

# MPRA

Munich Personal RePEc Archive

## Monetary Shocks and Impact on Changes in Real Wages

Khazri, Afifa

May 2001

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/86772/>

MPRA Paper No. 86772, posted 18 May 2018 05:16 UTC

# **Impact des chocs monétaires sur les variations du salaire réel**

## **Monetary Shocks and Impact on Changes in Real Wages**

**Afifa Khazri**

**Mai 2001**

### **Résumé**

Dans ce papier, nous nous intéressons aux fluctuations du salaire réel en réponse aux chocs monétaires. Nous ne nous limitons pas à un instrument pour la politique monétaire. Nous estimons plutôt cinq modèles différents correspondant à cinq ensembles de restrictions concernant la politique monétaire. Les chocs monétaires sont mesurés par des innovations sur le taux d'intérêt nominal, les réserves totales et les réserves non empruntées. Les résultats de l'estimation montrent que pour la plupart des modèles retenus, la réponse du salaire réel est positive et non significative suivant une politique monétaire expansionniste. La réponse du salaire réel est sensible au nombre de retards inclus dans le VAR servant à l'estimation et au choix de la période échantillonnale.

### **Abstract:**

In this paper, we study real wage fluctuations in response to monetary shocks. We estimate five different models corresponding to five sets of monetary policy restrictions. Monetary shocks are measured by innovations in the nominal interest rate, total reserves and non-borrowed reserves. Our results show that for most of the models selected, the real wage response is positive and insignificant according to an expansionary monetary policy. The actual wage response is sensitive to the number of lags included in the VAR and the selected time period.

## 0.1 Introduction

Le débat sur les fluctuations du salaire réel au cours du cycle économique remonte à plusieurs années. Pour la théorie keynésienne, les fluctuations de l'emploi sont associées à des mouvements sur la courbe de demande de travail de sorte que le salaire réel est contracyclique. Les modèles de concurrence imparfaite avec prix rigides prédisent un salaire réel procyclique. Selon la théorie néo-classique du marché du travail, la parfaite flexibilité du salaire implique que le salaire est procyclique suite à un choc technologique. Plusieurs études théoriques et empiriques appartiennent à l'une ou à l'autre de ces approches.

Abraham et Haltiwanger (1995) concluent qu'il est faux d'associer les fluctuations contracycliques ou procycliques du salaire réel à une seule approche macroéconomique. Les auteurs montrent que des différences de mesure et de spécification sont à l'origine des résultats différents. Fleischman (1999) étudie la réponse du salaire réel à plusieurs chocs structurels qui peuvent être à l'origine du cycle. Il estime un VAR en imposant des restrictions de long terme pour identifier les chocs. La conclusion est que le salaire réel est contracyclique suite aux chocs de demande agrégée. Christiano, Eichenbaum et Evans (1996) obtiennent des résultats opposés en s'appuyant sur un VAR où ils exploitent des restrictions de court terme pour identifier les chocs. La réponse du salaire réel à un choc monétaire positif est faiblement positive.

Bernanke et Mihov (1998) étudient les effets macroéconomiques d'une politique monétaire expansionniste. Contrairement aux autres études, ils utilisent une approche différente pour déterminer un indicateur approprié de la politique monétaire. Les auteurs estiment un VAR où divers indicateurs de la politique monétaire sont dérivés d'une estimation d'un modèle du marché des réserves bancaires où le comportement de la banque centrale est explicite. Leur méthode permet de comparer et

de trancher entre plusieurs études qui utilisent différents indicateurs de la politique monétaire. Leur conclusion fondamentale est que le comportement de la banque centrale semble varier au cours du temps de sorte qu'il ne peut y avoir un indicateur monétaire unique pour l'ensemble de la période d'après-guerre. Toutefois, selon eux le meilleur indicateur pour la période s'échelonnant de 1965 à 1995 est le taux d'intérêt nominal.

L'objet de ce travail est d'étudier la réponse du salaire réel suite à des chocs monétaires. Étant donné qu'il n'y a pas de consensus quant au choix du modèle théorique et des restrictions à imposer, nous suivons l'approche de Bernanke et Mihov (1998) permettant d'englober les différents modèles utilisés dans la littérature récente.

La conclusion à laquelle nous aboutissons est que le salaire réel apparaît faiblement procyclique suite à une politique monétaire expansionniste. Ce résultat est valable pour les différents instruments de la politique monétaire : que la banque centrale agisse par le biais du taux d'intérêt nominal, qu'elle cible les réserves non empruntées ou les réserves empruntées, qu'elle réponde au choc de demande sur les réserves totales, ou qu'elle soit confrontée à une demande de réserves totales inélastique. Cependant, ces résultats sont très sensibles à plusieurs facteurs tels que le nombre de retards sur les variables utilisées dans le VAR et la durée de la période échantillonnale.

La suite du document est répartie comme suit. Dans la deuxième section, nous décrivons le VAR qui sert à l'estimation ; nous présentons les instruments de la politique monétaire ainsi que les hypothèses d'identification. Dans la troisième section, nous présentons la procédure d'estimation du VAR et parlons des données. Les résultats de l'estimation sont présentés dans la quatrième section. Finalement, nous

concluons sur les résultats qui se dégagent de cette étude.

## 0.2 Modèle structurel

Dans cette section, nous présentons le modèle structurel qui servira à estimer les paramètres du VAR structurel. Nous nous proposons de déterminer les effets des chocs monétaires sur l'output, le salaire réel et l'inflation. Nous divisons le vecteur des variables endogènes en deux. Le premier vecteur,  $Y_t$ , désigne le bloc réel contenant les variables macro-économiques qui nous intéressent. Le deuxième,  $P_t$ , désigne le bloc monétaire contenant les différents chocs de la politique monétaire.

L'économie est décrite par le modèle structurel suivant :

$$Y_t = \sum_{i=0}^k B_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k C_i P_{t-i} + A^y V_t^y \quad (1)$$

$$P_t = \sum_{i=0}^k D_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k G_i P_{t-i} + A^p V_t^p \quad (2)$$

où  $Y_t$  est un vecteur de dimension  $(N+1)$  contenant les variables macroéconomiques endogènes qui sont l'output, le salaire réel, le niveau général des prix et un indice des prix des commodités.  $B_i$  où  $i = 0, \dots, k$  et  $C_i$ , sont des matrices de dimension  $(N+1)$  par  $(N+1)$  composées des paramètres structurels du modèle. Le vecteur  $V_t^y$  contient les chocs structurels qui perturbent l'économie. Pour l'instant, le bloc  $Y_t$  comprend les valeurs courantes et passées des variables macroéconomiques ainsi que les variables monétaires. Le vecteur  $P_t$  de dimension  $(N+1)$ , est composé des indicateurs de la politique monétaire. Dans notre étude, nous allons considérer

plusieurs indicateurs possibles, tout comme Bernanke et Mihov (1998). En effet, les études récentes utilisent un éventail de mesures différentes.

Le bloc des variables monétaires dépend de l'état passé de l'économie  $Y_{t-i}$  et de l'état présent et passé de  $P_{t-i}$ , où  $i = 0, \dots, k$  et de certains facteurs aléatoires  $V_t^p$  qui peuvent affecter les décisions de politique.

La représentation matricielle du modèle est la suivante :

$$B_0 Z_t = B(L) Z_{t-1} + A V_t \quad (3)$$

où  $Z_t$  est le vecteur des variables à la période  $t$  résumant l'état du système économique.  $Z_t$  est divisé en  $Z_t = [Y_t' P_t']'$ ,  $A = [A^y' A^p']'$  et  $V_t = [V_t^{y'} V_t^{p'}]'$ . Les sources d'incertitude dans l'économie provient des variables aléatoires  $V_t$  qui ont les propriétés suivantes :  $E(V_t Z_{t-j}) = 0 \quad \forall j > 0$  et  $E(V_t V_t') = \Lambda$  est la matrice de variance-covariance dont la diagonale est composée de la variance des différents chocs structurels du modèle. La matrice  $A$  est de dimension  $(N + 1)$  par  $(N + 1)$  qui n'est pas diagonale, un choc pouvant affecter plus d'une variable. La matrice  $B_0$  résume la manière dont les variables contemporaines de  $Z_t$  sont liées les unes aux autres. La forme réduite de ce modèle est alors :

$$Z_t = \Psi(L) Z_{t-1} + U_t \quad (4)$$

où

$$\Psi(L) = B_0^{-1} B(L) , \quad (5)$$

$$U_t = B_0^{-1} A V_t , \quad (6)$$

et

$$E(U_t U_t') = (B_0^{-1} A) \Lambda (B_0^{-1} A)' . \quad (7)$$

$\Psi(L)$  est une matrice polynomiale d'ordre  $k$ .  $U_t$  est un vecteur de dimension  $N$  des innovations non autocorrélées dont la matrice de variance-covariance est  $E(U_t U_t') = \Sigma_u$ . La forme réduite exprime toutes les variables du système en terme de ses propres retards et des retards des autres variables.

Les fonctions de réponse des variables endogènes du système  $Y_t$  dues aux chocs de politique  $P_t$  peuvent être calculées à partir de la représentation de moyenne mobile du système, qui est donnée par l'expression suivante :

$$Z_t = [I - B_0^{-1} B(L) L]^{-1} B_0^{-1} A V_t. \quad (8)$$

En absence d'autres restrictions, nous ne pouvons pas identifier à partir des paramètres estimés de  $\Psi(L)$  et de  $\Sigma_u$  les paramètres de  $B_0$ ,  $A$ ,  $B(L)$  et  $\Lambda$  de la représentation de moyenne mobile.

### 0.2.1 Choix de l'instrument de politique monétaire

Dans les études empiriques, il n'y a pas de consensus concernant les effets à court terme d'un choc de la politique monétaire sur l'output, l'inflation et le salaire réel. Mais, on s'entend sur la sensibilité des résultats au choix de l'instrument de la politique monétaire et de la période échantillonnale. Dans notre modèle, nous n'allons pas restreindre la politique monétaire à un seul instrument. Cette alternative nous permettra d'étudier plusieurs cas possibles et de comparer nos résultats avec ceux de plusieurs autres études.

Les objectifs macroéconomiques de la banque centrale peuvent porter sur l'inflation, la stabilisation de l'output ou les deux. La banque centrale n'est pas la seule à détenir le pouvoir de création de la monnaie, le système bancaire a aussi ce privilège. Ainsi, la banque centrale doit, pour atteindre son objectif, contrôler le processus de

création des banques en contrôlant leur capacité à prêter des réserves totales. En effet, les réserves totales ( $RT$ ) détenues par le système bancaire sont égales à la somme des réserves que les banques empruntent auprès de la banque centrale ( $RE$ ) moyennant le taux d'escompte ou qu'elles peuvent emprunter sur le marché des fonds prêtables au taux d'intérêt nominal, et des réserves non empruntées ( $RNE$ ) qu'elles détiennent à la banque centrale.

La demande de réserves empruntées des banques dépend alors de l'écart des coûts de financement qui s'offre à elles. Lorsque le taux d'escompte est plus faible que le taux d'intérêt, les banques ont intérêt à emprunter auprès de la banque centrale plutôt que sur le marché des réserves. En termes d'innovations, cette relation peut s'écrire ainsi :

$$u_{RE} = \beta(u_{ffr} - u_{disc}) + v^b \quad (9)$$

où  $u_{RE}$  représente les innovations sur les réserves empruntées,  $u_{ffr}$  est l'innovation sur le taux d'intérêt nominal,  $u_{disc}$  définit l'innovation sur le taux d'escompte et  $v^b$  est un choc de demande sur les réserves empruntées.

Malgré que la banque centrale n'ait pas de contrôle direct sur les réserves empruntées, elle peut influencer le comportement des banques en faisant varier l'écart entre son taux d'escompte et le taux d'intérêt nominal. Ainsi, la demande de réserves totales dépend négativement du coût des réserves et d'autres facteurs qui peuvent influencer la demande de monnaie, tels que le revenu agrégé et les prix. Sous forme d'innovations, cette relation s'écrit :

$$u_{RT} = -\alpha u_{ff} + v^d \quad (10)$$

où  $v^d$  est un choc de demande de réserves totales.



Sur le marché des réserves, l'offre de réserves totales doit être égale à la demande. Le taux d'intérêt nominal est le prix sur ce marché. Les réserves totales sont la somme des réserves empruntées et des réserves non empruntées :

$$RT = RE + RNE. \quad (11)$$

La banque centrale peut contrôler directement les réserves non empruntées des banques par ses opérations "d'open-market". Elle peut réagir lors de la période courante aux différents chocs sur le marché des réserves. Les innovations sur les réserves non empruntées sont dues aux chocs de demande de réserves totales et de réserves empruntées :

$$u_{RNE} = \phi^d v_t^d + \phi^b v_t^b + v_t^s \quad (12)$$

où  $v_t^s$  représente la politique monétaire qui nous intéresse.

Les différentes procédures d'opérations de la banque centrale peuvent être déterminées en assignant différentes valeurs à  $\phi^d$  et  $\phi^b$ . Nous pouvons présenter sous forme matricielle la relation entre les innovations observées  $[u_{RT} \ u_{RNE} \ u_{ffr}]'$  et les innovations structurelles du modèle  $[v^d \ v^s \ v^b]'$  de la façon suivante :

$$\begin{bmatrix} u_{RT} \\ u_{RNE} \\ u_{ffr} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 - \frac{\alpha}{\alpha+\beta}(1 - \phi^d) & \frac{\alpha}{\alpha+\beta} & \frac{\alpha}{\alpha+\beta}(1 - \phi^b) \\ \phi^d & 1 & \phi^b \\ \frac{1}{\alpha+\beta}(1 - \phi^d) & -\frac{\alpha}{\alpha+\beta} & -\frac{1}{\alpha+\beta}(1 - \phi^b) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v^d \\ v^s \\ v^b \end{bmatrix}. \quad (13)$$

## 0.2.2 Les hypothèses d'identification

Les études portant sur les effets de la politique monétaire sont confrontées à deux problèmes. D'une part, quelle mesure de la politique monétaire faut-il utiliser ?

D'autre part, quelles hypothèses d'identification faut-il adopter pour mesurer la composante exogène des changements de la politique monétaire ?

Dans notre modèle, nous utilisons trois mesures de la politique monétaire : le taux d'intérêt, les réserves totales et les réserves non empruntées. Les variables macroéconomiques dont nous voulons étudier la réponse suite aux chocs monétaires sont le *PIB* réel, le salaire réel et le déflateur du *PIB* réel. Le modèle spécifié par le système (13) est non identifié économétriquement. Pour identifier les paramètres structurels du modèle à partir du *VAR* estimé, il est nécessaire d'imposer au moins  $2N^2$  restrictions. En effet, l'estimation de la matrice des variances-covariances de la forme réduite nous permet d'avoir  $\frac{N(N+1)}{2}$  paramètres estimés, ce qui requiert  $2N^2$  restrictions sur les paramètres inconnus de  $B_0$ ,  $A$  et  $\Lambda$  du modèle structurel.

Pour identifier les effets dynamiques des chocs monétaires exogènes sur les variables réelles de l'économie, nous supposons que les politiques monétaires n'ont pas d'effet contemporain sur l'output et les variables réelles de l'économie, ainsi  $C_0 = 0^1$ . Cette hypothèse est justifiée étant donné que nous estimons notre *VAR* avec des données mensuelles.

Nous imposons  $N$  restrictions en contraignant la diagonale de la matrice  $B_0$  d'être égale à l'unité. Dans le *VAR*, l'ordre des variables est important, c'est pourquoi le bloc des variables macroéconomiques précède le bloc des variables monétaires. Pour le premier bloc, nous imposons la décomposition de Cholesky suivante : nous supposons que lors de la période  $t$ , l'output ( $Y$ ) répond seulement à son innovation, le salaire réel ( $wp$ ) répond à son innovation et à l'innovation sur l'output, le déflateur ( $P$ ) répond à son innovation et aux innovations sur l'output et le salaire réel, l'indice

---

<sup>1</sup>Cette hypothèse est adoptée par plusieurs études dont Christiano, Eichenbaum et Evans (1996) et aussi par Bernanke et Mihov (1998).

du prix des matières premières ( $IP$ ) est affecté par son innovation et les innovations sur l'output, le salaire réel et le déflateur. La relation en termes des innovations structurelles observées du modèle est la suivante :

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{32} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{32} & a_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_y \\ u_{wp} \\ u_p \\ u_{ip} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_y \\ v_{wp} \\ v_p \\ v_{ip} \end{bmatrix}. \quad (14)$$

Pour identifier un choc de politique monétaire, nous adoptons les mêmes hypothèses que dans l'étude de Bernanke et Mihov (1998). Ce choix se justifie du fait que les résultats vont nous permettre de comparer plusieurs études empiriques et théoriques qui ont adopté l'une ou l'autre des politiques monétaires présentées ci-dessous, et aussi de voir les effets de ces différents indicateurs monétaires sur le salaire réel, l'output et les prix.

Pour simplifier la présentation, nous supposons que le taux d'escompte est nul. Cette hypothèse n'est pas contraignante du fait que, par opération d'arbitrage, les banques ont toujours la possibilité de se financer sur le marché des bons du trésor lorsque le taux d'escompte de la banque Centrale est plus élevé que le taux du marché des fonds. Dans la pratique, les banques demandent très peu d'avances de liquidités à la banque centrale, de sorte que la variation du taux d'escompte par la banque centrale a un impact réel très faible sur le coût de crédit des banques.

Les résidus observés du bloc monétaire du  $VAR$   $u$  sont liés aux innovations structurelles non observables  $v$  de la façon suivante :

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & \alpha \\ 0 & 1 & 0 \\ 1 & -1 & -\beta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{RT} \\ u_{nbr} \\ u_{ffy} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \phi^d & 1 & \phi^b \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v^d \\ v^s \\ v^b \end{bmatrix} \quad (15)$$

où  $v^d$ ,  $v^b$  et  $v^s$  représentent respectivement un choc aléatoire de demande de réserves totales, un choc sur les réserves empruntées et un choc de politique monétaire que nous allons identifier. Comme dans l'étude de Bernanke et Mihov (1998), nous considérons cinq modèles.

Dans le premier modèle, nous adoptons l'hypothèse que la banque centrale cible le taux des fonds fédéraux. Ainsi, pour maintenir ce taux constant, elle neutralise les chocs de demande de réserves empruntées et des réserves totales :  $\phi^d=1$ ,  $\phi^b = -1$ . Un choc de demande de réserves totales entraîne une variation égale de l'offre par le biais de l'ajustement des réserves non empruntées. Ainsi la politique monétaire devient une politique du taux des fonds fédéraux :  $v^s = -(\alpha + \beta)u_{ffy}$ . Avec cette première représentation, nous retrouvons l'hypothèse de McCallum (1983), Sims (1992) et Bernanke et Blinder (1992), à savoir que la banque centrale cible le taux d'intérêt nominal.

Le deuxième modèle correspond à une situation où la banque centrale ne permet pas que les réserves non empruntées soient affectées par les chocs de demande de réserves totales et de réserves empruntées, de sorte que  $\phi^d=0$ ,  $\phi^b = 0$ . La politique monétaire est dans ce cas une politique des réserves non empruntées  $u_{RNE} = v^s$ . Lorsque  $\phi^d$  et  $\phi^b$  sont non nuls, les réserves non empruntées ne reflètent pas seulement des chocs monétaires exogènes. Avec ce modèle, nous retrouvons l'hypothèse de Christiano et Eichenbaum (1992). En effet, ces derniers démontrent qu'une analyse qui se base sur les données pour étudier l'effet d'une politique monétaire sur le

taux d'intérêt de court terme, doit porter une attention particulière à deux éléments. D'une part, le choix de l'indicateur de la politique monétaire parce que chaque instrument a une interaction différente avec le taux d'intérêt à court terme. D'autre part, l'ensemble des hypothèses d'identification à adopter pour mesurer la composante exogène de l'innovation monétaire. Ils démontrent que l'inférence sur les effets de la politique monétaire sur les taux d'intérêt est très robuste lorsqu'ils utilisent les réserves non empruntées. En effet, avec celles-ci, ils trouvent que le taux d'intérêt de court terme diminue suite à une politique monétaire expansionniste. Ce résultat n'est pas sensible aux hypothèses d'identification (règle M ou règle R), à la fréquence des données (données trimestrielles ou mensuelles) et à la période échantillonnale.

Dans le troisième modèle, les réserves totales sont purement des chocs de demande,  $\alpha=0$  et  $\phi^b = 0$ . La politique monétaire répond alors aux innovations des réserves non empruntées et des réserves totales :  $v^s = u_{RNE} - \phi^d u_{Rt}$  et  $u_{rt} = v^d$ . Ce modèle est en fait celui de Strongin (1995). Cet auteur affirme qu'une grande proportion de la variation des réserves émane du comportement de la banque centrale qui accommode des innovations dans la demande de réserves plutôt que d'une politique monétaire induite par une innovation d'offre. Pour dégager la variation des réserves totales due seulement à un choc monétaire, il suppose que le niveau des réserves totales est déterminé par des chocs de demande de réserves et que les innovations de la politique monétaire sont reflétées par l'utilisation des réserves empruntées et non empruntées pour satisfaire cette demande.

Dans le quatrième modèle, nous supposons, comme Cosimano et Sheehan (1994), que la banque centrale cible les réserves empruntées. Dans ce cas  $\phi^d=1$ ,  $\phi^b = \frac{\alpha}{\beta}$ . Les réserves empruntées sont pleinement ajustées pour accomoder les fluctuations dans la demande de réserves totales. La politique monétaire est alors :  $v^s = (\alpha +$

$\beta)(u_{RNE} - u_{RT})$ .

Les quatre modèles énumérés ci-dessus sont suridentifiés. En effet, dans le modèle décrit par (13), il y a quatre paramètres et les variances des trois chocs structurels sont à estimer à partir de la matrice des variances-covariances de la forme réduite. Ainsi, le modèle est sous identifié par une restriction initialement. Avec les deux restrictions imposées dans chaque version, chacun des modèles devient suridentifié par une restriction. Ainsi, nous allons tester ces quatre modèles par un test de suridentification.

Pour le cinquième modèle, nous supposons que la demande de réserves totales est inélastique à court terme :  $\alpha = 0$ . Les variations des réserves totales sont des chocs de demande de réserves totales et la politique monétaire n'est pas purement exogène. Dans ce cas  $v^s = (1 + \phi^b)u_{RNE} - (\phi^d + \phi^b)u_{Rt} + \phi^b\beta u_{fr}$ . Le modèle de Strongin justifie cette hypothèse. Ce modèle impose une seule restriction, ainsi il est tout juste identifié.

## 0.3 Estimation du VAR

### 0.3.1 Les données

Dans notre VAR,  $Z_t$  comprend le logarithme du *PIB* réel, le logarithme du déflateur du PIB, le logarithme du salaire réel, mesuré par le rapport entre la compensation horaire moyenne et l'indice implicite du PIB, et un indice du prix des matières premières. Ce dernier est introduit dans le *VAR* pour remédier au problème du "puzzle" des prix soulevé par plusieurs études empiriques<sup>2</sup>. Comme variables mo-

---

<sup>2</sup>Christiano (1995), Sims (1992), Christiano, Eichenbam et Evans (1992,1996), Sims and Zha (1995) expliquent le "puzzle" des prix

nétaires, nous utilisons le taux des fonds fédéraux, le logarithme des réserves non empruntées et le logarithme des réserves totales. Afin de comparer nos résultats avec ceux de Bernanke et Mihov (1998), nous choisissons la période d'estimation allant de 1965 :01 – 1996 :12.

Toutes les séries sont disponibles mensuellement, sauf celles du *PIB* et du déflateur du *PIB* qui sont trimestrielles. Pour construire ces deux séries, nous utilisons la méthode d'interpolation linéaire. Cette méthode consiste à générer des séries mensuelles à partir des séries trimestrielles. Elle se base sur l'estimation d'une forme espace-état décrite par Bernanke, Gertler et Watson (1997)<sup>3</sup>. Nous avons estimé le modèle par la méthode du maximum de vraisemblance.

### 0.3.2 Le choix du nombre de retards

Selon les critères d'Akaike et de Schwartz, le nombre de retards à inclure dans le VAR est égal à un. Cependant, lorsque nous utilisons le critère d'absence d'autocorrélation des résidus et que nous utilisons le test de Wald d'absence d'autocorrélation d'ordre 3 , 4 et 6<sup>4</sup>, le nombre de retards pour l'estimation du VAR est d'ordre quatre. Bernanke et Mihov (1998) estiment un VAR en utilisant les mêmes séries et ils trouvent que le nombre de retards à inclure est égal à treize<sup>5</sup>. Nous allons examiner la sensibilité des résultats au choix du nombre de retards.

---

<sup>3</sup>La méthode d'interpolation linéaire est décrite en détail dans les annexes A et B de l'article Bernanke, Gertler et Watson (1997).

<sup>4</sup>Nous avons corrigé le problème d'hétéroscédasticité des erreurs avec la matrice de White.

<sup>5</sup>Pour déterminer le nombre de retards à inclure à chaque période, Bernanke et Mihov commencent avec 15 retards et ils éliminent le dernier retard tant qu'il est statistiquement non significatif. Ils trouvent que pour toute la période 1965 :1-1996 :12, le nombre de retards est de treize.

## 0.4 Résultats empiriques

### 0.4.1 Les paramètres estimés

D'après les équations (9) et (10), les paramètres  $\alpha$ ,  $\beta$ , doivent être positifs. Ces deux paramètres mesurent respectivement la sensibilité de la demande de réserves totales et de réserves empruntées au taux d'intérêt nominal sur le marché de réserves. Les paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  ont le signe anticipé, mais leurs valeurs sont très faibles dans le cas des cinq modèles estimés (Tableau 1).

L'estimation du troisième et du cinquième modèles donne des valeurs estimées pour  $\phi^d$  égales à 0.78 et à 0.83 respectivement. Ces valeurs s'approchent des valeurs imposées par le premier et le quatrième modèle. Ce résultat nous permet de déduire que l'hypothèse du deuxième modèle, où les innovations des réserves non empruntées reflètent seulement un choc de politique monétaire, n'est pas valide pour notre période échantillonnale. Les valeurs estimées de  $\phi^b$  pour le quatrième et le cinquième modèle sont de l'ordre de -0.17 et -0.35 respectivement, et nous pouvons rejeter l'hypothèse que ce paramètre est égal à -1 ou 0.

Tous ces résultats, nous permettent de conclure que le cinquième modèle, qui suppose qu'à court terme la demande de réserves est inélastique par rapport au taux d'intérêt nominal, semble valide. En effet, cette dernière représentation ne contraint pas les paramètres  $\phi^d$  et  $\phi^b$  à être nuls ou égaux à 1, comme pour les quatre premiers modèles. Le test de sur-identification corrobore cette conclusion (colonne 6 du tableau 1). Les quatre premiers modèles sont fermement rejetés. Le cinquième modèle est juste identifié.



## 0.4.2 Les fonctions de réponse

Afin de décrire la réponse de chaque variable du vecteur  $Z_t$ , nous utilisons la forme moyenne mobile donnée par l'équation (8). La simulation porte sur un horizon de quarante périodes. Les Figures (1) à (10) rapportent les trajectoires des réponses dynamiques de toutes les variables avec un intervalle de probabilité bayésien de 95%<sup>6</sup>. La méthode que nous utilisons pour construire l'intervalle de confiance est un exercice Monte Carlo servant à calculer des intervalles de probabilité bayésienne de chaque fonction de réponse pour une quarantaine de périodes ultérieures. Ainsi, nous définissons une matrice des variances-covariances découlant d'une distribution inverse de Wishart, ce qui servira pour générer des valeurs de la matrice des coefficients du VAR à partir d'une distribution gaussienne en utilisant la matrice des variances-covariances déjà déterminée. Une fois que les coefficients sont établis, nous simulons les réponses en fixant la valeur du choc à 1% pour la première période. Après 500 itérations, nous obtenons 1000 trajectoires pour chaque variable, desquels nous retenons celles qui correspondent aux 2.5 et 97.5 percentiles. Nous répétons l'exercice pour les cinq modèles qui correspondent à des instruments de politique monétaire différents.

Étant donné notre hypothèse d'identification, l'innovation de la politique monétaire n'a pas d'effet lors de la période courante sur les variables macro-économiques. Ainsi à la première période, le choc monétaire n'a pas d'effet sur la production, le

---

<sup>6</sup>Pour tenir compte de l'incertitude autour des paramètres estimés du VAR, nous adoptons la méthode proposée par Geweke (1988) servant à déterminer la significativité des fonctions de réponse. Cette méthode consiste à utiliser chaque matrice d'erreurs sur la mesure des paramètres deux fois avec un signe moins pour la deuxième matrice ; ceci permet de limiter le nombre d'itérations dans un exercice Monte Carlo. Nous obtenons 1000 cas de figures pour la matrice des erreurs de mesure des paramètres.

salaires réels et le niveau général des prix. Cette hypothèse est justifiée par le fait qu'il y a un délai d'ajustement entre le moment où la politique monétaire est mise en application et son impact sur les variables macro-économiques.

Les effets du choc de politique monétaire sur les réserves totales, les réserves non empruntées et le taux des fonds fédéraux sont donnés par la colonne 2 du système (13). Ainsi un choc de politique monétaire affecte positivement les réserves totales, et négativement le taux des fonds fédéraux et les réserves empruntées. La réponse de ces dernières au choc de demande de réserves  $v^d$  et au choc des réserves empruntées  $v^b$ , va dépendre des valeurs de  $\phi^d$  et  $\phi^b$ , selon les colonnes 1 et 3 du système (13).

Suite à un choc d'offre monétaire positif, le taux d'intérêt diminue initialement de presque 0.25% (sauf dans le premier modèle, où il diminue de 0.5%), puis il commence graduellement à augmenter pour atteindre sa valeur de long terme. La politique monétaire a un effet persistant sur le taux des fonds. Ce résultat est mis en évidence par les cinq modèles (Figures 1-5). Cette diminution du taux fait augmenter la demande de réserves totales des banques sur le marché, étant donné que le coût est plus faible, ce qui augmente leur capacité de prêter au public. D'un autre côté, la diminution du taux fédéral, toutes choses étant égales par ailleurs, réduit l'écart par rapport au taux d'escompte, de sorte que la demande de réserves empruntées auprès de la banque centrale diminue.

Pour les cinq modèles, suite à une politique monétaire expansionniste, le niveau de la production agrégée augmente pendant plusieurs périodes pour diminuer graduellement par la suite. Le produit agrégé atteint sa valeur maximale après vingt périodes. La persistance dans la fonction de réponse de l'output suite à un choc monétaire peut sembler surprenante.

Une politique monétaire expansionniste entraîne théoriquement une augmenta-

tion du niveau des prix. D'après les Figures (1) à (5), nous constatons que le niveau général des prix réagit très faiblement pour les cinq premiers mois, il diminue pour une période de quinze mois et ensuite il commence à augmenter. Ainsi nous retrouvons un des faits mis en évidence par Christiano, Eichenbaum et Evans (1996), à savoir que le niveau général des prix répond initialement très peu.

Suite à un choc monétaire positif, le salaire réel réagit à la baisse, mais faiblement, pendant cinq périodes, puis il augmente et atteint sa valeur maximale après vingt périodes, et ensuite il redescend. Le salaire réel est procyclique dans tous les modèles sauf dans le deuxième modèle avec les réserves non empruntées. En effet, dans ce dernier, la réaction du salaire réel est presque nulle.

Cependant, ces résultats semblent être tributaires du nombre de retards retenu lors des estimations. Comme Bernanke et Mihov (1998), nous réestimons le VAR avec treize retards<sup>7</sup>. Les réponses du PIB, du déflateur, du salaire réel et du taux des fonds fédéraux, à une politique monétaire expansionniste changent. Les Figures (6) à (10) rapportent les fonctions de réponse de ces variables. Les réponses du PIB, du taux d'intérêt et du salaire deviennent moins persistantes dans tous les modèles. Le déflateur du PIB diminue mais faiblement pendant les dix premiers mois, il augmente ensuite de façon persistante à partir de la vingtième période. Une politique monétaire expansionniste fait augmenter l'output de façon rapide et le niveau des prix de façon plus lente mais plus persistante. Le salaire réel ne réagit pas pendant les cinq premiers mois ; ensuite il augmente, mais sa réponse est non significative. Nous retrouvons les mêmes fonctions de réponse dans les cinq modèles. La différence des résultats entre les différents instruments de la politique monétaire

---

<sup>7</sup>Christiano et Eichenbaum (1991) trouvent un nombre de retards égal à quatre sur des données trimestrielles.

est quantitative.

Les résultats de simulation avec treize retards paraissent plus en conformité avec les conclusions d'autres études qui ont examiné les effets de la politique monétaire sur les variables macroéconomiques à partir de l'estimation d'un VAR<sup>8</sup>. Cependant, nous pouvons conclure, comme Abraham et Haltiwanger (1995), que l'estimation d'un VAR est très sensible au nombre de retards retenu. Le test de suridentification soutient ce constat. En effet, avec treize retards, le modèle du taux des fonds fédéraux, le modèle des réserves non empruntées et le modèle des réserves empruntées ne sont pas rejetés à 5%<sup>9</sup>. Le modèle de Strongin, où la banque centrale répond à des chocs de demande de réserves, est rejeté par le test. D'après la valeur de probabilité marginale du test, nous pouvons dire que, pour toute la période, la politique monétaire de la banque centrale est mieux représentée par le taux des fonds fédéraux.

Si nous réestimons le VAR en changeant la période échantillonnale de 1968 à 1999, nous voyons sur la Figure (11) que le niveau général des prix réagit de façon plus immédiate et avec une ampleur plus grande dans le modèle des réserves non empruntées que dans les autres modèles. Le salaire réel réagit de façon non significative dans les quatre modèles autres que celui des réserves non empruntées, où il devient contracyclique. Ainsi, nous soulignons la sensibilité des fluctuations du salaire réel à l'instrument de la politique monétaire, au nombre de retards retenu et à la période de l'échantillon.

---

<sup>8</sup>Christiano, Eichenbaum et Evans ( 1991 et 1996)

<sup>9</sup>Les valeurs-P du test de suridentification sur les quatre modèles avec treize retards sont respectivement : 0.65, 0.59, 0.000 et 0.59

## 0.5 Conclusion

La conclusion à laquelle nous aboutissons est que le salaire réel apparaît faiblement procyclique suite à une politique monétaire expansionniste lorsque nous retenons quatre retards. Ce résultat est valable pour les différents instruments de la politique monétaire, soit que la banque centrale agisse par le biais du taux des fonds fédéraux, qu'elle cible les réserves non empruntées ou les réserves empruntées, qu'elle réponde au choc de demande sur les réserves totales, ou qu'elle soit confrontée à une demande de réserves totales inélastique. Dans notre modèle, le déflateur diminue suite au même type de choc pour une période de 20 mois, puis il commence à augmenter. Avec les mêmes séries et en supposant treize retards, nous aboutissons aux mêmes résultats que ceux de Bernanke et Mihov. Suite à une politique monétaire expansionniste, le déflateur du PIB réagit faiblement pour plusieurs mois, ensuite, il augmente. La réponse du salaire réel devient moins significative. En estimant le VAR avec le même nombre de retards et pour une période différente de 1968 à 1999, le salaire réel devient contracyclique quand la banque centrale cible les réserves non empruntées.

Ainsi, nous mettons en évidence que l'estimation d'un VAR est sensible au nombre de retards. Le test de sur-identification corrobore cette conclusion. Avec quatre retards, tous les modèles sont rejetés alors qu'avec treize retards ils ne le sont pas tous. Ainsi, nous pouvons conclure qu'on ne peut pas sur la seule base des fluctuations du salaire réel, discriminer entre les modèles théoriques. En effet, l'estimation du VAR est sensible à la période de l'échantillon, à la mesure du salaire nominal, à l'indice des prix utilisé pour dégonfler le salaire nominal et au nombre de retards.

TAB. 1 – Paramètres structurels - Résultats d'estimation. Période de 1965 :1 à 1996 :12

Modèles	$\alpha$	$\beta$	$\phi^d$	$\phi^b$	Valeur-P
Modèle 1	0.005(0.001)	0.011(0.001)	1	-1	0.0000
Modèle 2	0.024(0.004)	0.012(0.001)	0	0	0.0000
Modèle 3	0	0.04(0.01)	0.78(0.04)	0	0.0000
Modèle 4	0.005(0.0013)	0.03(0.005)	1	-0.17(0.02)	0.0000
Modèle 5	0	0.03(0.001)	0.83(0.03)	-0.35(0.03)	-

Note : Les écart-types sont entre parenthèses

figure 1: Effets du choc monétaire : Modèle 1 (hausse de 1%)

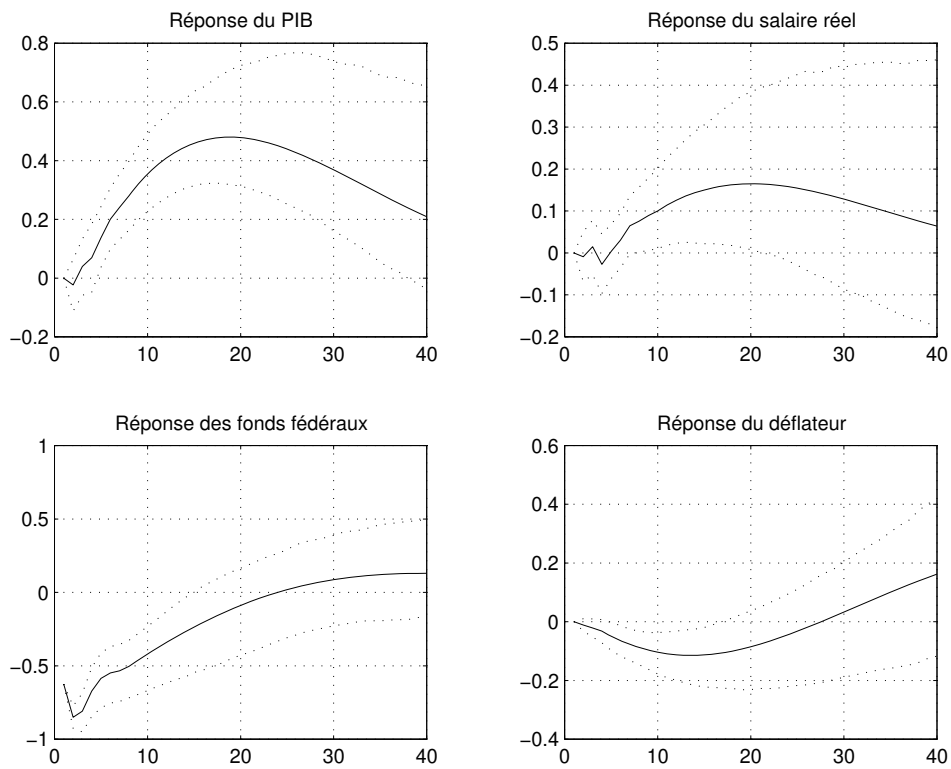


figure 2: Effets du choc monétaire : Modèle 2 (hausse de 1%)

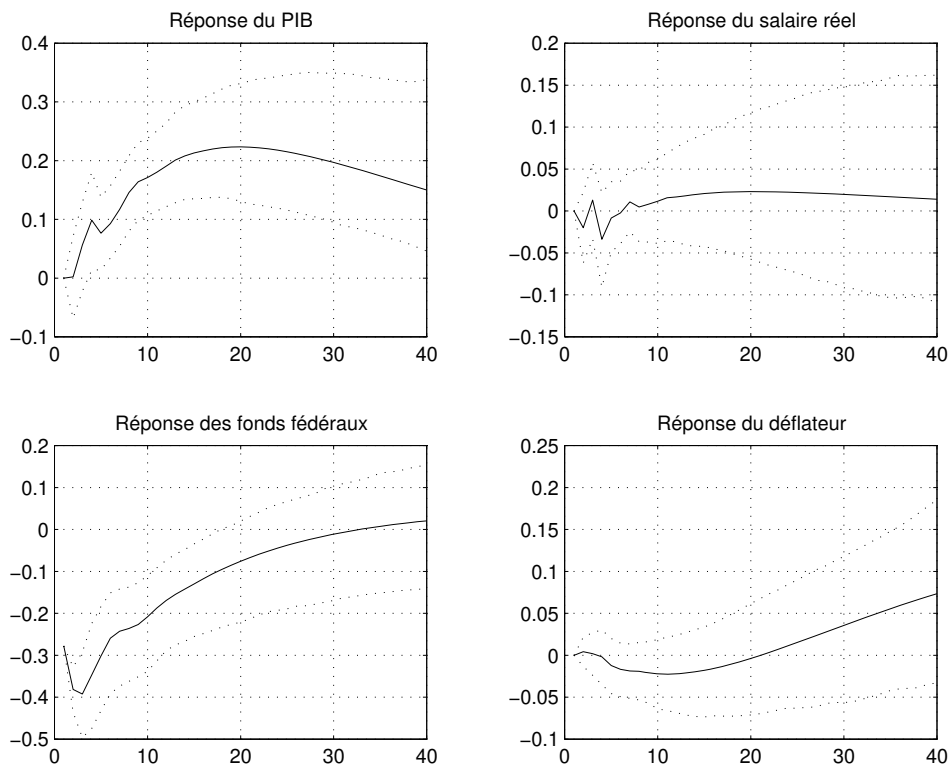




figure 3: Effets du choc monétaire : Modèle 3 (hausse de 1%)

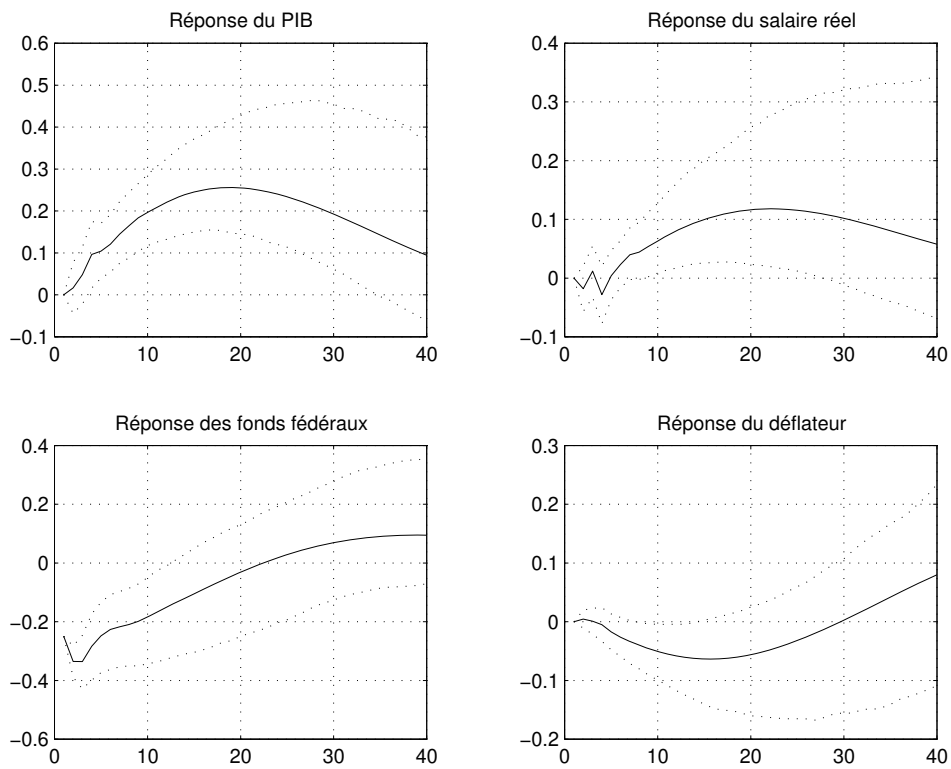


figure 4: Effets du choc monétaire : Modèle 4 (hausse de 1%)

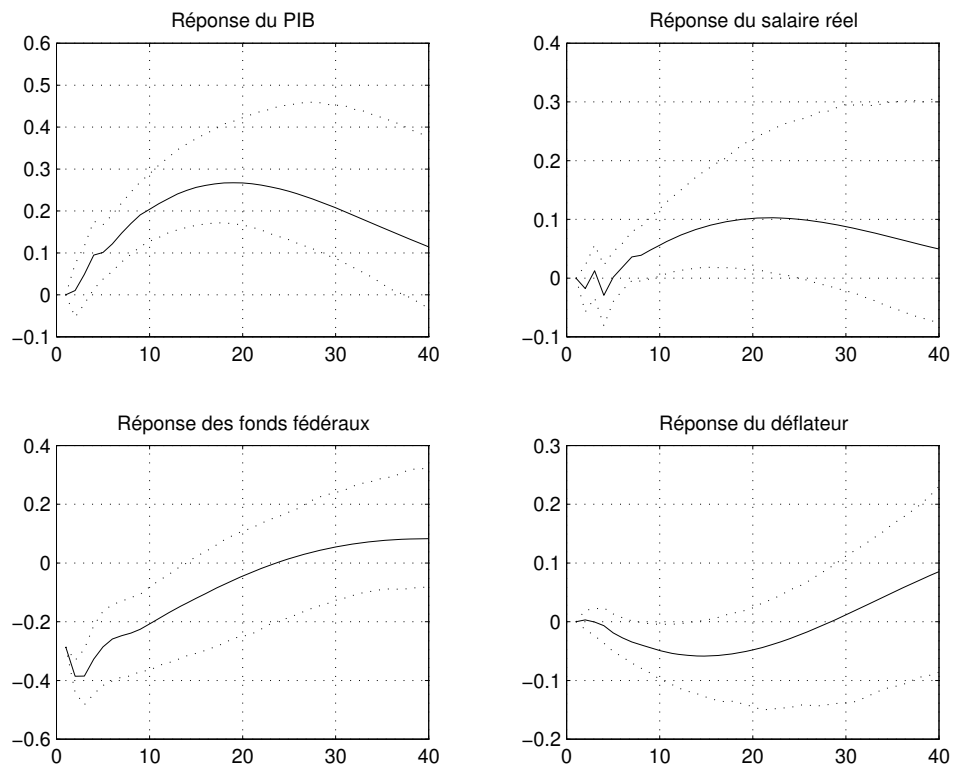


figure 5: Effets du choc monétaire : Modèle 5 (hausse de 1%)

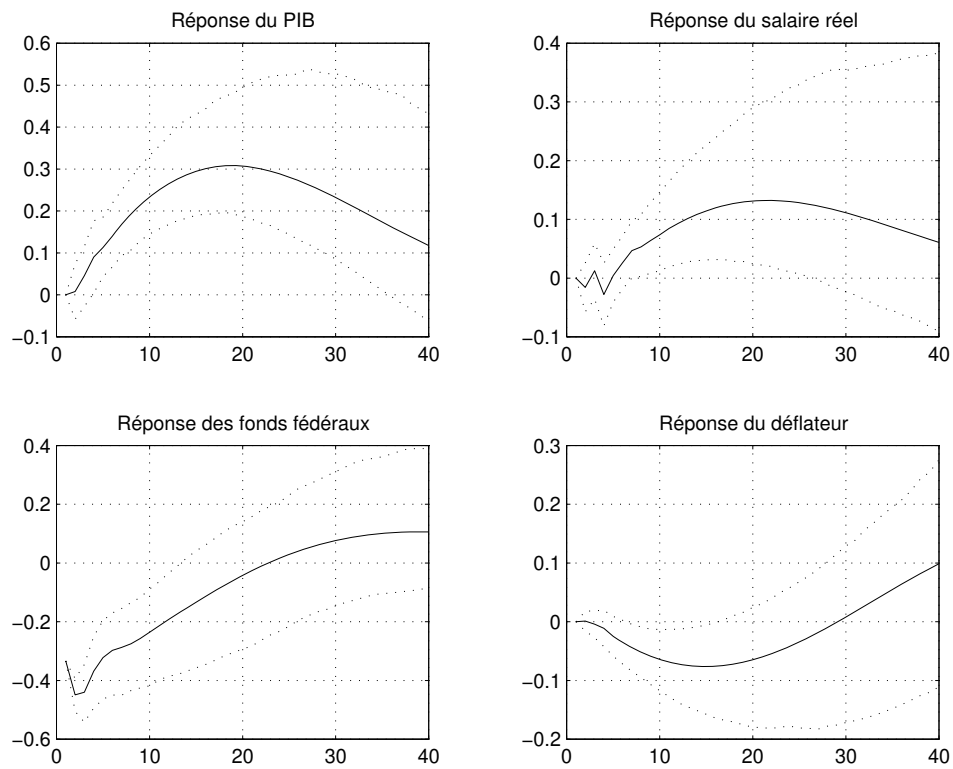


figure 6: Effets du choc monétaire : Modèle 1 (treize retards)

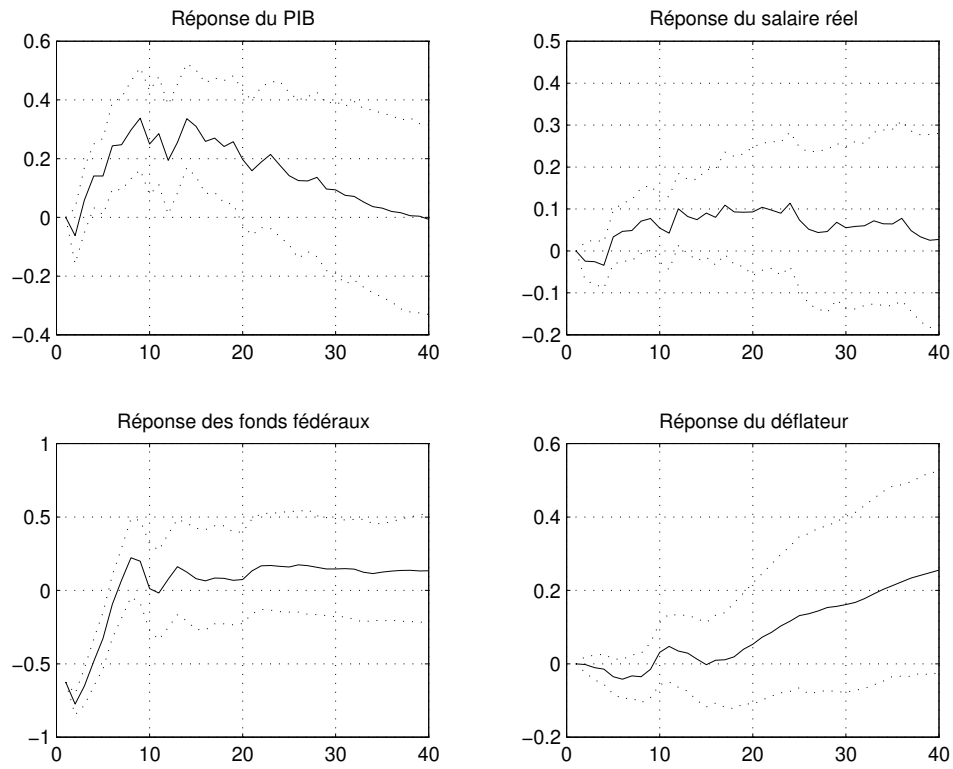


figure 7: Effets du choc monétaire : Modèle 2 (treize retards)

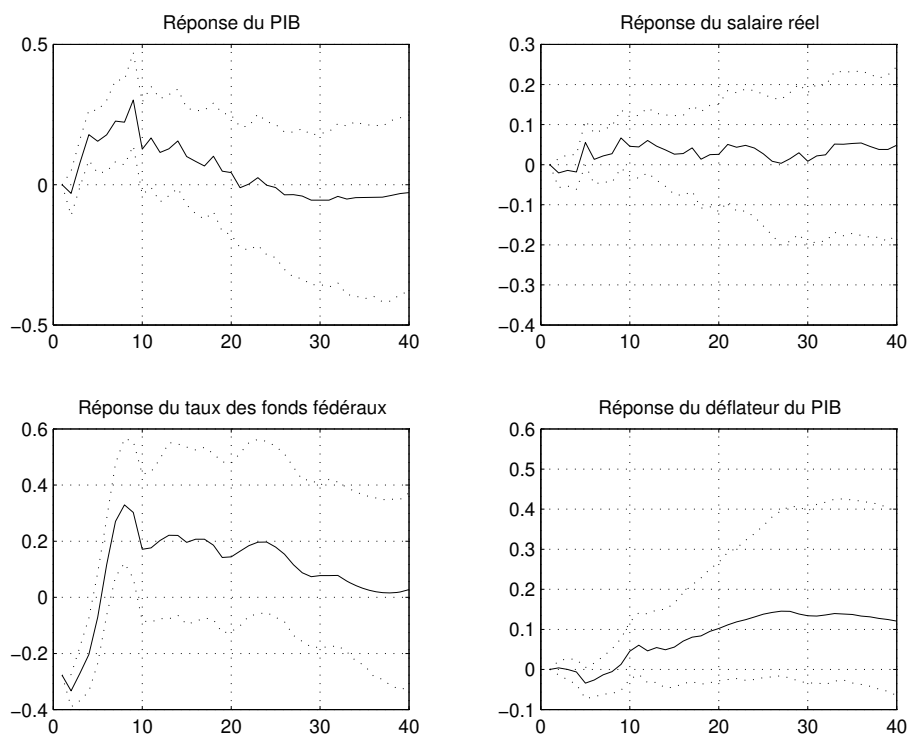


figure 8: Effets du choc monétaire : Modèle 3 (treize retards)

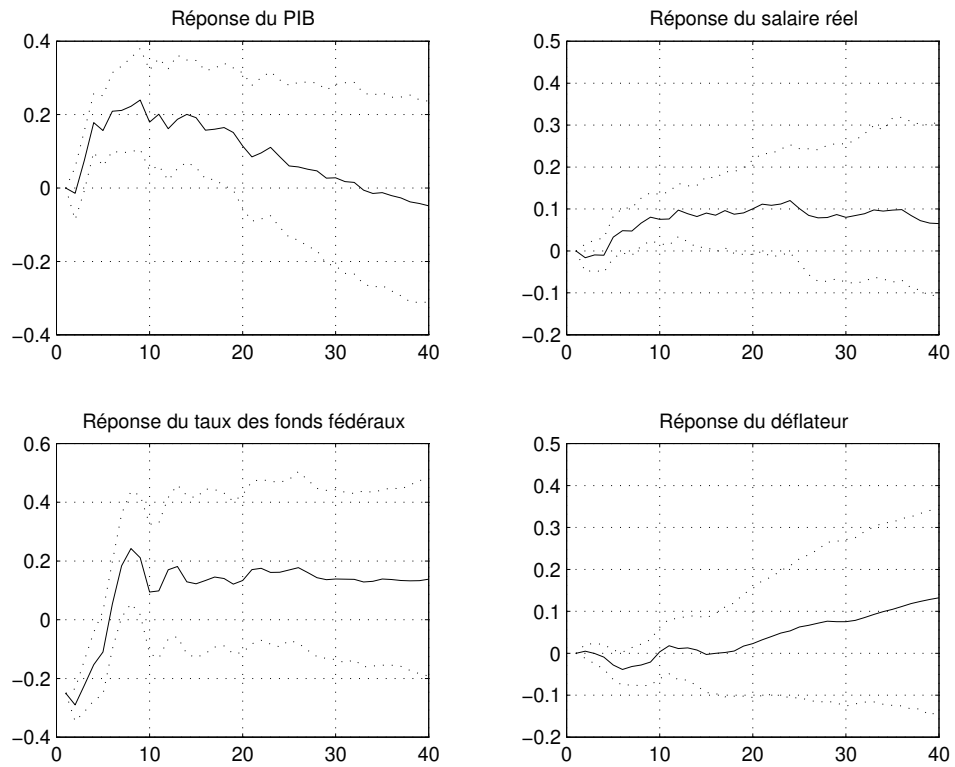


figure 9: Effets du choc monétaire : Modèle 4 (treize retards)

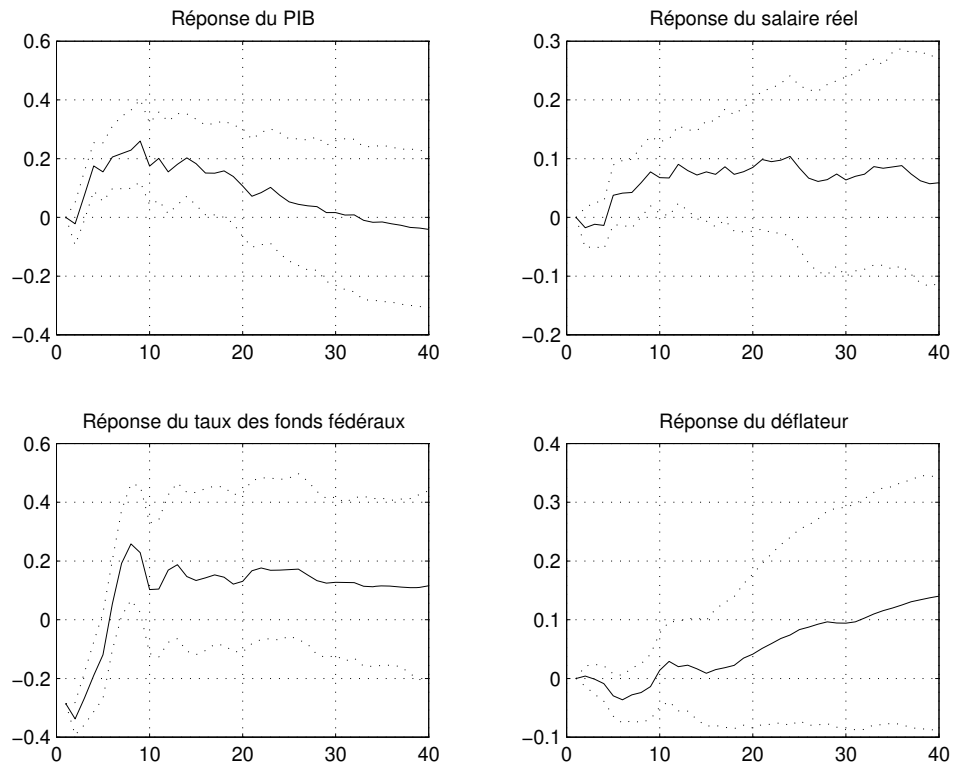


figure 10: Effets du choc monétaire : Modèle 5 (treize retards)

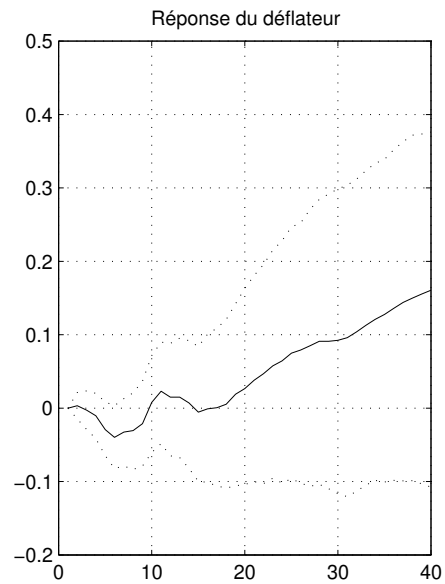
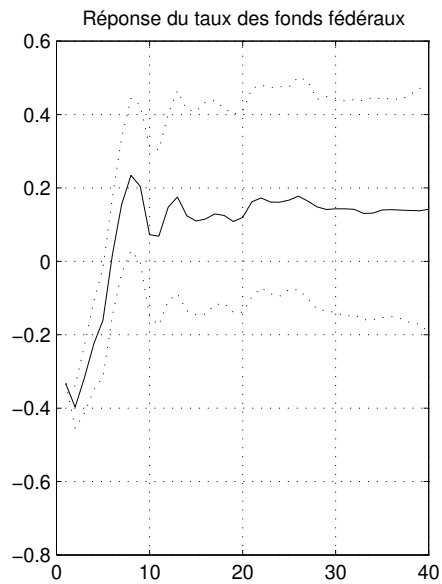
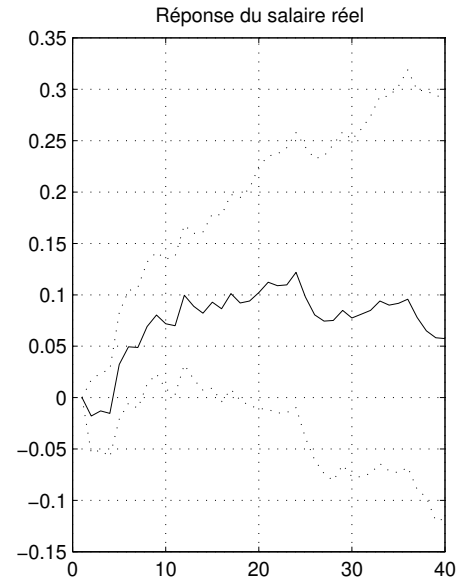
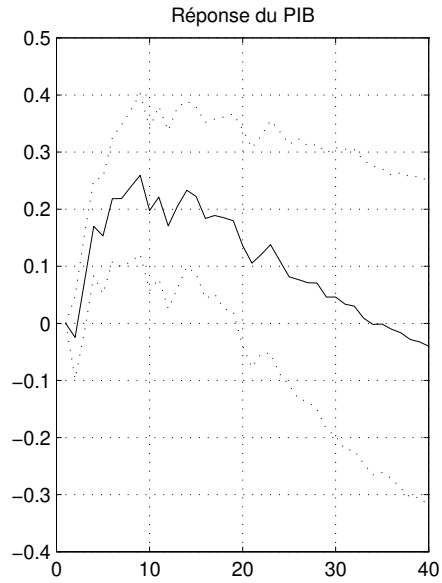
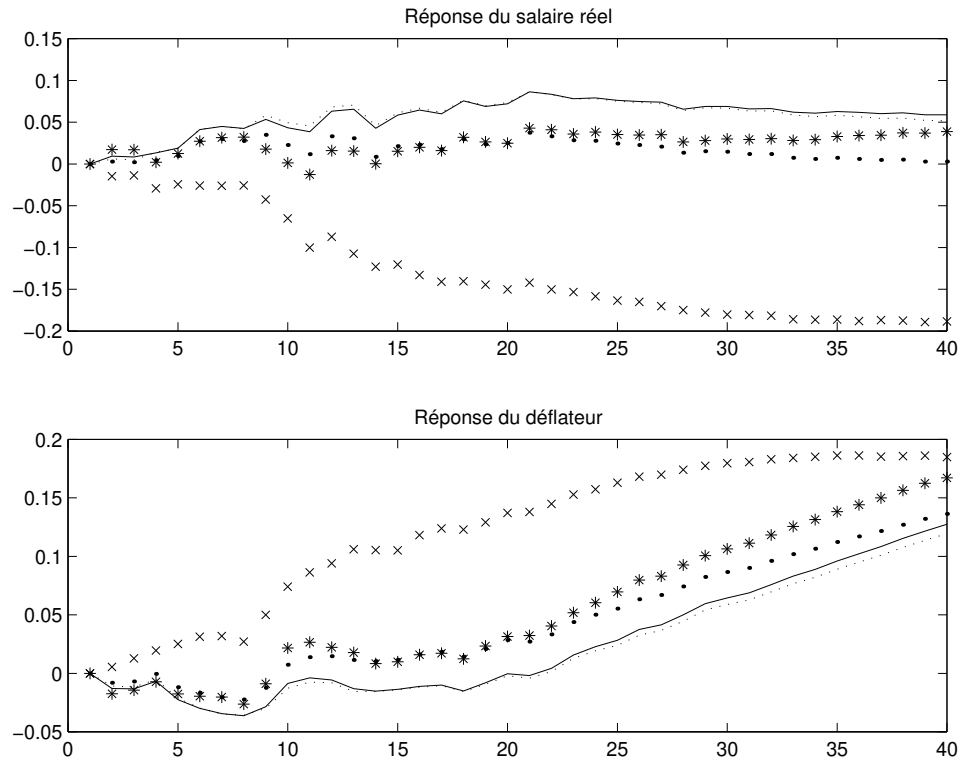




figure 11: Variations du salaire réel et du déflateur : 1968-1999 (treize retards)



- \* : Le modèle 1
- x : Le modèle 2
- .. : Le modèle 3
- . : Le modèle 4
- : Le modèle 5

# Références

- Abraham, k.,G.,J.,C. Haltiwanger, “Real Wages and the Business Cycle,” *Journal of Economic Literature*, vol. 33, pp.1215-1263.
- Andrews, D., W. (1991), “Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation,” *Econometrica* , vol. 59, pp. 817-858.
- Ball, L. et D. Romer (1990), “Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money,” *Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 183-204.
- Bénassy, J.P. (1995), “Money and Wage Contracts in an Optimizing Model of Business Cycle,” *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, pp.303-315.
- Bernanke, B. S., A. Blinder (1992), “The Federal funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *American Economic Review*,” vol. 32, pp.901-921.
- Bernanke, B. S., M. Gertler et M. Watson (1997), “Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks,” *Brookings Papers on Economic Activity*,” vol. 1, pp.91-145.
- Bernanke, B. S. et I. Mihov (1998), “Measuring Monetary Policy,” *Quarterly Journal of Economics*, pp.869-902.
- Blanchard, O. J. (1989), “A Traditional Interpretation of Economic Fluctuations,” *American Economic Review*, vol. 79, pp.1146-1164.
- Blanchard, O. J. et C. M. Kahn (1980), “The Solution of Linear Difference Models

- Under Rational Expectations,” *Econometrica*, vol. 48, pp. 1305-1311.
- Blanchard, O. J. et D. Quah (1989), “The Dynamics Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, vol. 79, pp. 655-673.
- Burbidge, J. et A. Harisson (1984), “Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions,” *International Economic Review*, vol. 25, pp.459-484.
- Christiano, L. J. et M. Eichenbaum (1992), “Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor Market Fluctuations,” *American Economic Review*, vol. 82, pp. 893-920.
- Christiano, L. J. et M. Eichenbaum, et C.L. Evans (1996), “Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock, ”*NBER, Working paper. # 3920*.
- Christiano, L. J. et M. Eichenbaum, et C.L. Evans (1991), “Sticky Price and Limited Participation Models of Money : a Comparison, ”*NBER, Working paper. # 5804*.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, et C.L. Evans (1994), “The Effects of Monetary Policy Shocks : Evidence from the Flow of Funds,” *Review of Economics and Statistics*, pp.16-34.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, et C.L. Evans (1998), “Monetary Policy Shocks : What Have We Learned and to What End ?” *NBER, Working paper. # 6400*.
- Cooley, T. F. et M. Ogaki (1996), “A Time Series Analysis of Real Wages, Consumption, and Asset Returns : a Cointegration-Euler Equation Approach,” *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, pp. 119-134.
- Cosimano, T et R. Sheehan (1994), “the Federal Reserve Operating procedure, 1984-1990 : an Empirical analysis,” *Journal of Macroeconomics*, vol. 16, pp. 573-588.
- Croushore, D. (1993), “Money in the Utility Function : Functional Equivalence to a Shopping-Time Model,” *Journal of Macroeconomics*, vol. 15, pp. 175-182.
- Finn, M. J., D. L. Hoffman et D. E. Schlagenhauf (1990), “Intertemporal Asset-

- Pricing Relationships in Barter and Monetary Economies, An Empirical Analysis,” *Journal of Monetary Economics*, vol. 25, pp. 431-451.
- Fleischman C. A. (1999), “The Causes of Business Cycles and the Cyclical-ity of Real Wages,” *Mimeo*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Feenstra, R. C. (1986), “Functional Equivalence Between Liquidity Costs and the Utility of Money,” *Journal of Monetary Economics*, vol. 17, pp. 271-291.
- Fuhrer, J. C. et G.R. Moore (1995), “Inflation Persistence,” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, pp.127-159.
- Galí, J. (1992), “How Well Does the IS-LM Model Fit the Postwar U.S. Data?” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, pp. 709-738.
- Galí, J. (1999), “Technology, Employment, and the Business Cycle : Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations ?” *American Economic Review*, vol. 89, pp. 249-271.
- Galí, J. et M. Gertler (1998), “Inflation Dynamics : A Structural Econometric Analysis,” *Mimeo*, *New York University*.
- Geweke. J (1989), “Bayesian Inference in Econometric Models Using Monte Carlo Integration ,” *Econometrica*, vol. 37, pp. 1317-1339.
- Hansen, L. P. (1982), “Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators”, *Econometrica*, vol. 50, pp. 1029-1054.
- Hansen, L. P., et K. J. Singleton (1982), “Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models”, *Econometrica*, vol. 50, pp. 1269-1285.
- Kehoe, T. J. et E. C. Prescott (1995), “Introduction to the Symposium : The Discipline of Applied General Equilibrium,”
- Kim, J. (2000), “Constructing and Estimating a Realistic Optimizing Model of Mon-

- etary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 45, pp. 329-359.
- King, R. G. et M. W. Watson (1996), “Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle” *Review of Economics and Statistics*, vol. 78, pp. 35-53.
- Lucas, R. E., et L. A. Rapping (1969), “Real Wages, Employment and Inflation,” *Journal of Political Economy*, vol. 77, pp. 721-754.
- Lucas, R. E., et N. Stockey (1987), “Money and Interest in Cash-in-Advance Economy,” *Econometrica*, vol. 55, pp. 491-514.
- Mishkin, F. S. (1982), “Does Anticipated Policy Matter?” *Journal of Political Economy*, vol. 90, pp. 22-51.
- Morrison, C. J. (1990), “Market Power, Economic Profitability and Productivity Growth Measurement : An Integrated Structural Approach,” *NBER, Working paper # 3355*.
- Nelson, E. (1998), “Sluggish Inflation and Optimizing Models of the Business Cycle”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 42, pp. 303-322.
- Roberts, J. M. (1997), “Is Inflation Sicky?”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, pp. 173-196.
- Shapiro, C. et J. E. Stiglitz (1984), “Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device”, *American Economic Review*, vol. 74, pp. 433-444.
- Strongin, S. (1995), “The Identification of Monetary Policy Disturbances Explaining the liquidity puzzle”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, pp. 463-497.
- Sims, C. A. (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts, the Effects of Monetary Policy”, *European Economic Review*, vol. 36, pp. 975-1011.
- Sims, C. et t. Zha. (1995), “Does Monetary Policy Generate Recession?”, *Yale University and Federal Reserve Bank of Atlanta* .

# Références

- Abraham, k.,G.,J.,C. Haltiwanger, “Real Wages and the Business Cycle,” *Journal of Economic Literature*, vol. 33, pp.1215-1263.
- Andrews, D., W. (1991), “Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation,” *Econometrica* , vol. 59, pp. 817-858.
- Ball, L. et D. Romer (1990), “Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money,” *Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 183-204.
- Bénassy, J.P. (1995), “Money and Wage Contracts in an Optimizing Model of Business Cycle,” *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, pp.303-315.
- Bernanke, B. S., A. Blinder (1992), “The Federal funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *American Economic Review*,” vol. 32, pp.901-921.
- Bernanke, B. S., M. Gertler et M. Watson (1997), “Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks,” *Brookings Papers on Economic Activity*,” vol. 1, pp.91-145.
- Bernanke, B. S. et I. Mihov (1998), “Measuring Monetary Policy,” *Quarterly Journal of Economics*, pp.869-902.
- Blanchard, O. J. (1989), “A Traditional Interpretation of Economic Fluctuations,” *American Economic Review*, vol. 79, pp.1146-1164.
- Blanchard, O. J. et C. M. Kahn (1980), “The Solution of Linear Difference Models

- Under Rational Expectations,” *Econometrica*, vol. 48, pp. 1305-1311.
- Blanchard, O. J. et D. Quah (1989), “The Dynamics Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, vol. 79, pp. 655-673.
- Burbidge, J. et A. Harisson (1984), “Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions,” *International Economic Review*, vol. 25, pp.459-484.
- Christiano, L. J. et M. Eichenbaum (1992), “Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor Market Fluctuations,” *American Economic Review*, vol. 82, pp. 893-920.
- Christiano, L. J. et M. Eichenbaum, et C.L. Evans (1996), “Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock, ”*NBER, Working paper. # 3920*.
- Christiano, L. J. et M. Eichenbaum, et C.L. Evans (1991), “Sticky Price and Limited Participation Models of Money : a Comparison, ”*NBER, Working paper. # 5804*.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, et C.L. Evans (1994), “The Effects of Monetary Policy Shocks : Evidence from the Flow of Funds,” *Review of Economics and Statistics*, pp.16-34.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, et C.L. Evans (1998), “Monetary Policy Shocks : What Have We Learned and to What End?” *NBER, Working paper. # 6400*.
- Cooley, T. F. et M. Ogaki (1996), “A Time Series Analysis of Real Wages, Consumption, and Asset Returns : a Cointegration-Euler Equation Approach,” *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, pp. 119-134.
- Cosimano, T et R. Sheehan (1994), “the Federal Reserve Operating procedure, 1984-1990 : an Empirical analysis,” *Journal of Macroeconomics*, vol. 16, pp. 573-588.
- Croushore, D. (1993), “Money in the Utility Function : Functional Equivalence to a Shopping-Time Model,” *Journal of Macroeconomics*, vol. 15, pp. 175-182.
- Finn, M. J., D. L. Hoffman et D. E. Schlagenhauf (1990), “Intertemporal Asset-

- Pricing Relationships in Barter and Monetary Economies, An Empirical Analysis,” *Journal of Monetary Economics*, vol. 25, pp. 431-451.
- Fleischman C. A. (1999), “The Causes of Business Cycles and the Cyclical-ity of Real Wages,” *Mimeo*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Feenstra, R. C. (1986), “Functional Equivalence Between Liquidity Costs and the Utility of Money,” *Journal of Monetary Economics*, vol. 17, pp. 271-291.
- Fuhrer, J. C. et G.R. Moore (1995), “Inflation Persistence,” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, pp.127-159.
- Galí, J. (1992), “How Well Does the IS-LM Model Fit the Postwar U.S. Data?” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, pp. 709-738.
- Galí, J. (1999), “Technology, Employment, and the Business Cycle : Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?” *American Economic Review*, vol. 89, pp. 249-271.
- Galí, J. et M. Gertler (1998), “Inflation Dynamics : A Structural Econometric Analysis,” *Mimeo, New York University*.
- Geweke. J (1989), “Bayesian Inference in Econometric Models Using Monte Carlo Integration ,” *Econometrica*, vol. 37, pp. 1317-1339.
- Hansen, L. P. (1982), “Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators”, *Econometrica*, vol. 50, pp. 1029-1054.
- Hansen, L. P., et K. J. Singleton (1982), “Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models”, *Econometrica*, vol. 50, pp. 1269-1285.
- Kehoe, T. J. et E. C. Prescott (1995), “Introduction to the Symposium : The Discipline of Applied General Equilibrium,”
- Kim, J. (2000), “Constructing and Estimating a Realistic Optimizing Model of Mo-



- netary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 45, pp. 329-359.
- King, R. G. et M. W. Watson (1996), “Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle” *Review of Economics and Statistics*, vol. 78, pp. 35-53.
- Lucas, R. E., et L. A. Rapping (1969), “Real Wages, Employment and Inflation,” *Journal of Political Economy*, vol. 77, pp. 721-754.
- Lucas, R. E., et N. Stokey (1987), “Money and Interest in Cash-in-Advance Economy,” *Econometrica*, vol. 55, pp. 491-514.
- Mishkin, F. S. (1982), “Does Anticipated Policy Matter?” *Journal of Political Economy*, vol. 90, pp. 22-51.
- Morrison, C. J. (1990), “Market Power, Economic Profitability and Productivity Growth Measurement : An Integrated Structural Approach,” *NBER, Working paper # 3355*.
- Nelson, E. (1998), “Sluggish Inflation and Optimizing Models of the Business Cycle”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 42, pp. 303-322.
- Roberts, J. M. (1997), “Is Inflation Sicky?”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, pp. 173-196.
- Shapiro, C. et J. E. Stiglitz (1984), “Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device”, *American Economic Review*, vol. 74, pp. 433-444.
- Strongin, S. (1995), “The Identification of Monetary Policy Disturbances Explaining the liquidity puzzle”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, pp. 463-497.
- Sims, C. A. (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts, the Effects of Monetary Policy”, *European Economic Review*, vol. 36, pp. 975-1011.
- Sims, C. et t. Zha. (1995), “Does Monetary Policy Generate Recession?”, *Yale University and Federal Reserve Bank of Atlanta* .