persistante pour de petites valeurs de α_p si α_w est suffisamment élevé. Il en découle que la production décroît durablement en réponse à un choc de désinflation. Ce résultat est d'autant plus prononcé que les rigidités sur le marché du travail sont fortes.

Afin d'analyser ces mécanismes plus en détail, nous proposons une série d'exercices contrefactuels permettant de déterminer qualitativement l'impact relatif des différentes rigidités nominales sur la valeur du ratio de sacrifice.

Dans un premier temps, nous nous intéressons à l'impact des degrés d'indexation sur la perte cumulée de production au cours d'un épisode de désinflation étant donnés les degrés de rigidités nominales sur les prix et les salaires précédemment estimés. Le tableau 3 synthétise les valeurs du ratio de sacrifice pour différents couples (γ_w, γ_p) . Il apparaît sans ambiguïtés qu'une augmentation de γ_p ou de γ_w conduit à un accroissement du ratio de sacrifice. Ce résultat reflète le fait qu'un accroissement du degré de persistance intrinsèque de l'inflation et de l'inflation salariale diminue la capacité d'ajustement de l'économie, contribuant ainsi à aggraver la récession induite par la désinflation.

Dans un second temps, nous analysons l'impact des probabilités de fixité des prix et des salaires (α_p et α_w). Comme nous l'avons mentionné précédemment, ces degrés de rigidité nominale contribuent à déterminer la profondeur et la persistance de la récession déclenchée par la politique de désinflation, via leur impact sur la dynamique de la somme des taux courts futurs. Afin de mieux comprendre ces interactions, nous explorons des configurations extrêmes autour des valeurs estimées de α_p et α_w . Il est important de noter ces exercices contrefactuels sont effectués dans le cadre du modèle estimé, toutes choses égales par ailleurs. Le graphique 7 illustre l'évolution des déviations relatives de la production, des salaires réels, de l'inflation salariale, de l'inflation, du taux d'intérêt nominal et de la somme des taux d'intérêt réels futurs en réponse à un choc permanent de désinflation, dans les différentes configurations. Le cadran A reporte ces dynamiques dans le cas d'une faible rigidité des prix (α_p faible), les autres paramètres étant à leur valeur estimée. Le cadran B analyse la configuration de faible rigidité salariale (α_w faible) tandis que les autres paramètres restent à leur valeur estimée. Enfin, le cadran C présente les effets de la désinflation sous l'hypothèse d'une très forte rigidité nominale des salaires (α_w élevé), les autres paramètres étant à leur valeur estimée. Notons que ces configurations nous permettent donc d'étudier des cas de figure extrêmes autour du point de référence que constitue notre estimation.

Dans le cadran A, les prix sont fortement indexés sur la cible d'inflation de long terme ($\gamma_p = 0.47$) et fortement sensibles au coût marginal réel, ($\alpha_p = 0.01$). Dans le même temps, l'inflation salariale est intégralement indexée à l'inflation passée et relativement persistante ($\alpha_w = 0.67$). Il semble que la forte persistance du salaire réel imprime sa dynamique à celle de l'inflation, ce qui contrebalance l'ajustement de cette dernière à sa cible de long terme. Ce résultat pourrait s'expliquer par la forte sensibilité de l'inflation au coût marginal réel, et donc au salaire réel. Il en résulte que l'accroissement du taux d'intérêt nominal de court terme, via la fonction de réaction, se résorbe moins rapidement que dans notre configuration de

référence, impliquant un fort accroissement du taux d'intérêt réel de long terme, à l'origine d'une récession relativement marquée. Ces mécanismes impliquent le résultat apparemment paradoxal d'une récession plus marquée que dans la configuration de référence.

Dans le cadran B, l'inflation salariale est faiblement persistante ($\alpha_w = 0.01$). De ce fait, cette dernière absorbe rapidement le choc de désinflation, ce qui permet une forte réactivité à la baisse du salaire réel. Dans le même temps, l'inflation s'ajuste rapidement à sa cible de long terme ($\gamma_p = 0.47$) et la baisse du coût marginal réel renforce cet ajustement, même si l'inflation est peu sensible à ce dernier ($\alpha_p = 0.84$). $\hat{\lambda}_t$ augmente donc, mais retourne rapidement à sa valeur de régime permanent. La récession qui découle de ces interactions est donc de faible ampleur.

Dans le cadran C, en revanche, la forte rigidité nominale des salaires et leur forte indexation à l'inflation passée entraînent une réponse positive et graduelle de l'inflation salariale, ce qui contribue à une dynamique persistante du salaire réel. Cette dynamique ralentit l'ajustement de l'inflation à sa cible de long terme. Mécaniquement, il en découle un fort accroissement de la somme des taux d'intérêt réels futur, d'autant plus persistant que l'inflation est elle-même persistante. Il s'ensuit une récession marquée et durable.

Cette analyse qualitative suggère que les différentes formes de rigidités nominales jouent un rôle non trivial dans l'explication du ratio de sacrifice, pouvant induire le résultat le contre-intuitif selon lequel, dans certaines configurations, l'augmentation de α_p *diminue* le ratio de sacrifice. Par ailleurs, notre analyse montre qu'une augmentation du degré de rigidité nominale des salaires augmente le ratio de sacrifice. L'analyse précédente s'est concentrée sur des cas extrêmes permettant une illustration pédagogique des dynamiques en jeu. Nous complétons celle-ci dans le graphique 8. Ce dernier reporte les courbes de niveau du ratio de sacrifice pour différentes valeurs de α_p et de α_w , en maintenant γ_p et γ_w à leur valeur estimée. Ce graphique montre que pour un α_p donné, une augmentation de α_w accroît le ratio de sacrifice, de façon d'autant plus marquée que α_w est élevé. En revanche, une diminution de α_w de sa valeur de référence à 0.4 ne diminue le ratio de sacrifice que par deux. Autrement dit, au voisinage immédiat de la valeur estimée de α_w , le ratio de sacrifice est peu sensible à une diminution de ce paramètre. Toutefois, le graphique montre aussi qu'une augmentation de α_w se traduit par un accroissement très marqué du ratio de sacrifice. Cette conclusion est relativement robuste à la valeur de α_p et suggère une asymétrie en le degré de rigidité des salaires.

On peut objecter à notre analyse que le véritable paramètre d'intérêt est plus la durée moyenne de fixité des salaires que la probabilité de non réoptimisation de ces derniers, α_w . Pour nous assurer que notre conclusion

est robuste à cette critique, nous proposons dans le graphique 9 de retracer l'évolution du ratio de sacrifice en fonction de la durée moyenne de fixité des salaires, qui est ici définie par $1/(1 - \alpha_w)$. En outre, le graphique reporte la dérivée du ratio de sacrifice par rapport à cette durée. Il apparaît que cette dernière est strictement décroissante au voisinage des valeurs estimées, ce qui conforte la validité de notre raisonnement.

Enfin, le graphique 10 propose d'analyser la sensibilité de ces courbes de niveaux à différentes valeurs du couple (γ_p, γ_w) . Il apparaît que dans certaines configurations, le ratio de sacrifice peut être positif⁵. C'est le cas notamment lorsque γ_w est faible par rapport à γ_p . Un tel phénomène résulte du fait que l'inflation, entraînée par le rapide ajustement de l'inflation salariale, baisse plus vite que le taux d'intérêt nominal, entraînant un taux d'intérêt réel négatif qui assure une expansion de la production éventuellement plus ample que la récession initiale. Enfin, le graphique confirme que dans des configurations proches de notre estimation, le ratio de sacrifice est relativement peu sensible à la valeur de α_w au voisinage de sa valeur estimée.

5 Conclusion

L'objectif de ce papier était de fournir une estimation structurelle du ratio de sacrifice dans la zone euro, basée sur un modèle d'équilibre général, stochastique et dynamique caractérisé par des rigidités nominales sur les prix et les salaires. La valeur estimée du ratio de sacrifice que nous obtenons est d'environ 1.30% et comparable aux estimations ad hoc fournies dans la littérature (Durand *et alii*, 2005, Coffinet, 2006). Afin de mieux comprendre le rôle des rigidités nominales dans l'explication du ratio de sacrifice, nous avons proposé une série d'exercices contrefactuels. Nous obtenons deux résultats principaux. En premier lieu, une baisse du degré de rigidité nominale des prix ne se traduit pas nécessairement par une baisse du ratio de sacrifice. En second lieu, le ratio de sacrifice croît avec le degré de rigidité nominale des salaires. Toutefois, au voisinage des valeurs estimées, le ratio se montre relativement peu sensible à une diminution de ce paramètre.

⁵Ce résultat a déjà été obtenu dans la littérature, notamment par Ball (1994a).

Références

- Anderson, G.S., Moore, G.R., 1985. A linear algebraic procedure for solving linear perfect foresight models. *Economics Letters*, 17, 247-252.
- Ball, L., 1994a. What determines the sacrifice ratio ?. In : N. G. Mankiw (ed.), *Monetary Policy*, University of Chicago Press, 155-182.
- Ball, L., 1994b. Credible disinflation with staggered price setting. *American Economic Review*, 84, 282-289.
- Calvo, G.A., 1983. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Castelnuovo, E., 2006. Taylor rules and interest rate smoothing in the euro area. Mimeo, University of Padua.
- Cecchetti, S. G., 1994. Comment. In : N. G. Mankiw (ed.), *Monetary Policy*. University of Chicago Press, 188-193.
- Cecchetti, S. G., Rich, R. W., 2001. Structural estimates of the US sacrifice ratio. *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(4), 416-427.
- Christiano, L.J., Eichenbaum, M., Evans, C.L., 2005. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113, 1-45.
- Clarida, R., Galí, J., Gertler, M., 2001. Monetary policy rules and macroeconomic stability : Evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115, 147-180.
- Coffinet, J., 2006. Ratios de sacrifice et rigidités sur le marché du travail, *Bulletin de la Banque de France*, juillet.
- Coenen, G., Wieland, V., 2005. A small estimated euro-area model with rational expectations and nominal rigidities. *European Economic Review*, 49, 1081-1104
- Daniels, J. P., Nourzad, F., VanHoose, D. D., 2004. Openness, central bank independence, and the sacrifice ratio. *Journal of Money Credit and Banking*, 37, 371-379.
- Diana, G., Sidiropoulos, M., 2004. Central bank independence, speed of disinflation and the sacrifice ratio. *Open Economies Review*, 15, 383-400.

- Durand, J., Huchet-Bourdon, M., Licheron, J., 2005. Sacrifice ratio dispersion in the euro area : what can we learn for the conduct of a single monetary policy ?. 22èmes Journées d'Economie Monétaire et Bancaire, juin 2005.
- Durham, J., 2002. Sacrifice ratio and monetary policy credibility : Do smaller budget deficits, inflation-indexed debt, and inflation targets lower disinflation costs ?. Federal Reserve Board FEDS Working Paper, 2001-47.
- Dhyne, E., Alvarez, L., Le Bihan, H., Veronese, G., Dias, D., Hoffmann, J., Jonker, N., Lunnemann, P., Ruml, F., Vilmunen, J. Price changes in the euro area and the united states : some facts from individual consumer price data. *The Journal of Economic Perspectives*, 20, 171-192.
- Erceg, C.J., Henderson, D.W., Levin, A.T., 2000. Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of Monetary Economics*, 46, 281-313.
- Fagan, G., Henry, J., Mestre, R., 2005. An area-wide model (AWM) for the euro area. *Economic Modelling*, 22, 39-59.
- Galí, J., Gertler, M. 1999. Inflation dynamics : A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44, 195-222.
- Galí, J., Gertler, M., López-Salido, J., 2001. European inflation dynamics. *European Economic Review*, 45, 1237-1270.
- Galí, J., Rabanal, J., 2004. Technology shocks and aggregate fluctuations : How well does the RBC model fit postwar U.S. data ?. NBER Working Papers, 10636.
- Gerlach, S., Schnabel, G., 2000. The Taylor rule and interest rates in the EMU area. *Economics Letters*, 67, 165-171.
- Giannoni, M., Woodford, M., 2004. Optimal inflation-targeting rules. In : B. Bernanke et M. Woodford (eds.), *The Inflation Targeting Debate*, Chicago : University of Chicago Press, 93-162.
- Gordon, R., 1982. Why stopping inflation may be costly : Evidence from fourteen historical periods. In : R. Hall (ed.), *Inflation : Causes and Effects*, University of Chicago Press.
- Jordan, T., 1997. Disinflation costs, accelerating inflation gains, and central bank independence. *Weltwirtschaftliches Archiv / Review of World Economics*, 133, 1-21.
- Layard, R., Nickell, S., Jackman, R., 2003. *Unemployment*. Oxford University Press, Chapitre 8.

- Leith, C. J. Malley, 2005. Estimated general equilibrium models for the evaluation of monetary policy in the US and Europe. *European Economic Review*, 49, 2137-2159.
- Lütkepohl, H., 1993. *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag, Berlin.
- Mankiw, G., 1990. A quick refresher course in macroeconomics. *Journal of Economic Literature*, 28, 1645-60.
- Mankiw, G., Reis, R., 2002. Sticky information versus sticky prices : a proposal to replace the new Keynesian phillips curve. *Quarterly Journal of Economics*, 117, 1295-1328.
- Prescott, E. C., 2004. Why do Americans work so much more than Europeans ?. NBER Working Papers 10316.
- Rabanal, P., Rubio-Ramírez, J.F., 2005. Comparing new Keynesian models of the business cycle : A Bayesian approach. *Journal of Monetary Economics*, 52, 1151-1166.
- Rudebusch, G.D., 2002. Term structure evidence on interest rate smoothing and monetary policy inertia. *Journal of Monetary Economics*, 49, 1161-1187.
- Smets, F., Wouters, R., 2003. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, MIT Press, 1, 1123-1175.
- Taylor, J.B., 1993. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.
- Woodford, M., 2003. *Interest and Prices : Foundation of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press, Princeton.
- Zhang, L. H., 2005. Sacrifice ratios with long-lived effects. *International Finance*, 8, 231-262.

Tableau 1. Paramètres étalonnés

Paramètres	Interprétation	Valeur
β	Coefficient subjectif d'actualisation	0.99
ϕ	Inverse de l'élasticité du produit au travail	1.85
ω_p	$\phi - 1$	0.85
$\theta_w/(\theta_w - 1) - 1$	Taux de marge salarial	0.20
$\theta_p/(\theta_p - 1) - 1$	Taux de marge	0.10

Tableau 2. Résultats de l'estimation

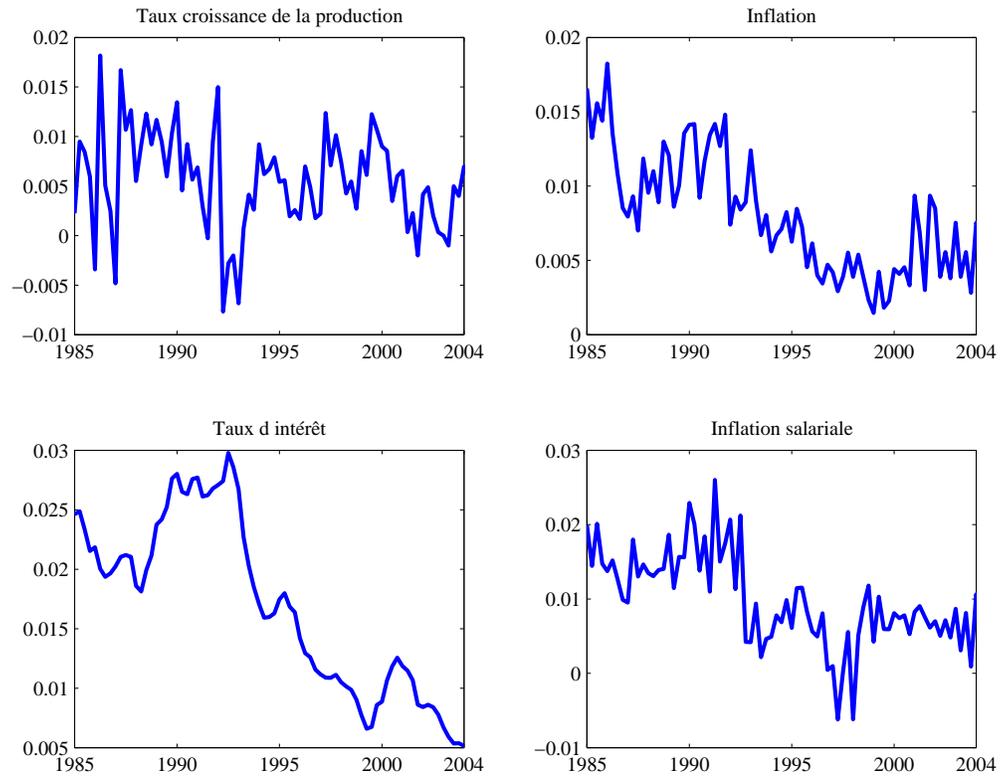
Paramètres structurels		
α_p	Degré de rigidité nominale des prix	0.840 (0.005)
α_w	Degré de rigidité nominale des salaires	0.670 (0.005)
γ_p	Indexation des prix	0.467 (0.032)
γ_w	Indexation des salaires	1.000 (*)
ω_w	Elasticité de la désutilité marginale du travail	3.000 (*)
\bar{b}	Persistance des habitudes	0.860 (0.010)
a_y	Elasticité de $\hat{\lambda}_t$ par rapport \hat{y}_t	0.098 (0.011)
a_p	Elasticité de $\hat{\lambda}_t$ par rapport à π_t	1.444 (0.090)
ρ_i	Degré de lissage du taux nominal	0.068 (0.080)
Chocs		
ρ_ϵ	Autocorrélation des chocs monétaires	0.872 (0.010)
σ_ϵ	Ecart-type des chocs monétaires	0.107 (0.013)
ρ_g	Autocorrélation des chocs de demande	0.700 (0.016)
σ_g	Ecart-type des chocs de demande	0.087 (0.001)
ρ_χ	Autocorrélation des chocs d'offre de travail	0.000 (*)
σ_χ	Ecart-type des chocs d'offre de travail	0.399 (0.009)
σ_ζ	Ecart-type des chocs de productivité	0.428 (0.008)

Note : Les nombres entre parenthèses sont les écarts types des estimations ; une étoile signifie que nous avons imposé une contrainte sur la valeur estimée.

Tableau 3. Valeur du ratio de sacrifice selon de degré d'indexation des prix (γ_p) et des salaires (γ_w)

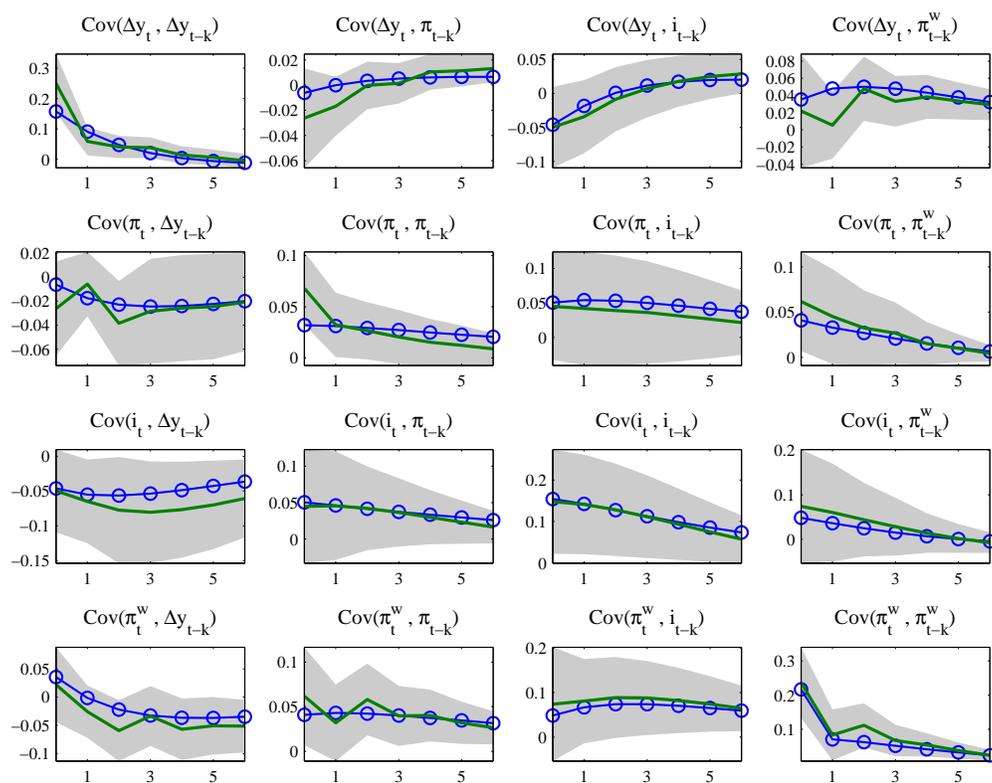
		γ_w		
		0.00	0.50	1.00
γ_p	0.00	-0.167	-0.367	-0.613
	0.50	-0.226	-0.716	-1.373
	1.00	-2.366	-5.291	-9.232

FIG. 1: Données utilisées pour l'estimation



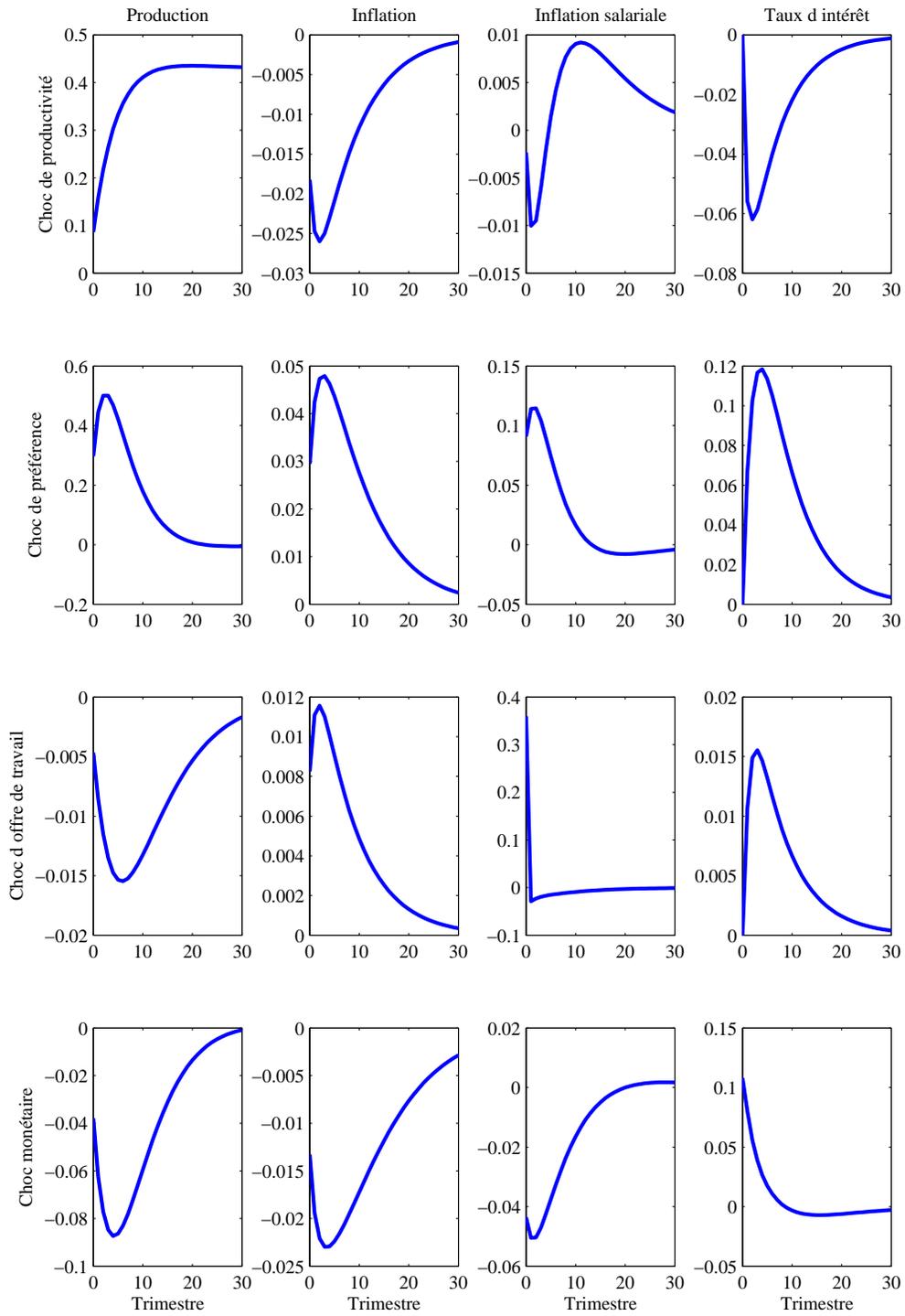
Notes : Les données brutes sont extraites de la base de données du modèle AWM (Fagan et al., 1999) et multipliées par 100.

FIG. 2: Fonctions d'autocovariance



Notes : Fonctions d'autocovariance empiriques (lignes pleines) et théoriques (lignes avec cercles) de l'ordre 0 à 6. La zone grisée représente l'intervalle de confiance à 95% de la fonction génératrice d'autocovariance empirique.

FIG. 3: Fonctions de Réponse



Notes : Fonctions de réponse théoriques (multipliée par 100) calculées à partir du modèle estimé.

FIG. 4: Contribution relative de chaque choc à la variance des variables.

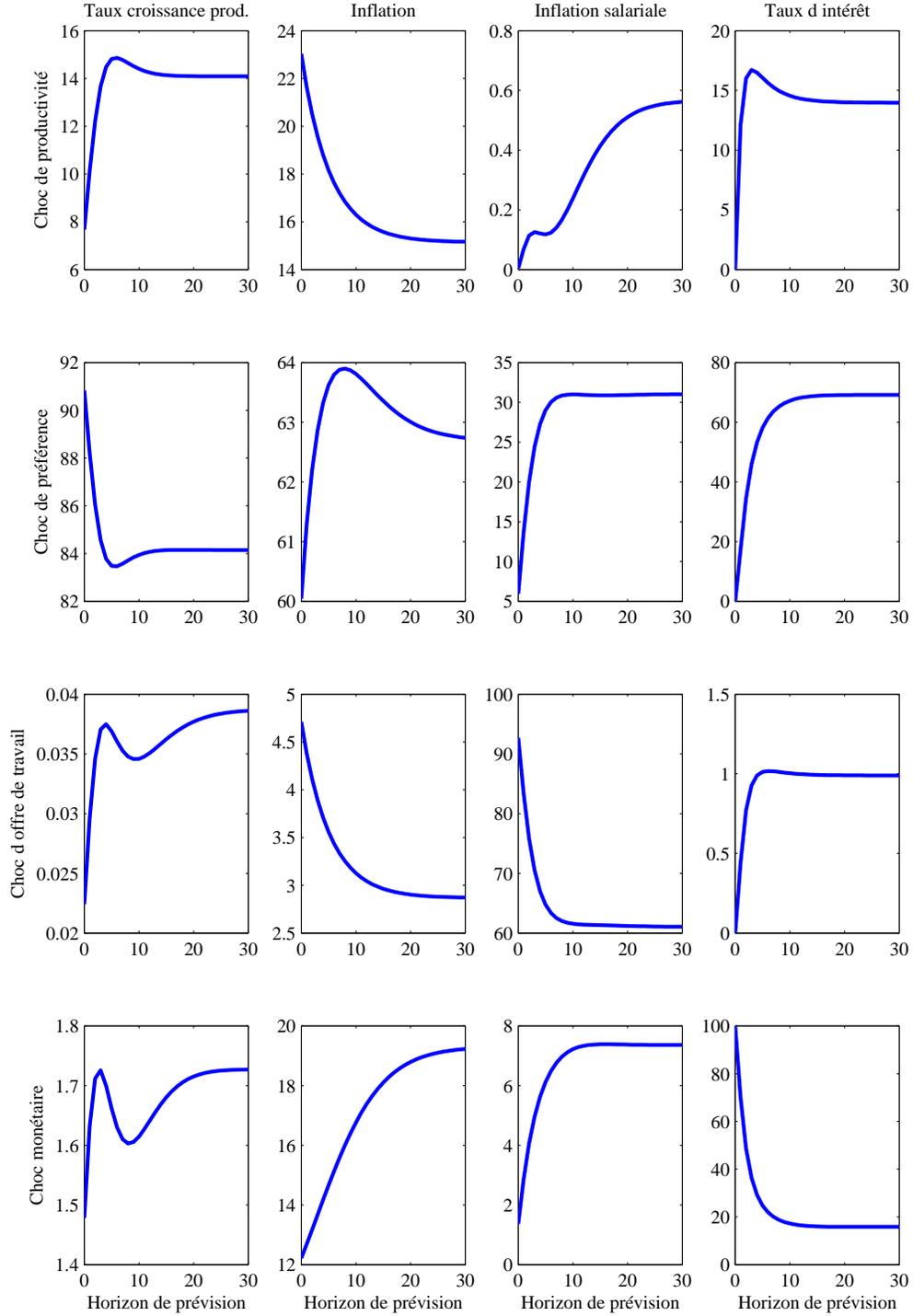
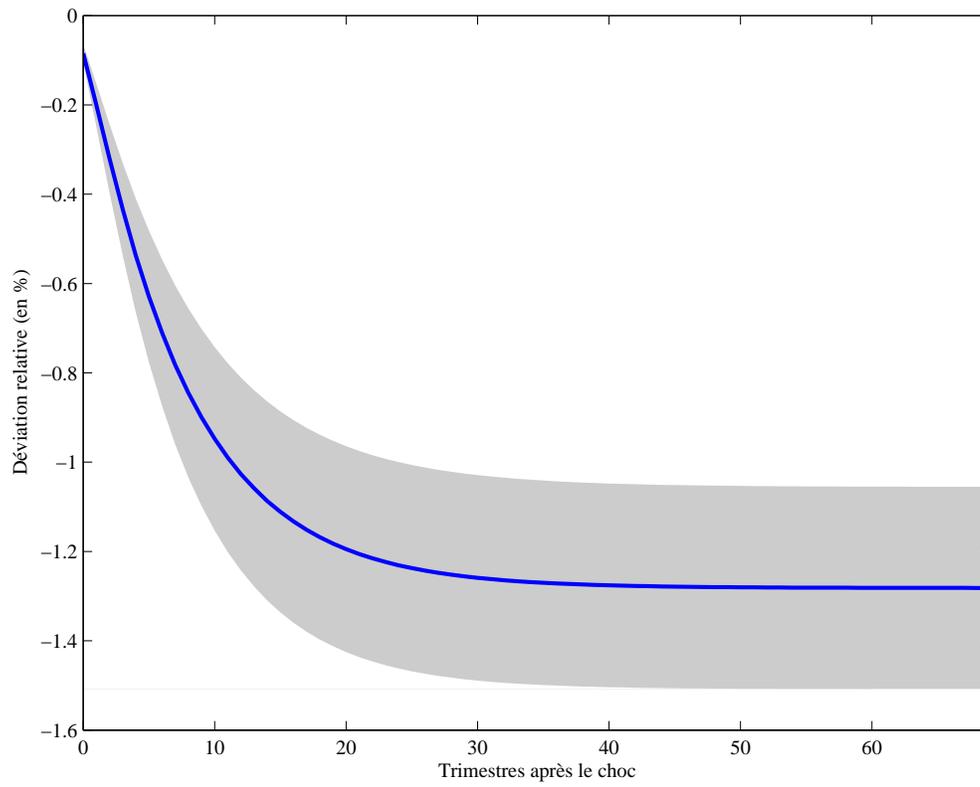
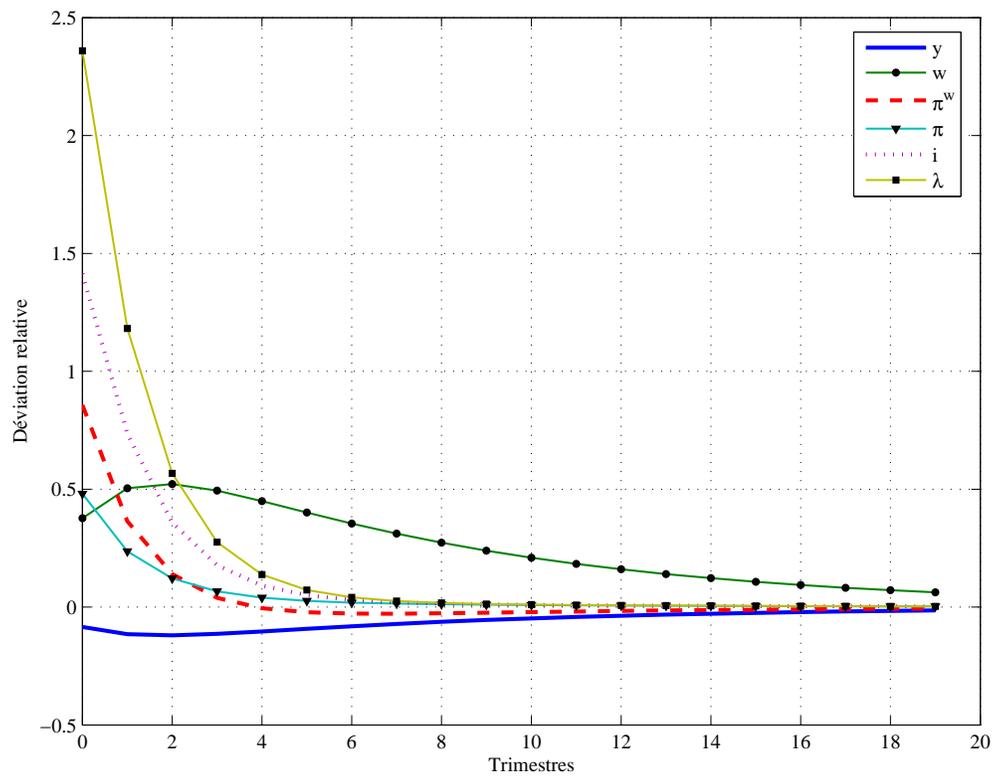


FIG. 5: Evolution dynamique du ratio de sacrifice



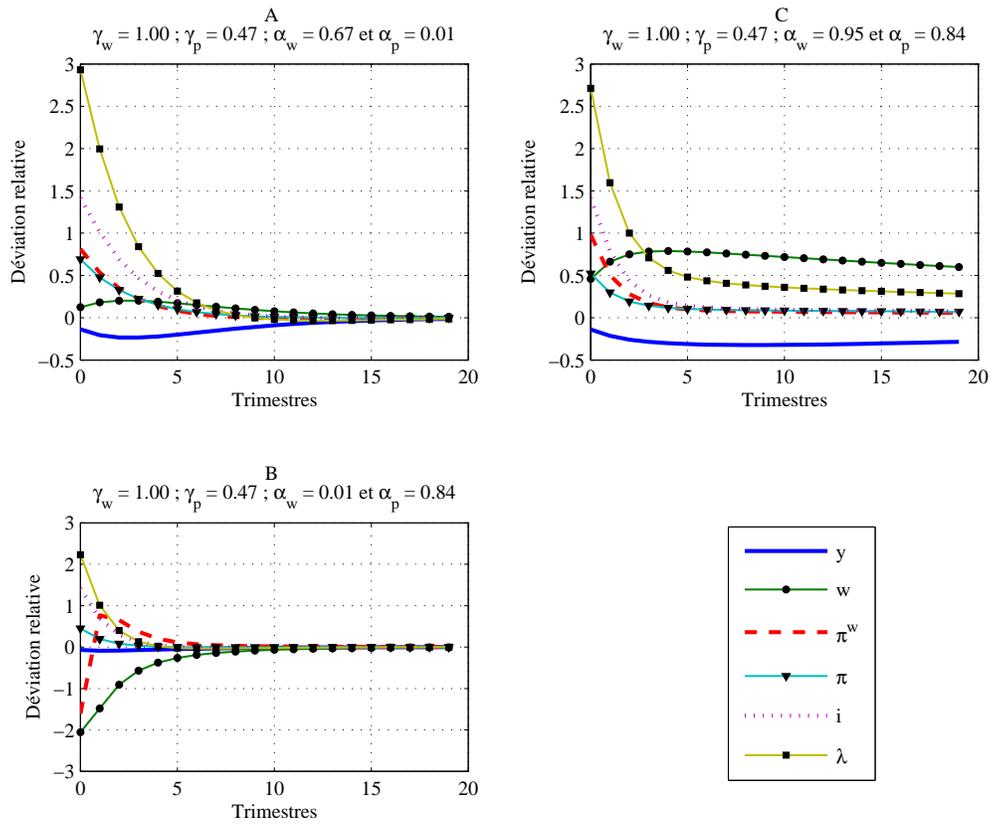
Notes : Evolution dynamique du ratio de sacrifice après une réduction d'un point d'inflation. La zone grisée correspond à l'intervalle de confiance à 95% du ratio de sacrifice.

FIG. 6: Dynamiques transitionnelles



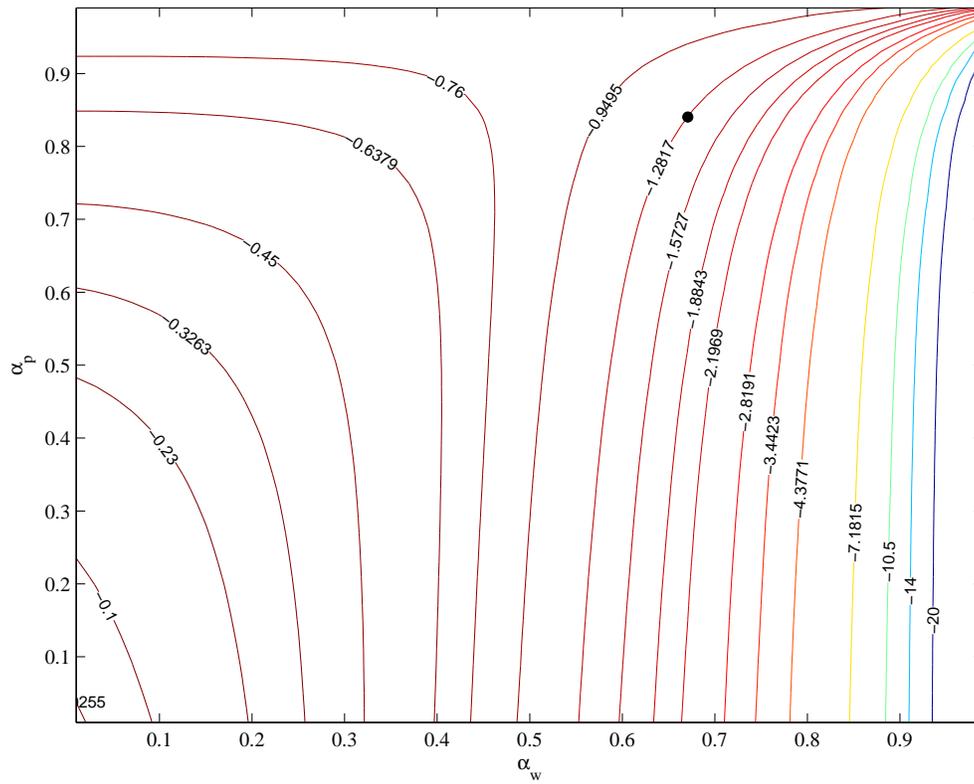
Notes : Dynamiques transitionnelles de la production (\hat{y}_t), des salaires réels (\hat{w}_t), de l'inflation salariale ($\hat{\pi}_t^w$), de l'inflation ($\hat{\pi}_t$), du taux d'intérêt nominal (\hat{i}_t) et du taux d'intérêt réel de long terme ($\hat{\lambda}_t$) en réponse à un choc permanent de désinflation, aux valeurs estimées du modèle.

FIG. 7: Analyse contrefactuelle



Notes : Analyse contrefactuelle des dynamiques transitionnelles en réponse à une désinflation d'un point.

FIG. 8: Courbe de niveau du ratio de sacrifice



Notes : Courbe de niveau du ratio de sacrifice dans le plan (α_w, α_p) aux valeurs estimées du couple (γ_p, γ_w) . Le point correspond à l'estimation de référence.

FIG. 9: Sensibilité du ratio de sacrifice à la durée moyenne de fixité des salaires

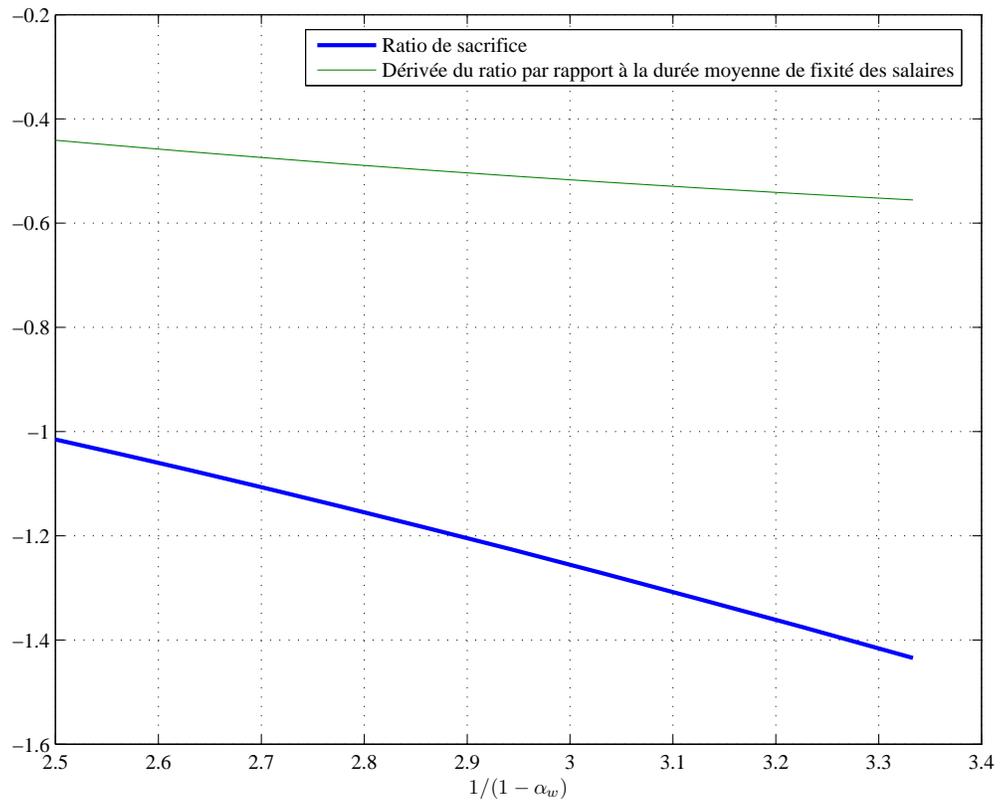
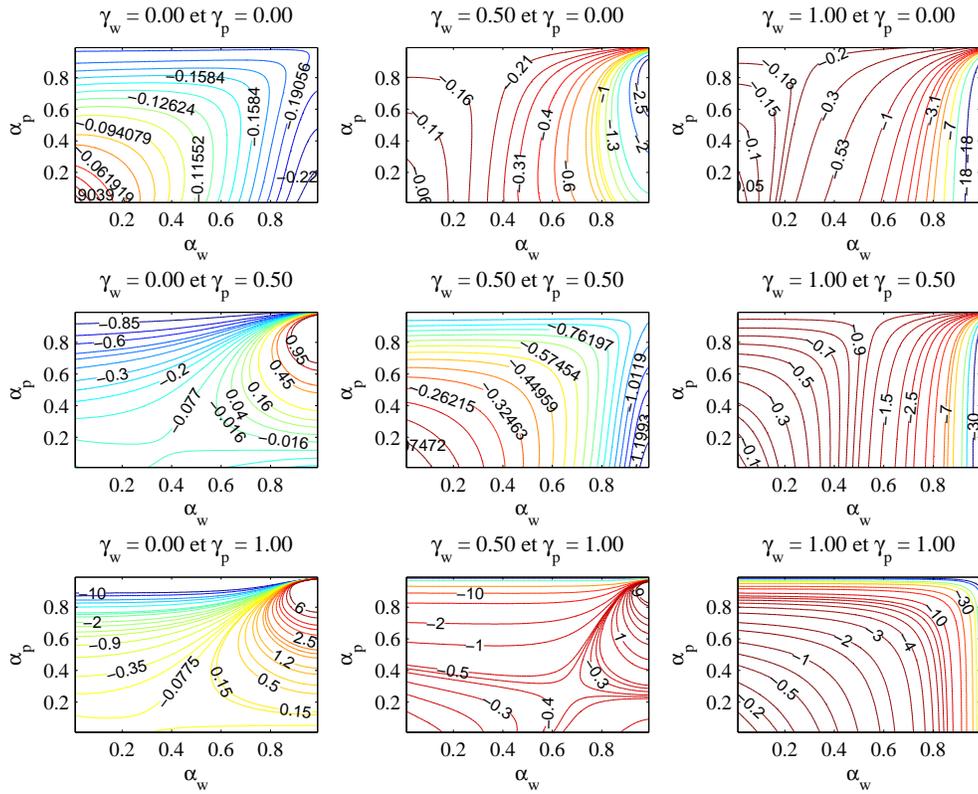


FIG. 10: Courbe de niveau du ratio de sacrifice



Notes : Courbes de niveau du ratio de sacrifice dans le plan (α_w, α_p) pour différentes valeurs du couple (γ_w, γ_p) .

Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaïd, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinot, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaïd, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaïd and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaid and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation VAR », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaid et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory: Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.
36. B. Bensaid et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.
37. C. Martin et F. Rosenwald, « Le marché des certificats de dépôts. Écarts de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux », avril 1996.

38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières “gagnantes” et “perdantes” », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets “volume”, volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux : Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaid et M. Boutillier, « Le contrat notionnel : efficience et efficacité », juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français », septembre 1997.
46. E. Jondeau, « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », septembre 1997.
47. E. Jondeau et M. Rockinger, « Estimation et interprétation des densités neutres au risque : Une comparaison de méthodes », octobre 1997.
48. L. Baumel et P. Sevestre, « La relation entre le taux de crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », octobre 1997.
49. P. Sevestre, “On the Use of Banks Balance Sheet Data in Loan Market Studies : A Note,” October 1997.
50. P.-C. Hautcoeur and P. Sicsic, “Threat of a Capital Levy, Expected Devaluation and Interest Rates in France during the Interwar Period,” January 1998.
51. P. Jacquinot, « L'inflation sous-jacente à partir d'une approche structurelle des VAR : une application à la France, à l'Allemagne et au Royaume-Uni », janvier 1998.
52. C. Bruneau et O. De Bandt, « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », janvier 1998.
53. C. Bruneau and E. Jondeau, “Long-Run Causality, with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates,” June 1998.
54. S. Coutant, E. Jondeau and M. Rockinger, “Reading Interest Rate and Bond Futures Options' Smiles: How PIBOR and Notional Operators Appreciated the 1997 French Snap Election,” June 1998.
55. E. Jondeau et F. Sédillot, « La prévision des taux longs français et allemands à partir d'un modèle à anticipations rationnelles », juin 1998.

56. E. Jondeau and M. Rockinger, "Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints," January 1999.
57. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve," January 1999.
58. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, « La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques », janvier 1999.
59. E. Jondeau, « La mesure du ratio rendement-risque à partir du marché des euro-devises », janvier 1999.
60. C. Bruneau and O. De Bandt, "Fiscal Policy in the Transition to Monetary Union: A Structural VAR Model," January 1999.
61. E. Jondeau and R. Ricart, "The Information Content of the French and German Government Bond Yield Curves: Why Such Differences?," February 1999.
62. J.-B. Chatelain et P. Sevestre, « Coûts et bénéfices du passage d'une faible inflation à la stabilité des prix », février 1999.
63. D. Irac et P. Jacquinet, « L'investissement en France depuis le début des années 1980 », avril 1999.
64. F. Mihoubi, « Le partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », mars 1999.
65. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Modelling the French Swap Spread," April 1999.
66. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Tail Behavior of Stock Returns: Emerging Versus Mature Markets," June 1999.
67. F. Sédillot, « La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ? », juin 1999.
68. E. Jondeau, H. Le Bihan et F. Sédillot, « Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels », septembre 1999.
69. H. Le Bihan and F. Sédillot, "Implementing and Interpreting Indicators of Core Inflation: The French Case," September 1999.
70. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part I," December 1999.
71. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part II," December 1999.
72. R. Lacroix, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity in Fractionally Integrated Models," December 1999.
73. F. Chesnay and E. Jondeau, "Does correlation between stock returns really increase during turbulent period?," April 2000.
74. O. Burkart and V. Coudert, "Leading Indicators of Currency Crises in Emerging Economies," May 2000.

75. D. Irac, "Estimation of a Time Varying NAIRU for France," July 2000.
76. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models: A Comparison of US and German Monetary Policies," October 2000.
77. E. Jondeau and M. Rockinger, "Conditional Volatility, Skewness, and Kurtosis: Existence and Persistence," November 2000.
78. P. Jacquinot et F. Mihoubi, « Modèle à Anticipations Rationnelles de la CONjoncture Simulée : MARCOS », novembre 2000.
79. M. Rockinger and E. Jondeau, "Entropy Densities: With an Application to Autoregressive Conditional Skewness and Kurtosis," January 2001.
80. B. Amable and J.-B. Chatelain, "Can Financial Infrastructures Foster Economic Development?," January 2001.
81. J.-B. Chatelain and J.-C. Teurlai, "Pitfalls in Investment Euler Equations," January 2001.
82. M. Rockinger and E. Jondeau, "Conditional Dependency of Financial Series: An Application of Copulas," February 2001.
83. C. Florens, E. Jondeau and H. Le Bihan, "Assessing GMM Estimates of the Federal Reserve Reaction Function," March 2001.
84. J.-B. Chatelain, "Mark-up and Capital Structure of the Firm facing Uncertainty," June 2001.
85. B. Amable, J.-B. Chatelain and O. De Bandt, "Optimal Capacity in the Banking Sector and Economic Growth," June 2001.
86. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Testing for a Forward-Looking Phillips Curve. Additional Evidence from European and US Data," December 2001.
87. G. Clette, J. Mairesse et Y. Kocoglu, « Croissance économique et diffusion des TIC : le cas de la France sur longue période (1980-2000) », décembre 2001.
88. D. Irac and F. Sédillot, "Short Run Assessment of French Economic Activity Using OPTIM," January 2002.
89. M. Baghli, C. Bouthevillain, O. de Bandt, H. Fraisse, H. Le Bihan et Ph. Rousseaux, « PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France », juillet 2002.
90. E. Jondeau and M. Rockinger, "Asset Allocation in Transition Economies," October 2002.
91. H. Pagès and J.A.C. Santos, "Optimal Supervisory Policies and Depositor-Preferences Laws," October 2002.
92. C. Loupias, F. Savignac and P. Sevestre, "Is There a Bank Lending Channel in France? Evidence from Bank Panel Data," November 2002.
93. M. Ehrmann, L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms, "Financial Systems and The Role in Monetary Policy Transmission in the Euro Area," November 2002.
94. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, « Une mesure de la persistance dans les indices boursiers », décembre 2002.

95. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, "What is the Best Approach to Measure the Interdependence between Different Markets?," December 2002.
96. J.-B. Chatelain and A. Tiomo, "Investment, the Cost of Capital and Monetary Policy in the Nineties in France: A Panel Data Investigation," December 2002.
97. J.-B. Chatelain, A. Generale, I. Hernando, U. von Kalckreuth and P. Vermeulen, "Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area," December 2002.
98. J.-S. Mésonnier, « Banque centrale, taux de l'escompte et politique monétaire chez Henry Thornton (1760-1815) », décembre 2002.
99. M. Baghli, G. Clette et A. Sylvain, « Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : Analyse empirique sur la période 1970-2000 », janvier 2003.
100. G. Clette and Ch. Pfister, "The Challenges of the "New Economy" for Monetary Policy," January 2003.
101. C. Bruneau, O. De Bandt, A. Flageollet and E. Michaux, "Forecasting Inflation using Economic Indicators: the Case of France," May 2003.
102. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, "Forecasting Inflation in the Euro Area," May 2003.
103. E. Jondeau and H. Le Bihan, "ML vs GMM Estimates of Hybrid Macroeconomic Models (With an Application to the "New Phillips Curve")," September 2003.
104. J. Matheron and T.-P. Maury, "Evaluating the Fit of Sticky Price Models," January 2004.
105. S. Moyen and J.-G. Sahuc, "Incorporating Labour Market Frictions into an Optimising-Based Monetary Policy Model," January 2004.
106. M. Baghli, V. Brunhes-Lesage, O. De Bandt, H. Fraise et J.-P. Villette, « MASCOTTE : Modèle d'Analyse et de prévision de la Conjoncture TrimesTrielle », février 2004.
107. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Bank Bias: Segmentation of French Fund Families," February 2004.
108. E. Jondeau and M. Rockinger, "Optimal Portfolio Allocation Under Higher Moments," February 2004.
109. C. Bordes et L. Clerc, « Stabilité des prix et stratégie de politique monétaire unique », mars 2004.
110. N. Belorgey, R. Lecat et T.-P. Maury, « Déterminants de la productivité par employé : une évaluation empirique en données de panel », avril 2004.
111. T.-P. Maury and B. Pluyaud, "The Breaks in per Capita Productivity Trends in a Number of Industrial Countries," April 2004.
112. G. Clette, J. Mairesse and Y. Kocoglu, "ICT Diffusion and Potential Output Growth," April 2004.

113. L. Baudry, H. Le Bihan, P. Sevestre and S. Tarrieu, "Price Rigidity. Evidence from the French CPI Micro-Data," September 2004.
114. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, "Inflation and the Markup in the Euro Area," September 2004.
115. J.-S. Mésonnier and J.-P. Renne, "A Time-Varying "Natural" Rate of Interest for the Euro Area," September 2004.
116. G. Cette, J. Lopez and P.-S. Noual, "Investment in Information and Communication Technologies: an Empirical Analysis," October 2004.
117. J.-S. Mésonnier et J.-P. Renne, « Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro », octobre 2004.
118. J.-G. Sahuc, "Partial Indexation, Trend Inflation, and the Hybrid Phillips Curve," December 2004.
119. C. Loupias et B. Wigniolle, « Régime de retraite et chute de la natalité : évolution des mœurs ou arbitrage micro-économique ? », décembre 2004.
120. C. Loupias and R. Ricart, "Price Setting in France: new Evidence from Survey Data," December 2004.
121. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Interactions between Business Cycles, Stock Markets Cycles and Interest Rates: the Stylised Facts," January 2005.
122. L. Bilke, "Break in the Mean and Persistence of Inflation: a Sectoral Analysis of French CPI," January 2005.
123. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the US Economy," April 2005.
124. M. Dupaigne, P. Fève and J. Matheron, "Technology Shock and Employment: Do We Really Need DSGE Models with a Fall in Hours?," June 2005.
125. P. Fève and J. Matheron, "Can the Kydland-Prescott Model Pass the Cogley-Nason Test?," June 2005.
126. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the Euro Area," June 2005.
127. O. Loisel, "Central Bank Reputation in a Forward-Looking Model," June 2005.
128. B. Bellone, E. Gautier et S. Le Coent, « Les marchés financiers anticipent-ils les retournements conjoncturels ? », juillet 2005.
129. P. Fève, « La modélisation macro-économétrique dynamique », juillet 2005.
130. G. Cette, N. Dromel and D. Méda, "Opportunity Costs of Having a Child, Financial Constraints and Fertility," August 2005.
131. S. Goueron et D. Szpiro, « Excès de liquidité monétaire et prix des actifs », septembre 2005.
132. J. Baude, « L'impact des chocs boursiers sur le crédit en France depuis le milieu des années quatre-vingt-dix », septembre 2005.

133. R. Bournès and G. Clette, "A Comparison of Structural Productivity Levels in the Major Industrialised Countries," October 2005.
134. T. Grunspan, "The Fed and the Question of Financial Stability: An Empirical Investigation," October 2005.
135. S. Fabiani, M. Druant, I. Hernando, C. Kwapil, B. Landau, C. Loupias, F. Martins, T. Mathä, R. Sabbatini, H. Stahl and A. Stockman, "The Pricing Behaviour of Firms in the Euro Area: New Survey Evidence," November 2005.
136. E. Dhyne, L. Alvarez, H. Le Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lünemann, F. Rumler and J. Vilminen, "Price Setting in the Euro Area: Some Stylized Facts from Individual Consumer Price Data," November 2005.
137. D. Fougère, H. Le Bihan and P. Sevestre, "Heterogeneity in Consumer Price Stickiness: A Microeconomic Investigation," November 2005.
138. L. Alvarez, E. Dhyne, M. Hoeberichts, C. Kwapil, H. Le Bihan, P. Lünemann, F. Martins, R. Sabbatini, H. Stahl, P. Vermeulen and J. Vilminen, "Sticky Prices in the Euro Area: a Summary of New Micro Evidence," November 2005.
139. E. Kharroubi, "Illiquidity, Financial Development and the Growth-Volatility Relationship," February 2006.
140. M. Baghli, C. Cahn and H. Fraise, "Is the Inflation-Output Nexus Asymmetric in the Euro Area," April 2006.
141. E. Jondeau and J.-G. Sahuc, "Optimal Monetary Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area with Cross-country Heterogeneity," April 2006.
142. S. Avouyi-Dovi, M. Brun, A. Dreyfus, F. Drumetz, V. Oung et J.-G. Sahuc, « La fonction de demande de monnaie pour la zone euro : un réexamen », mai 2006.
143. C. Jardet, "Term Structure Anomalies : Term Premium or Peso Problem?" May 2006.
144. S. Avouyi-Dovi, R. Kierzenkowski and C. Lubochinsky, "Are Business and Credit Cycles Converging or Diverging? A comparison of Poland, Hungary, the Czech Republic and the Euro Area", May 2006.
145. O. De Bandt, C. Bruneau and A. Flageollet, "Assessing Aggregate Comovements in France, Germany and Italy. Using a Non Stationary Factor Model of the Euro Area" June 2006.
146. M. Baghli, C. Cahn and J.-P. Villetelle, "Estimating Potential Output with a Production Function for France, Germany and Italy", June 2006.
147. E. Fonteny, « La désaisonnalisation des séries d'agrégats monétaires et de crédit à la Banque de France : aspects théoriques et mise en œuvre », juin 2006.
148. J. Matheron and C. Poilly, "How Well Does a Small Structural Model with Sticky Prices and Wages Fit Postwar U.S. Data", July 2006.
149. E. Kharroubi, "Financial (Dis)Integration," July 2006.

150. J. Carrillo, P. Fève and J. Matheron, “Monetary Policy Inertia or Persistent Shocks?” July 2006.
151. C. Ewerhart, N. Cassola and N. Valla, “Declining Valuations and Equilibrium Bidding in Central Bank Refinancing Operations,” August 2006.
152. D. Fougère, « Réformes structurelles sur le marché du travail : quels enseignements peut-on tirer des études existantes », août 2006.
153. D. Irac, “Revisiting the proximity-concentration trade-off: Distance and Horizontal Foreign Direct Investment in OECD Countries,” August 2006.
154. D. Irac and C. Minoiu, “Risk insurance in a Transition Economy: Evidence from Rural Romania,” August 2006.
155. H. Lustig and A. Verdelhan, “The Cross-Section of Foreign Currency Risk Premia and Consumption Growth Risk,” August 2006.
156. R. Boursès and G. Cette, “Trends in “structural” productivity levels in the major industrialized countries,” September 2006.
157. J.-S. Mésonnier, “The Reliability of Macroeconomic Forecasts based on Real Interest Rate Gap Estimates in Real Time: an Assessment for the Euro Area,” October 2006.
158. O. de Bandt, C. Bruneau and W. El Amri, “Convergence in Household Credit Demand across Euro Area Countries: Evidence from Panel Data,” October 2006.
159. J. Idier, “Stock Exchanges Industry Consolidation and Shock Transmission,” December 2006.
160. E. Gautier, “The Behaviour of Producer Prices: Some Evidence from the French PPI Micro Data,” December 2006.
161. O. Loisel, “Bubble-free interest-rate rules,” December 2006.
162. J. Boivin, M. P. Giannoni “DSGE Models in a Data-Rich Environment,” January 2007.
163. J. Coffinet, J. Matheron et C. Poilly, « Une évaluation structurelle du ratio de sacrifice dans la zone euro », janvier 2007.

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
jeannine.agoutin@banque-france.fr