Contraintes d'encaisses préalables et fluctuations économiques

Jean-Olivier Hairault *
Franck Portier **

La reproduction de la dimension nominale du cycle et la prise en compte de chocs monétaires comme source de fluctuations demeurent un enjeu essentiel de l'analyse du cycle économique, face au développement de la littérature du courant des cycles réels. Une contrainte d'encaisses monétaires préalables sur la consommation, puis à la fois sur la consommation et l'investissement, est introduite dans le modèle canonique de King, Plosser et Rebelo [1988]. Ce modèle avec offre de travail endogène permet alors d'étudier le rôle de la taxe inflationniste, comme mécanisme de transmission des chocs monétaires dans le cycle. En outre il élargit le champ couvert par les modèles des cycles réels en introduisant une dimension nominale.

Il s'avère que la prise en compte de chocs monétaires modifie sensiblement les moments d'ordre deux générés par le modèle réel de Hansen [1985] lorsque la contrainte porte également sur l'investissement. Cependant, la dimension nominale des fluctuations économiques en France et aux États-Unis s'avère mal reproduite. Notre modèle montre ainsi qu'un mécanisme de transmission reposant sur la taxe inflationniste est insuffisant pour remettre en cause le message des cycles réels.

Persée creative commons

INTRODUCTION

L'analyse des fluctuations économiques a été profondément renouvelée par le courant du cycle réel à la fois en raison du message sous-jacent de ces modèles (l'idée que les fluctuations dérivent des réponses optimales des agents économiques) et par les méthodes de validation utilisées. Répondant à l'objectif explicitement défini par Lucas [1977], ces modèles constituent des représentations simplifiées de la réalité, simulables et permettant une validation quantitative. Les frontières de ce courant, clairement identifiées au début des années

* Paris IX, CEBI et MAD Paris I.
** Université d'Évry, CEPREMAP et MAD Paris I. Au moment de l'élaboration de ce travail, Franck Portier était allocataire de recherche au CREST.

Ce travail doit beaucoup aux nombreuses et fructueuses discussions que nous avons eu avec Xavier Fairise et François Langot, dans le cadre d'un groupe de travail sur les modèles *RBC*. Nous avons également bénéficié des commentaires de P. Villieu et des participants du séminaire MAD. Deux rapporteurs anonymes sont enfin remerciés pour leurs commentaires constuctifs.

quatre-vingt par la tentative de reproduire les caractéristiques des fluctuations économiques dans le cadre du modèle de croissance néoclassique perturbé uniquement par des chocs de productivité, tendent à devenir de plus en plus floues. On peut distinguer deux tentatives de dépassement[1] : l'une cherche à enrichir le modèle de référence, sans toutefois remettre en cause la primauté des chocs d'offre dans les sources du cycle ; l'autre cherche à introduire une dimension nominale et à retrouver le rôle de la monnaie dans les fluctuations de l'activité. Cette dernière voie de recherche tente à la fois de reproduire des faits stylisés comprenant la dimension nominale des fluctuations économiques et de mettre en évidence le rôle des chocs d'offre de monnaie, et ce principalement dans le cadre de modèles incorporant des rigidités nominales. King et Plosser [1984] et Williamson [1987] avaient tenté de fonder la corrélation monnaie-activité sur l'activité d'intermédiation financière dans un modèle uniquement affecté par des chocs de productivité, sans cependant proposer de validation empirique de leurs travaux. Il est question ici de retrouver cette corrélation dans le cadre de modèles faisant intervenir la composante externe de la monnaie.

Notre démarche s'inscrit dans cette seconde voie de recherche et introduit donc une autre source de fluctuations, en l'occurrence un choc d'offre de monnaie. Le prolongement logique des modèles RBC dans cette problématique est d'analyser les effets des chocs d'offre de monnaie dans un modèle néoclassique, mais où l'introduction de la monnaie tire sa légitimité d'une contrainte d'encaisses monétaires préalables, cette contrainte étant pour certains auteurs (en particulier Lucas [1985]) le mécanisme essentiel par lequel transite l'impact de la monnaie dans le cycle[2]. Cooley et Hansen [1989] ont ainsi introduit une dimension monétaire dans le modèle RBC de Hansen [1985] dans la mesure où les transactions sur la consommation nécessitent l'utilisation de la monnaie. Les chocs monétaires peuvent alors modifier les caractéristiques du cycle par l'intermédiaire de l'inflation anticipée. Nous étudions ainsi les implications sur les propriétés cycliques du modèle[3] de King, Plosser et Rebelo [1988] de l'introduction d'une contrainte d'encaisses préalables sur la consommation uniquement, puis d'une contrainte portant également sur l'investissement. Au lieu d'utiliser une approximation quadratique de la fonction objectif (comme le font Kydland et Prescott [1982] ou Cooley et Hansen [1989]), nous résolvons le modèle en linéarisant les conditions du premier ordre.

Il s'avère que la prise en compte de chocs monétaires ne modifie sensiblement les moments d'ordre deux générés par le modèle canonique des cycles réels[4] que dans le cas où la contrainte porte également sur l'investissement. Cependant, la dimension nominale des fluctuations économiques en France et aux États-Unis s'avère alors mal reproduite. En effet, la corrélation entre la monnaie et le produit est nulle, alors que celle entre l'inflation et le produit est négative. D'autre part, le choc d'offre de monnaie, par l'intermédiaire de l'inflation anticipée, ne produit pas l'effet « en cloche » typique établi par les travaux

1. Voir Hénin [1989] pour une revue plus exhaustive des développements du courant des cycles réels.

2. Villieu [1991] examine en détail ces modèles de *cash in advance*.

3. Cooley et Hansen [1989] s'intéressent essentiellement aux propriétés de long terme de leur modèle.

4. Voir Hairault [1992] pour une présentation détaillée.

de Barro [1981] ou de Blanchard [1989]. Notre modèle montre ainsi qu'un mécanisme de transmission reposant sur la taxe inflationniste est insuffisant pour remettre en cause le message des cycles réels ; de façon plus cruciale, ce mécanisme ne permet pas d'expliquer certains faits stylisés caractérisant la dimension nominale des fluctuations économiques, ce qui accrédite l'idée que les chocs monétaires sont propagés dans le système économique par l'intermédiaire d'autres mécanismes.

PRÉSENTATION ET RÉSOLUTION DU MODÈLE

Le modèle constitue une extension du modèle de King, Plosser et Rebelo [1988] ou de Hansen [1985] permettant la prise en compte d'une contrainte d'encaisses préalables. Nous étudierons successivement le cas où seule la consommation est soumise à cette contrainte et le cas où la consommation et l'investissement y sont soumis. Nous présentons dans cette partie les caractéristiques de l'économie, la définition de l'équilibre concurrentiel ainsi que la méthode de validation utilisée.

Le modèle de croissance néoclassique avec contrainte d'encaisses préalables

Technologie et préférences

L'économie est constituée d'un continuum de ménages identiques et d'un continuum d'entreprises identiques. Les entreprises utilisent la même technologie à rendements constants et agissent en concurrence pure et parfaite. L'entreprise j produit un bien de consommation unique selon la technologie :

$$Y_{j,t} \leq A_t K_{j,t}^{\alpha} (X_t H_{j,t})^{1-\alpha} \qquad (1)$$

où $K_{j,t}$ représente le niveau de capital, $H_{j,t}$ le niveau d'emploi dont dispose la firme j et X_t un facteur d'échelle de la productivité du travail.

La variable A_t suit le processus stochastique :

$$\log(A_t) = \rho_A \log(A_{t-1}) + (1-\rho_A) \log(A) + \varepsilon_{A,t} \qquad (2)$$

où les $\varepsilon_{A,t}$ sont *i.i.d.* selon une loi normale d'espérance nulle et de variance σ_A^2 et où $\rho_A < 1$. La variable A_t représente un choc technologique temporaire et l'on suppose que A_t est révélée aux agents en début de période.

X_t croît au taux constant $\gamma > 1$ et représente le progrès technique augmentant le travail (neutre au sens de Harrod). Ce progrès technique est ici l'unique moteur de la croissance.

Les préférences des ménages sont données par la fonction d'utilité U représentant l'espérance conditionnellement à l'information disponible en $t = 0$ de la somme actualisé des flux instantanés d'utilité u :

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_{i,t}, L_{i,t}) = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\log(C_{i,t}) + v(L_{i,t})) \qquad (3)$$

où $\beta \in]0, 1[$, $C_{i,t}$[1] représente la consommation et $L_{i,t}$ le loisir du ménage à la période t. Les ménages disposent à chaque période d'une unité de temps qu'ils partagent entre travail et loisir. Ils offrent leur travail et accumulent du capital qu'ils louent aux entreprises. La technologie d'accumulation du capital est linéaire : une unité de consommation investie donne une unité de capital à la période suivante ; le capital déjà existant se déprécie physiquement à un taux constant δ.

$$K_{i,t+1} = (1-\delta) K_{i,t} + I_{i,t}$$

Chaque ménage fait également face à une contrainte d'encaisses préalables ; on suppose que le ménage est contraint par l'encaisse monétaire dont il dispose au début de la période et qu'il a choisie en fin de période précédente avant la connaissance des chocs que subit l'économie.

$$C_{i,t} + \nu (K_{i,t+1} - (1-\delta) K_{i,t}) \leq \frac{M_{i,t}}{P_t} \tag{4}$$

où $\nu \in \{0, 1\}$. Cette forme générale de la contrainte d'encaisses préalables permet de retrouver comme cas particulier le modèle où seule la consommation est contrainte et celui où la consommation et l'investissement sont contraints. Si $\nu = 0$, l'équation (4) signifie que le paiement des biens de consommation doit se faire en monnaie. Si $\nu = 1$, l'achat de biens de consommation et d'investissement nécessite l'utilisation de la monnaie. Les revenus du travail et du capital sont perçus par le ménage en fin de période et ne peuvent être utilisés pour la consommation et l'investissement.

Chaque ménage entre en début de période t avec un niveau d'encaisses nominales $M_{i,t}$ correspondant à sa demande d'encaisses de la période précédente. Il reçoit, d'autre part, un transfert monétaire forfaitaire $N_{i,t}$ qui ne peut être utilisé de façon contemporaine pour l'achat de biens, des revenus salariaux et la rémunération de son capital. z_t représente le coût réel du capital brut de la dépréciation[2]. À la période t, le ménage i choisit les niveaux de sa consommation, de son offre de travail, de sa demande de monnaie $M_{i,t+1}$ ainsi que le capital $K_{i,t+1}$ qu'il va transférer vers la période suivante. Sa contrainte budgétaire à la période t s'écrit, en notant W_t le salaire réel et P_t représente le prix du bien :

$$\begin{aligned} P_t K_{i,t+1} + M_{i,t+1} \leq\ & P_t (1-\delta) K_{i,t} + M_{i,t} + N_{i,t} \\ & + P_t z_t K_{i,t} + P_t W_t H_{i,t} - P_t C_{i,t} \end{aligned} \tag{5}$$

Le ménage i maximise, à $K_{i,0}$, $M_{i,0}$, g_0, A_0 donnés, en $(C_{i,t}, H_{i,t}, M_{i,t+1}, K_{i,t+1})$, $t \in [0, +\infty]$ l'espérance de la somme actualisée de ses flux d'utilité sous la contrainte budgétaire et la contrainte d'encaisses préalables à chaque période t. On notera $\lambda_{i,t}$ et $\mu_{i,t}$ les multiplicateurs de la contrainte budgétaire et de la contrainte d'encaisses préalables. Ce problème admet une forme récursive (présentée dans l'annexe A) dont on déduit les conditions d'optimalité du comportement du ménage.

1. i indice les variables individuelles, par opposition aux variables agrégées.
2. Le taux d'intérêt réel de la période est alors donné par $r_t = z_t - \delta$.

L'offre de monnaie

Le stock agrégé de monnaie M_t croît au taux $(g_t - 1)$:

$$M_{t+1} = g_t M_t \tag{6}$$

Ce taux g_t possède une espérance $\bar{g}$ et suit un processus stochastique dont la loi d'évolution est donnée par :

$$\log(g_t) = \rho_g \log(g_{t-1}) + (1 - \rho_g) \log(\bar{g}) + \varepsilon_{g,t} \tag{7}$$

Les chocs monétaires $\varepsilon_{g,t}$ sont *i.i.d.* selon une loi normale d'espérance nulle et de variance σ_g^2, et $\rho_g < 1$. On suppose que le taux g_t est révélé aux ménages en début de période, et que l'ensemble de la monnaie créé à la période t est distribué aux ménages :

$$(g_t - 1) M_t = \sum_i N_{i,t}$$

Indivisibilité du travail

La seule hypothèse faite *a priori* sur la fonction $v(L_{i,t})$ est sa concavité et la constance de l'élasticité de sa dérivée :

$$\frac{L_{i,t} v''(L_{i,t})}{v'(L_{i,t})} = \zeta \qquad \forall L_{i,t} \tag{8}$$

Cette élasticité ζ est l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle du loisir et revêtira une importance toute particulière dans l'étalonnage du modèle. Par rapport à l'élasticité de substitution intertemporelle du travail ϵ_N, on a la relation suivante :

$$\epsilon_N = -\left(\frac{1 - H}{H}\right) \frac{1}{\zeta}$$

En suivant Hansen [1985] et Rogerson [1988], nous supposerons que le travail est indivisible dans notre économie fictive. Chaque ménage travaille un nombre d'heures H_0 donné ou ne travaille pas. Cette hypothèse permet, en effet, de rendre compte du fait que la plus grande partie des fluctuations des heures travaillées sont des fluctuations d'emploi et non des fluctuations de la durée horaire moyenne d'un emploi.

Sous cette hypothèse, le problème du ménage est convexifié en supposant un fonctionnement institutionnel du marché du travail emprunté à Rogerson [1988]. Nous supposons qu'à chaque période le ménage i offre un contrat spécifiant qu'il travaillera H_0 avec une probabilité $\pi_{i,t}$ et 0 avec une probabilité $1 - \pi_{i,t}$. Son salaire est donné par le prix de vente de ce contrat. Ainsi, le ménage touchera un salaire, qu'il travaille ou non. Les ménages étant identiques, ils choisissent tous le même $\pi_{i,t} = \pi_t$ et seulement une fraction π_t d'entre eux sera employée ; $1 - \pi_t$ représentera alors le taux de chômage de l'économie. On peut alors montrer qu'à l'équilibre symétrique de l'économie, l'utilité du ménage représentatif est linéaire dans le travail, ce qui signifie que l'élasticité de substitution intertemporelle du loisir est infinie au niveau de l'économie dans son ensemble.

Existence d'un sentier stationnaire de croissance

Le modèle satisfait les conditions classiques[1] d'existence d'un sentier de croissance équilibrée à taux γ. Ainsi, les variables agrégées Y_t, K_t, C_t, X_t, M_t/P_{t-1}, W_t, les variables individuelles $Y_{i,t}$, $K_{i,t}$, $C_{i,t}$, $M_{i,t}/P_{t-1}$, les niveaux d'investissement I_t et $I_{i,t}$ croissent à un taux constant γ. En revanche, le temps de travail H_t est borné supérieurement par les dotations individuelles en temps et le seul taux de croissance constant admissible des heures travaillées est nul.

Nous pouvons donc réécrire le modèle sous la forme d'un modèle déflaté de la composante intrinsèque de croissance X_t, afin d'étudier un équilibre concurrentiel stationnaire qui légitimera l'utilisation ultérieure des techniques de linéarisation. On définira ainsi les variables stationnaires $y_t = Y_t/X_t$, $k_t = K_t/X_t$, $c_t = C_t/X_t$, $m_t = M_t/(P_{t-1}X_t)$, $i_t = I_t/X_t$, $w_t = W_t/X_t$, $y_{i,t} = Y_{i,t}/X_t$, $k_{i,t} = K_{i,t}/X_t$, $c_{i,t} = C_{i,t}/X_t$, $i_{i,t} = I_{i,t}/X_t$ et $m_{i,t} = M_{i,t}/(P_{t-1}X_t)$.

L'économie déflatée que nous considérons est identique à une économie sans croissance à deux exceptions près. D'une part, les équations individuelles et agrégées d'accumulation de capital se réécrivent :

$$\gamma k_{t+1} = (1-\delta)\, k_t + i_t$$

et

$$\gamma k_{i,t+1} = (1-\delta)\, k_{i,t} + i_{i,t}$$

D'autre part, la fonction d'utilité se réécrit :

$$u(c_{i,t}, L_{it}) = \log(c_{i,t}) + v(L_{i,t}) + \log(X_t)$$

où $\log(X_t)$ est à chaque période une constante additive indépendante des choix du ménage. En conséquence, l'objectif du ménage peut se réécrire :

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\log(c_{i,t}) + v(L_{i,t})$$

Équilibre concurrentiel de l'économie stationnarisée

Un équilibre concurrentiel de l'économie stationnarisée sera donné par un ensemble de règles de décisions des ménages $c_{i,t}(s_{i,t})$, $k_{i,t+1}(s_{i,t})$, $m_{i,t+1}(s_{i,t})$ et $H_{i,t}(s_{i,t})$ (où $s_{i,t} = (K_{i,t}, m_{i,t}, J_{i,t})$ représente le vecteur des variables d'état du ménage i), de demandes de capital $k_{j,t}(s_{j,t})$ et de travail $H_{j,t}(s_{j,t})$ des entreprises (où $s_{j,t} = (g_t, A_t, P_t, w_t, z_t)$ représente le vecteur des variables d'état de l'entreprise j), d'un vecteur de prix $(P_t(s_t), w_t(s_t), z_t(s_t))$ (où $s_t = (g_t, A_t, k_t, m_t)$) vérifiant :

– $c_{i,t}(s_{i,t})$, $H_{i,t}(s_{i,t})$, $k_{i,t+1}(s_{i,t})$ et $m_{i,t+1}(s_{i,t})$ maximisent l'utilité intertemporelle $V_{i,t}(k_{i,t}, m_{i,t}, J_{i,t})$ sous les contraintes (4) et (5) pour les prix $(P_t(s_t), w_t(s_t), z_t(s_t))$,

– $k_{j,t}(s_{j,t})$ et $H_{j,t}(s_{j,t})$ maximisent le profit de l'entreprise j à chaque période sous la contrainte technologique (1) et pour les prix $(P_t(s_t), w_t(s_t), z_t(s_t))$,

– $(P_t(s_t), w_t(s_t), z_t(s_t)$ assurent l'équilibre du marché du bien de consommation, du capital, du travail et de la monnaie (bien numéraire de l'économie) ; soit respectivement $\sum_i(c_{i,t}(s_t) + i_{i,t}(s_t)) = \sum_j y_{j,t}$, $\sum_i k_{i,t}(s_{t-1}) = \sum_j k_{j,t}(s_t)$, $\sum_i H_{i,t}(s_t) = \sum_j H_{j,t}(s_t)$ et $\sum_i m_{i,t+1}(s_t) = g_t \sum_i m_{i,t} P_{t-1}/P_t$.

1. Voir King, Plosser et Rebelo [1987] et Fairise, Hairault, Langot et Portier [1991] pour une démonstration complète.

Résolution du modèle

Il ne nous est pas possible de donner une solution analytique à un tel problème et seule une méthode de résolution approchée peut être envisagée. Nous procéderons à une approximation du premier ordre autour de l'équilibre stationnaire des équations définissant l'équilibre concurrentiel, méthode dont Danthine, Donaldson et Mehra [1989] montrent qu'elle conduit à une erreur d'approximation faible. On néglige ainsi les termes du second ordre, ce qui rend les règles de décision indépendantes de la variance des chocs aléatoires que subit l'économie. Une telle approximation ne peut donc rendre compte des effets d'un changement temporaire de la variance des chocs sur la dynamique cyclique de l'économie. Si cette faiblesse se révèle rédhibitoire dans certaines applications, comme par exemple en finance, elle constitue dans les applications macroéconomiques le prix à payer pour la tractabilité du modèle.

Pour ces méthodes d'approximation linéaire quadratique, la première étape consiste à caractériser l'équilibre concurrentiel du modèle. Dans une seconde étape, nous linéarisons autour de l'équilibre stationnaire les équations définissant l'équilibre concurrentiel dans le modèle. On obtient alors un système linéaire d'équations aux différences qu'il est relativement facile de résoudre, comme l'ont illustré King, Plosser et Rebelo [1987]. C'est en utilisant cette dernière méthode que nous déterminerons une solution à notre modèle. En résumé, la stratégie de résolution consiste à :

– écrire les conditions définissant l'équilibre concurrentiel pour obtenir le système (I) ;

– en déduire les conditions définissant l'équilibre concurrentiel stationnaire de prévisions parfaites ;

– log-linéariser le système (I) autour de l'équilibre stationnaire de prévisions parfaites afin d'obtenir un système linéaire aux différences[1] entre des variables d'écart relatif à l'équilibre stationnaire (système (II)), variables représentatives du cycle ;

– résoudre le système linéaire (II) pour déterminer les règles optimales de décisions.

L'écriture du système (I) est présentée dans l'annexe B. Elle permet de déduire les valeurs d'état stationnaire du modèle.

Calcul de l'équilibre stationnaire de prévisions parfaites

La réécriture du système (I) à l'équilibre stationnaire et la convention de normalisation $i = j = 1$ nous donnent un nouveau système d'équations qui permet de caractériser pour chacun des deux modèles (contrainte d'encaisses préalables sur la consommation ou sur la consommation et l'investissement) l'équilibre stationnaire de prévisions parfaites. Pour chacun des deux modèles, nous donnons les valeurs d'état stationnaire nécessaires à la linéarisation.

1. Les coefficients du système linéaire seront alors donnés par des combinaisons linéaires des valeurs des élasticités prises à l'équilibre stationnaire entre les variables du modèle.

Le modèle avec contrainte sur la consommation (modèle I)

La résolution du système à l'équilibre stationnaire nous permet d'obtenir les valeurs des ratios capital/produit, consommation/produit. investissement/produit ainsi que le niveau des heures travaillées :

$$\frac{k}{y} = \frac{\alpha\beta}{(\gamma - \beta(1-\delta))} \tag{9}$$

$$\frac{c}{y} = 1 - (\gamma + 1 - \delta)\frac{k}{y} \tag{10}$$

$$\frac{i}{y} = (\gamma + 1 - \delta)\frac{k}{y} \tag{11}$$

$$H = \frac{(1-\alpha)\beta}{B\gamma\bar{g}}\frac{y}{c} \tag{12}$$

où B est une constante dépendant des préférences du ménage et de la durée maximale du travail[1].

Ainsi, la contrainte d'encaisses préalables n'a pas d'effet sur les ratios *c/y, k/y et i/y*. Cependant, en introduisant une taxe inflationniste qui renchérit le bien de consommation. cette contrainte implique une substitution consommation/loisir, l'achat de loisir ne nécessitant pas la détention d'encaisses préalables. Ainsi, l'équation (12) montre une dépendance négative des heures travaillées au taux de croissance de la masse monétaire $\bar{g}$. À la différence des modèles n'intégrant pas la dimension « offre de travail » dans l'analyse (Abel [1985] et Stockman [1981]), la monnaie ne possède pas ici la propriété de super-neutralité. Il suffit d'éliminer cette dimension pour retrouver exactement les mêmes valeurs d'état stationnaire[2] qui ne dépendent pas alors du taux de croissance de la masse monétaire.

Le modèle avec contrainte sur la consommation et l'investissement (modèle II)

Les valeurs des ratios capital/produit, consommation/produit, investissement/produit ainsi que le niveau des heures travaillées sont donnés par :

$$\frac{k}{y} = \frac{\alpha\beta^2}{\gamma\bar{g}(\gamma - \beta(1-\delta))} \tag{13}$$

$$\frac{c}{y} = 1 - (\gamma + 1 - \delta)\frac{k}{y} \tag{14}$$

$$\frac{i}{y} = (\gamma + 1 - \delta)\frac{k}{y} \tag{15}$$

$$H = \frac{(1-\alpha)\beta}{B\gamma\bar{g}}\frac{y}{c} \tag{16}$$

---

1. Si l'on suppose que $v(L_{i,t}) = D \log(L_{i,t})$, on a alors $B = \dfrac{D \log(1 - H_0)}{H_0}$

2. Il faut en outre faire abstraction du paramètre γ puisque ces modèles sont d'emblée stationnaires.

À la différence du modèle précédent, les ratios d'état stationnaire *c/y, k/y, i/y* sont affectés par la contrainte d'encaisses préalables. L'investissement est désormais assujetti à la taxe inflationniste, ce qui implique une valeur plus faible du taux de capitalisation de l'économie, comme le montre l'équation (13). Ici aussi, le loisir représente le bien refuge contre la taxe inflationniste et sa valeur d'état stationnaire augmente lorsque $\bar{g}$ augmente (équation (16)). Là encore, si la dimension offre de travail est omise, on retrouve les mêmes résultats que dans l'analyse (Abel [1985] et Stockman [1981]) : comme la productivité marginale du capital à l'état stationnaire doit être d'autant plus élevée que le taux de croissance de la masse monétaire est élevé (équation (13)), cela implique que le stock de capital est plus faible à l'état stationnaire.

Quel que soit le modèle considéré, on peut remarquer que la contrainte d'encaisses préalables ne sera serrée que dans la mesure où $\bar{g} > \beta$. En effet :

$$\mu = \lambda\left(\frac{\bar{g}}{\beta} - 1\right)$$

La valeur de $\bar{g}$ fixée par la suite, ainsi que l'hypothèse de faible variance du choc ϵ_g, assureront que cette condition sera toujours satisfaite lors des simulations.

Résolution du système linéaire (II)

Le système (*I*) est log-linéarisé autour de son état stationnaire, puis résolu comme un système linéaire dynamique à anticipations rationnelles. Nous présentons dans l'annexe C la méthode de résolution, méthode qui s'écarte quelque peu de celle proposée par King, Plosser et Rebelo [1988] du fait de la spécificité de notre modèle.

La solution du modèle s'écrit sous la forme état-mesure suivante :

$$\hat{s}_{t+1} = M\hat{s}_t + \varepsilon_{t+1} \tag{17}$$

$$\hat{d}_t = \Pi\hat{s}_t \tag{18}$$

où $\hat{s}_t$ est le vecteur des variables d'état (prédéterminées ou exogènes) et $\hat{d}_t$ est le vecteur des contrôles :

$$\hat{s}_t = \begin{pmatrix} \hat{k}_t \\ \hat{m}_t \\ \hat{A}_t \\ \hat{g}_t \end{pmatrix}, \hat{d}_t = \begin{pmatrix} \hat{c}_t \\ \hat{h}_t \\ \hat{w}_t \\ \hat{z}_t \\ \hat{y}_t \\ \hat{\lambda}_t \\ \hat{\mu}_t \\ \hat{f}_t \\ \hat{i}_t \end{pmatrix}, \hat{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \varepsilon_{A,t} \\ \varepsilon_{g,t} \end{pmatrix}$$

$$M = \begin{pmatrix} \pi_{kk} & \pi_{km} & \pi_{kA} & \pi_{kg} \\ \pi_{mk} & \pi_{mm} & \pi_{mA} & \pi_{mg} \\ 0 & 0 & \rho_A & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \rho_g \end{pmatrix}, \Pi = \begin{pmatrix} \pi_{ck} & \pi_{cm} & \pi_{cA} & \pi_{cg} \\ \pi_{Hk} & \pi_{Hm} & \pi_{HA} & \pi_{Hg} \\ \Pi_{wk} & \pi_{wm} & \pi_{wA} & \pi_{wg} \\ \pi_{rk} & \pi_{rm} & \pi_{rA} & \pi_{rg} \\ \pi_{yk} & \pi_{ym} & \pi_{yA} & \pi_{yg} \\ \pi_{\mu k} & \pi_{\mu m} & \pi_{\mu A} & \pi_{\mu g} \\ \pi_{\lambda k} & \pi_{\lambda m} & \pi_{\lambda A} & \pi_{\lambda g} \\ \pi_{fk} & \pi_{fm} & \pi_{fA} & \pi_{fg} \\ \pi_{ik} & \pi_{im} & \pi_{iA} & \pi_{ig} \end{pmatrix}$$

PROPRIÉTÉS DYNAMIQUES DU MODÈLE À CONTRAINTES D'ENCAISSES PRÉALABLES

Avant de procéder à une validation du modèle tant qualitative, par l'intermédiaire des fonctions de réponse aux chocs, que quantitative, par le calcul des différents moments d'ordre deux caractéristiques du cycle économique, nous présentons ses propriétés dynamiques et la sensibilité de ces dernières aux paramètres d'étalonnage[1].

Lorsque le modèle est soumis à un choc sur la productivité globale des facteurs ou sur le taux de croissance de la masse monétaire à la période t, on peut distinguer deux canaux de transmission de ce choc sur les variables macroéconomiques[2] : un effet direct mesuré par la troisième et la quatrième colonne de la matrice Π et un effet indirect dû à la déviation du capital et résumé par la première colonne de Π. Il faut noter qu'une déviation de $\hat{m}_t$ de sa valeur d'état stationnaire n'engendre qu'une augmentation de l'inflation. Les propriétés dynamiques du modèle résultent donc, d'une part, des effets spécifiques des deux chocs, en particulier sur l'investissement et donc le capital à la période suivante, et, d'autre part, du comportement des variables de contrôle lorsque le capital n'est pas à sa valeur stationnaire. Dans un premier temps, on peut analyser cette dernière dynamique qui correspond au comportement de l'économie après une déviation initiale du capital, sans qu'aucun choc n'affecte plus le système[3].

1. Ce dernier exercice permet de mettre en évidence les mécanismes économiques au cœur du modèle néoclassique de croissance avec contrainte d'encaisses préalables.

2. Nous interprétons les réponses du salaire réel Π_w comme celles de la productivité du travail afin de rester cohérent avec les modèles traditionnels des cycles réels.

3. Une étude de cette dynamique déterministe dans un modèle sans offre de travail a été proposée par Abel [1985].

Afin d'étudier la sensibilité de notre modèle à ses paramètres, nous prendrons comme référence les élasticités obtenues pour l'étalonnage relatif à l'économie américaine[1].

γ	δ	α	β	ζ
1.004	.025	.42	.988	-1

$\bar{g}$	ρ_g	ε_g	ρ_A	ε_A
1.014	.377	.9	.95	.9

Dynamique transitoire

Nous considérons donc une déviation initiale du stock de capital dans une économie sans chocs. L'économie va revenir progressivement sur son sentier stationnaire. La vitesse de convergence sera d'autant plus faible que ν sera proche de 1, ν correspondant au coefficient autorégressif de l'équation d'évolution de la partie cyclique du capital, noté précédemment π_{kk}. Les coefficients Π_{jk} représentent les élasticités instantanées des variables du modèle par rapport à la déviation du stock de capital de sa valeur d'équilibre. Le modèle de référence conduit aux valeurs suivantes (tableau 1) :

Tableau 1

	ν	Π_{ck}	Π_{Hk}	Π_{mk}	Π_{yk}	Π_{ik}	Π_{wk}	Π_{rk}
Modèle I	.953	.617	$-.294$	.617	.249	$-.626$	.543	$-.715$
Modèle II	.954	.610	$-.261$	.268	.268	$-.571$	.529	$-.698$

Les réponses à une déviation du capital s'interprètent comme dans un modèle sans contrainte d'encaisses préalables sauf pour les encaisses réelles. A offre de monnaie inchangée, celles-ci enregistrent négativement les variations de prix engendrées par les variations de la demande de monnaie, elles-mêmes liées aux variations de la consommation dans le premier modèle et aux variations du produit dans le deuxième.

Lorsque le capital est initialement sous son niveau d'équilibre stationnaire, les variables du modèle vont converger de façon monotone vers leur niveau d'équilibre stationnaire. La consommation et le produit demeurent sous leur niveau d'équilibre stationnaire durant tout l'ajustement, entraînant une hausse du niveau des prix et une baisse des encaisses réelles. À l'inverse, l'investissement et les heures travaillées restent au-dessus leur niveau d'équilibre stationnaire.

Ces trajectoires s'expliquent au regard de trois effets liés à la faiblesse du stock de capital relativement à son niveau d'équilibre stationnaire. Relative-

1. Nous revenons plus loin sur la justification des valeurs données aux paramètres.

ment à leurs niveaux stationnaires respectifs, les revenus financiers des ménages sont plus faibles, la productivité marginale du capital plus élevée et la productivité marginale du travail plus faible. Les deux premiers facteurs impliquent une hausse temporaire du travail, tandis que le troisième joue en sens inverse. La modélisation retenue pour les préférences et la technologie impliquent, comme l'indiquent les résultats mentionnés plus haut, que les deux premiers facteurs dominent. Ainsi, lorsque le système ne subit pas de chocs aléatoires, les heures travaillées évoluent de façon contra-cyclique.

Le comportement de substitution intertemporelle travail-loisir conditionne cependant la vitesse d'ajustement du modèle. En effet, plus l'élasticité de substitution intertemporelle[1] du loisir est forte (ζ faible en valeur absolue) et plus l'ajustement sera rapide (tableaux 2 et 3).

Tableau 2. *Modèle I*

ζ	−100	−40	−10	−2	−.4
ν	.966	.965	.963	.956	.950
Π_{ck}	.667	.664	.654	.627	.606
Π_{Hk}	−.009	−.023	−.080	−.225	−.359
Π_{mk}	.667	.664	.654	.627	.606
Π_{yk}	.414	.406	.374	.289	.212
Π_{ik}	−.189	−.210	−.296	−.519	−.732
Π_{wk}	.424	.430	.454	.514	.571
Π_{rk}	−.565	−.572	−.603	−.680	−.749

Tableau 3. *Modèle II*

ζ	−100	−40	−10	−2	−.4
ν	.965	.965	.962	.957	.952
Π_{ck}	.659	.656	.645	.620	.601
Π_{Hk}	−.009	−.022	−.07	−.203	−.314
Π_{mk}	.414	.407	.377	.302	.237
Π_{yk}	.414	.407	.377	.302	.237
Π_{ik}	−.186	−.205	−.282	−.481	−.656
Π_{wk}	.423	.429	.451	.505	.552
Π_{rk}	−.565	−.592	−.599	−.668	−.726

Un autre enseignement à tirer de cet exercice tient au fait que le modèle où seule la consommation est contrainte génère des élasticités relatives à la dynamique transitoire strictement identiques au modèle canonique des cycles réels[2]. Par contre, dans le modèle II, la vitesse de convergence est plus faible dans la mesure où la réponse de l'investissement est plus faible (en valeur absolue).

Ce résultat se retrouve sous une autre forme lorsqu'on étudie l'influence du taux de croissance moyen $\bar{g}$ sur la vitesse de convergence du modèle. En effet, conformément à l'analyse théorique de Abel [1985], il n'existe pas d'effets de $\bar{g}$ sur ν, à l'inverse du cas représenté par le modèle II.

L'augmentation de $\bar{g}$ implique une vitesse de convergence plus élevée en augmentant la valeur absolue de l'élasticité de l'investissement à une déviation du capital à sa valeur d'état stationnaire. On peut expliquer cet effet qui est analogue à celui qui s'ensuit après une hausse de δ : en effet, il résulte de la baisse

1. Nous reprenons pour cette exercice la forme la plus générale de la fonction ν définissant la désutilité du travail.

2. Voir à ce titre Hairault [1992].

Tableau 4. *Modèle I*

$\bar{g}$	– 1001	1.14	1.40	1.90
ν	.9547	.954	.9531	.9518
Π_{ck}	.613	.589	.558	.522
Π_{Hk}	–.264	–.231	–.188	–.139
Π_{mk}	.266	.285	.310	.338
Π_{yk}	.266	.285	.310	.338
Π_{ik}	–.568	–.591	–.624	–.667
Π_{wk}	.531	.517	.499	.478
Π_{rk}	–.70	–.681	–.657	–.629

de $\frac{k}{y}$ que les agents désirent moins lisser leur consommation, ce qui implique une élimination plus rapide des déviations du capital de sa valeur d'état stationnaire.

Ces simulations numériques permettent d'étendre les résultats de Abel [1985] qui était limités à des valeurs extrêmes de δ ; pour $\delta = 0$, on obtenait une influence similaire, tandis que pour $\delta = 1$, le signe de l'effet dépendait de la valeur de l'élasticité de l'utilité marginale de la consommation par rapport à 1, avec pour la valeur égale à 1 une indépendance de la vitesse de convergence par rapport au taux de croissance de la masse monétaire[1].

Réponses instantanées au choc de productivité

À la suite d'un choc de productivité purement transitoire dans l'économie, le ménage possédant une préférence pour le présent infinie consommerait totalement au moment du choc le surcroît de produit engendré par ce choc, et ce sans modifier son investissement et son offre de travail. Un tel comportement ne donnerait aucun effet persistant à ce choc transitoire. Dès que la préférence pour le présent n'est plus infinie, le ménage ne consommera pas tout le surplus de produit à la première période et transférera de la consommation dans le futur *via* le processus d'accumulation du capital. Une partie de l'augmentation du produit sera ainsi investie. Cet arbitrage entre consommation et investissement est conditionné par la valeur de la consommation future en termes de la consommation présente, donc par la valeur de l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation. Celle-ci est toujours unitaire dans notre modèle où la fonction d'utilité est logarithmique. En outre, le ménage peut modifier son offre de travail en fonction d'un double arbitrage consommation présente-loisir présent et loisir présent-loisir futur (élasticité de substitution intertemporelle du loisir)[2]. Puisque la productivité est temporairement élevée, un effet de substitution l'incite à travailler plus et un effet revenu l'incite à travailler moins. Étant donné les spécifications retenues, la variation de l'offre de travail est dominée par l'effet

1. On retrouve bien dans le cas $\delta = 1$ cette indépendance dans notre modèle.
2. Cette élasticité est infinie lorsque le travail est indivisible.

de substitution. Un choc de productivité purement transitoire aura alors des effets persistants. Ainsi, toutes les variables répondent positivement à un choc de productivité, sauf les prix. Dans un modèle où il n'existe que des chocs de productivité, les corrélations positives entre les variables macro-économiques résultent donc de leur réponse commune à ces chocs (tableau 5).

Ces effets sont communs au modèle étudié ici et à un modèle sans contrainte de transaction dans la mesure où la contrainte ne provoque qu'un ajustement des prix. On doit cependant noter que le choc de productivité augmente l'offre de bien et réduit le niveau des prix. Cet effet implique une réduction temporaire de la taxe inflationniste.

Tableau 5

	Π_{kA}	Π_{cA}	Π_{HA}	Π_{mA}	Π_{yA}	Π_{iA}	Π_{wA}	Π_{rA}
Modèle I	.121	.398	.898	.398	1.52	4.19	.622	1.35
Modèle II	.113	.415	.738	1.42	1.42	3.91	.689	1.27

Lorsqu'on considère une élasticité de substitution intertemporelle du loisir plus faible, la réponse des heures travaillées à un choc de productivité est moins forte, ainsi que, logiquement, celle du produit de la consommation et de l'investissement, à l'inverse de celle de la productivité du travail (tableaux 6 et 7).

Tableau 6. *Modèle I*

ζ	− 100	− 40	− 10	− 2	− .4
Π_{cA}	.302	.306	.326	.375	.418
Π_{HA}	.037	.067	.230	.678	1.18
Π_{mA}	.302	.306	.326	.375	.418
Π_{yA}	1.01	1.04	1.33	1.39	1.64
Π_{iA}	2.71	2.78	3.05	3.81	4.57
Π_{wA}	.988	.972	.90	.714	.511
Π_{rA}	.91	.939	1.02	1.24	1.46

Tableau 7. *Modèle II*

ζ	− 100	− 40	− 10	− 2	− .4
Π_{cA}	.326	.331	.349	.395	.433
Π_{HA}	.024	.058	.201	.569	.899
Π_{mA}	1.01	1.03	1.11	1.33	1.52
Π_{yA}	1.01	1.03	1.11	1.33	1.52
Π_{iA}	2.70	2.76	3.0	3.62	4.19
Π_{wA}	.989	.975	.915	.760	.622
Π_{rA}	.917	.935	1.0	1.19	1.35

Le degré de persistance du processus suivi par la productivité globale des facteurs affecte les effets directs sur les variables. Dans le premier modèle, les effets sont inchangés par rapport à un modèle sans contrainte lorsque l'on augmente la persistance, malgré la réduction de la taxe inflationniste[1] : les heures travaillées et l'investissement répondent moins fortement, ce qui explique les valeurs de Π_{yA} et de Π_{kA} plus faibles. L'augmentation des revenus financiers des ménages est en effet plus élevée, ce qui engendre une augmentation de l'in-

1. En effet, un choc plus persistant réduit d'autant plus les prix tout au long de l'ajustement et a donc un effet négatif prolongé sur la taxe inflationniste.

vestissement et des heures travaillées moins élevée, l'effet de substitution étant aussi plus faible (tableau 8).

Cependant, dans le cas du modèle II, l'augmentation de la persistance du choc modifie les réponses des heures travaillées dans un sens contraire au modèle canonique des cycles réels. L'augmentation de la persistance du choc technologique qui implique une anticipation à la baisse plus prolongée du niveau des prix futurs, implique ici un effet inverse (tableau 9).

Tableau 8. *Modèle I*

ρ	0	.1	.25	.50	.75
Π_{cA}	.107	.110	.117	.137	.189
Π_{HA}	1.33	1.32	1.31	1.28	1.20
Π_{yA}	1.77	1.76	1.76	1.74	1.70
Π_{iA}	5.73	5.72	5.68	5.57	5.30
Π_{wA}	.440	.442	.447	.459	.492
Π_{rA}	−.124	.052	.317	.752	1.16

Tableau 9. *Modèle II*

ρ	0	.1	.25	.50	.75
Π_{cA}	.060	.068	.084	.121	.193
Π_{HA}	−.025	.050	.174	.416	.688
Π_{yA}	.985	1.03	1.10	1.24	1.39
Π_{iA}	3.25	3.38	3.60	3.99	4.36
Π_{wA}	1.01	.979	.926	.825	.710
Π_{rA}	−.068	.031	.199	.536	.957

Les réponses instantanées aux chocs monétaires

Dans le cadre de ces modèles à contraintes de liquidités préalables, seule la composante anticipée de l'inflation a un effet sur le modèle, que ce soit à l'état stationnaire ou dans le cycle[1]. Un choc monétaire n'induit des déviations par rapport à l'état stationnaire que dans la mesure où il implique une augmentation de l'inflation anticipée. Les effets des chocs monétaires, dans ces modèles, font donc appel à des mécanismes différents de ceux mis à contribution dans les modèles avec information incomplète ou avec des rigidités de prix.

Il est important de noter que la modification du taux de croissance moyen de la masse monétaire, que le processus de cette dernière soit stochastique ou déterministe, ne modifie pas les caractéristiques cycliques dans le premier modèle, mais les modifie dans le second.

Les valeurs des réponses au choc monétaire pour la calibration de référence sont reproduites dans le tableau 10.

Tableau 10

	Π_{kg}	Π_{cg}	Π_{Hg}	Π_{mg}	Π_{yg}	Π_{ig}	Π_{wg}	Π_{rg}
Modèle I	.059	−.937	−.093	−.937	−.054	2.04	.039	−.064
Modèle II	−.052	−.024	−.943	−.547	−.547	−1.83	.396	−.1.67

1. Un choc monétaire correspond dans notre modèle à un choc sur le taux de croissance de la masse monétaire.

Dans ces deux modèles, l'occurrence, au début de la période t d'un choc monétaire, implique une baisse de la demande de monnaie, puisque la hausse des prix anticipée pour la période suivante va diminuer la valeur des encaisses transférées. Ce choc implique donc une diminution de la consommation dans le premier modèle et du produit dans le second. On constate, dans les deux cas, un report sur le loisir dans la mesure où ce bien ne nécessite pas la détention d'encaisses monétaires préalables. La différence essentielle entre les deux modèles réside dans les réponses des heures travaillées et de l'investissement. Dans le premier, puisque la consommation est réduite, l'investissement augmente. C'est en effet le seul moyen de transférer de la richesse vers le futur et d'éviter de payer une taxe inflationniste transitoire : il existe donc un effet-Tobin dans la dynamique transitoire. En revanche, l'investissement diminue dans le second modèle puisqu'il est également assujetti à la taxe inflationniste. Le seul rempart contre l'inflation est alors le *credit good* loisir, d'où une baisse des heures travaillées. Dans le premier modèle, lorsque la persistance du choc monétaire est faible, l'élasticité des heures travaillées n'est que faiblement négative (tableau 11).

Lorsque la contrainte porte également sur l'investissement, l'augmentation de la persistance du choc monétaire rend plus fortement négatives les élasticités de l'investissement et des heures travaillées (tableau 12).

Tableau 11. *Modèle I*

ρ_g	0	.1	.5	.75	.95
Π_{cg}	−.959	−.955	−.923	−.862	−.615
Π_{hg}	−.060	−.066	−.114	−.205	−.573
Π_{mg}	−.959	−.955	−.923	−.862	−.615
Π_{yg}	−.035	−.038	−.066	−.119	−.332
Π_{ig}	2.16	2.14	1.97	1.64	.342
Π_{wg}	.025	.028	.048	.086	.240
Π_{rg}	−.047	−.050	−.076	−.125	−.323

Tableau 12. *Modèle II*

ρ_g	0	.1	.5	.75	.95
Π_{cg}	−.027	−.027	−.020	−.003	.129
Π_{hg}	−.788	−.823	−1.01	−1.20	−1.55
Π_{mg}	−.457	−.477	−.586	−.696	−.903
Π_{yg}	−.457	−.477	−.586	−.696	−.903
Π_{ig}	−1.51	−1.58	−1.97	−2.41	−3.44
Π_{wg}	.331	.345	.424	.504	.654
Π_{rg}	.031	−.014	−.251	−.471	−.785

L'EXISTENCE D'UNE CONTRAINTE D'ENCAISSES PRÉALABLES : UNE EXPLICATION DU RÔLE DES CHOCS MONÉTAIRES DANS LE CYCLE ?

Le modèle présenté permet de justifier la prise en compte des chocs monétaires dans les fluctuations économiques. Il explique leurs effets par l'intermédiaire de la taxe inflationniste que les ménages doivent supporter lorsqu'ils transfèrent leurs encaisses d'une période sur l'autre. Il s'agit ici d'évaluer leur importance quantitative et la pertinence empirique des profils de réponse qu'ils génèrent : l'existence d'une contrainte d'encaisses préalables constitue-t-elle une explication du rôle de la monnaie dans les fluctuations économiques ? Il est

clair qu'une réponse affirmative à cette question implique à la fois que les chocs monétaires modifient sensiblement les propriétés cycliques du modèle uniquement perturbé par des chocs technologiques et ce, dans un sens qui rapproche alors des fluctuations économiques observées. Ces dernières seront appréhendées par l'intermédiaire de certains moments d'ordre deux traduisant la persistance, les variances relatives et les co-variations des composantes cycliques des principales séries macro-économiques et par des profils de réponse aux chocs aléatoires.

Cependant, dans un premier temps, le choix des valeurs des paramètres libres du modèle est justifié après avoir rappelé la méthode de simulation stochastique du modèle.

Méthode de simulation et étalonnage du modèle

La démarche empruntée par les théoriciens des cycles réels a innové par la méthode de validation retenue : il s'agit d'évaluer la pertinence d'un modèle théorique par sa capacité à générer des moments d'ordre deux proches de ceux alculés sur séries observées. Cette validation de nature quantitative a été ɔmplétée récemment par la volonté de reproduire (de façon qualitative) les ɔnctions de réponse caractéristiques des variables aux différents chocs. Cette double validation n'est en effet aucunement redondante, mais extrêmement utile : elle permet de vérifier que l'effet variantiel n'est pas obtenu dans le cadre d'un modèle où les fonctions de réponse aux chocs ne correspondent pas à celles générées, par exemple, par un modèle *VAR*.

Notre objectif est donc de simuler le modèle en partant de tirages des innovations affectant le système (choc technologique et choc monétaire) afin de déterminer des vecteurs de séries brutes (K, C, H, Y, I, W), séries que nous filtrerons par le filtre d'Hodrick-Prescott afin de calculer les caractéristiques empiriques du cycle ainsi obtenu. Par la suite, nous noterons donc $\hat{x}_t$ la déviation de la variable x relativement à sa tendance Hodrick-Prescott.

La portée de la validation quantitative est liée au choix des valeurs d'étalonnage. Il s'agit de fixer les paramètres du modèle à des valeurs soit estimées, soit calculées, à partir de grandeurs observées[1]. En particulier, la spécification du processus des chocs affectant le système économique doit reposer sur une estimation préalable, et non être déterminée en fonction d'un fait stylisé à reproduire.

En ce qui concerne les États-Unis, nous nous basons sur les travaux de King, Plosser et Rebelo [1988] concernant un premier groupe de paramètres, en outre, nous introduisons, à la suite de Hansen [1985] et Rogerson [1988] ; une indivisibilité sur les heures travaillées, d'où la nullité de ζ :

γ	δ	α	β	ζ	H
1.004	.025	.42	.988	0	.2

1. Voir Burnside, Eichenbaum et Rebelo [1990] et Fève et Langot [1993] pour une méthode proposant l'estimation, et non l'étalonnage, des paramètres par la méthode des moments.

Nous avons estimé sur données américaines trimestrielles et sur la période 1959-1990 les processus suivi par le choc technologique et le choc monétaire. Nous estimons successivement un $AR(1)$ sur l'écart relatif de la productivité totale des facteurs à sa valeur moyenne sur la période pour le choc technologique ainsi que sur l'écart relatif du taux de croissance de $M1$ à sa valeur moyenne sur la période. Nous obtenons les valeurs d'étalonnage présentées dans le tableau 14 :

Tableau 14

$\bar{g}$	ρ_g	ε_g	ρ_A	ε_A
1.014	.377	.9	.95	.9

Nous avons procédé à un étalonnage sur l'économie française respectant la même logique. Les processus des chocs sont assez différents entre les deux pays. La part des salaires est égale à 54 %, valeur obtenue sur la base des Comptes Nationaux Trimestriels en Base 80 (voir Laffargue, Malgrange et Pujol [1990]).

Tableau 13 bis

γ	α	δ	β	ζ	H
1.0067	.46	.0125	.988	0	.2

Tableau 14 bis

$\bar{g}$	ρ_g	ε_g	ρ_A	ε_A
1.028	.50	.98	.98	.9

Implications spécifiques des chocs monétaires dans le cadre d'un modèle à contrainte d'encaisses préalables

Les modèles I et II sont simulés successivement sans et avec chocs monétaires, afin de juger de l'incidence de ces derniers sur les caractéristiques cycliques des deux modèles. Les résultats sont présentés dans les tableaux 15, 16, 17 et 18[1]. Nous vérifions ensuite, dans la section suivante, l'adéquation de ces deux modèles soumis à des chocs monétaires et technologiques, étalonnés successivement sur l'économie américaine et sur l'économie française, par rapport aux faits stylisés caractérisant les fluctuations économiques de ces deux pays.

Le cas d'une contrainte d'encaisses préalables sur la consommation a déjà été analysé dans la littérature (voir Cooley et Hansen [1989]). Il en ressort que la prise en compte de chocs monétaires parallèlement à des chocs sur la produc-

1. Ces moments sont les moyennes de 100 simulations de 124 points obtenus pour l'étalonnage relatif à l'économie américaine. Le chiffre entre parenthèses correspond à l'écart-type empirique de la variable sur les 100 simulations.

Tableau 15. *Propriétés cycliques d'un modèle avec contrainte d'encaisses préalables sur la consommation et sans chocs monétaires (E-U)*

Série	$\hat{y}$	$\hat{c}$	$\hat{i}$	$\hat{h}$	$\hat{w}$	$\widehat{inf}$
E.T.	1.98 (.002)	.60 (.006)	5.61 (.008)	1.49 (.002)	.60 (.001)	.37 (.000)
E.T./E.T. ($\hat{y}$)	1 (0)	.30 (.02)	2.81 (.06)	.75 (.02)	.30 (.02)	.19 (.02)
Autocar. ordre 1	.68 (.07)	.79 (.06)	.67 (.07)	.67 (.07)	.79 (.06)	−.01 (.09)
Cor. avec $\hat{y}$	1 (0)	.86 (.02)	.98 (.00)	.97 (.01)	.86 (.02)	−.58 (.02)
Cor. avec $\hat{h}$					.74 (.04)	–

Tableau 16. *Propriétés cycliques d'un modèle avec contrainte d'encaisses préalables sur la consommation et avec chocs monétaires (E-U)*

Série	$\hat{y}$	$\hat{c}$	$\hat{i}$	$\hat{h}$	$\hat{w}$	$\hat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	2.06 (.003)	1.05 (.001)	6.13 (.008)	1.55 (.001)	.62 (.002)	1.60 (.001)	.92 (.001)
E.T./E.T. ($\hat{y}$)	1 (0)	.51 (.02)	2.97 (.07)	.75 (.02)	.30 (.02)	.78 (.07)	.45 (.12)
Autocar. ordre 1	.68 (.07)	.43 (.08)	.66 (.07)	.67 (.07)	.79 (.06)	.82 (.08)	.23 (.07)
Cor. avec $\hat{y}$	1 (0)	.52 (.04)	.93 (.00)	.98 (.01)	.87 (.02)	.01 (.01)	−.28 (.06)
Cor. avec $\hat{h}$					.73 (.04)		

tivité globale des facteurs ne modifie que très faiblement les moments d'ordre deux générés par le modèle, sauf ceux relatifs à la consommation et à l'inflation. En ce qui concerne les variables réelles, seuls les moments relatifs à la consommation sont signicativement affectés : elle apparaît plus volatile et à la fois moins fortement autocorrélée et corrélée avec le produit. Par ailleurs, les moments propres à l'inflation sont aussi modifiés par la prise en compte des chocs monétaires : elle apparaît plus volatile et moins corrélée avec le produit. Dans le cas où les chocs monétaires sont pris en compte, la corrélation monnaie-produit est nulle.

Le cas d'une contrainte incluant aussi l'investissement est plus intéressant, puisqu'il n'a pas été analysé dans la littérature RBC.

La contrainte d'encaisses préalables à la fois sur la consommation et l'investissement implique une baisse de la variance dans le modèle. Lorsqu'on prend en compte des chocs monétaires, le modèle génère des niveaux de variance plus élevés ; relativement, ceux du travail et de la productivité sont plus élevés. À

Tableau 17. *Propriétés cycliques d'un modèle avec contrainte d'encaisses préalables sur la consommation et l'investissement et sans chocs monétaires (E-U)*

Série	$\hat{y}$	$\hat{c}$	$\hat{i}$	$\hat{h}$	$\hat{w}$	$\widehat{inf}$
E.T.	1.95 (.003)	.63 (.001)	5.46 (.008)	1.28 (.002)	.74 (.001)	.14 (.001)
E.T./E.T. ($\hat{y}$)	1 (0)	.33 (.02)	2.79 (.06)	.65 (.02)	.38 (.02)	.78 (.02)
Autocar. ordre 1	.67 (.07)	.77 (.06)	.67 (.07)	.67 (.07)	.75 (.06)	−.05 (.09)
Cor. avec $\hat{y}$	1 (0)	.89 (.02)	.99 (.00)	.98 (.01)	.93 (.01)	−.37 (.04)
Cor. avec $\hat{h}$	–	–	–	–	.84 (.04)	–

Tableau 18. *Propriétés cycliques d'un modèle avec contrainte d'encaisses préalables sur la consommation et l'investissement et avec chocs monétaires (E-U)*

Série	$\hat{y}$	$\hat{c}$	$\hat{i}$	$\hat{h}$	$\hat{w}$	$\hat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	1.97 (.003)	.62 (.001)	5.66 (.008)	1.64 (.002)	.86 (.001)	1.60 (.001)	1.61 (.001)
E.T./E.T. ($\hat{y}$)	1 (0)	.31 (.02)	2.86 (.06)	.83 (.03)	.43 (.02)	.80 (.08)	.82 (.16)
Autocar. ordre 1	.64 (.08)	.78 (.07)	.61 (.08)	.48 (.09)	.59 (.07)	.82 (.09)	.04 (.09)
Cor. avec $\hat{y}$	1 (0)	.85 (.02)	.98 (.00)	.90 (.01)	.55 (.02)	−.10 (.09)	−.46 (.04)
Cor. avec $\hat{h}$					.13 (.05)		

l'inverse du cas où seule la consommation était contrainte, il n'y a plus de distorsions entre consommation, investissement et produit dont les moments sont proches du modèle sans contrainte d'encaisses préalables. Par contre, les moments d'ordre deux relatifs à l'inflation sont affectés par la prise en compte des chocs monétaires comme dans le modèle précédent.

La prise en compte des chocs monétaires dans le modèle II a cependant deux implications qui tranchent avec les modèles étudiés précédemment : par rapport au modèle canonique des cycles réels et aux modèles I et II sans chocs monétaires, mais aussi au modèle I avec des chocs monétaires, la corrélation productivité-produit, et surtout celle de la productivité et de l'emploi sont fortement abaissées, ce qui souligne l'influence des chocs monétaires dans ce modèle. En outre, par rapport au modèle I avec des chocs monétaires, la corrélation monnaie-produit est plus fortement négative.

Ainsi, lorsqu'on spécifie le processus autorégressif du taux de croissance de la monnaie conformément à son estimation sur série observée, le modèle avec

contrainte d'encaisses préalables sur la consommation uniquement ne modifie qu'à la marge les propriétés du modèle de Hansen [1985]. Les mécanismes de propagation des chocs monétaires dans ce type de modèles d'encaisses préalables ne permettent donc pas de générer une dimension réelle des fluctuations économiques différente de celle obtenue dans le modèle néoclassique de croissance, bien que la consommation apparaisse plus volatile. Il faut noter que la corrélation instantanée entre le produit et, d'une part, la monnaie et, d'autre part, l'inflation est, dans les deux cas, faiblement négative. La confrontation avec les moments calculés sur les séries observées ne peut conduire qu'à retrouver les limites du modèle de Hansen [1985], en ce qui concerne la dimension réelle des fluctuations économiques américaines et en particulier française. Cependant, ce modèle intègre une dimension nominale dont la comparaison avec les faits stylisés doit permettre de juger de la pertinence des mécanismes de propagation des chocs monétaires introduits dans le modèle.

En revanche, il sera plus intéressant d'étudier si les effets significatifs des chocs monétaires dans le modèle II, qui conduisent en particulier à des corrélations inflation-produit, monnaie-produit et productivité-emploi plus faibles en valeurs relatives, permettent une explication plus complète des fluctuations économiques.

Chocs monétaires et contrainte d'encaisses préalables : un schéma impulsion-propagation inadéquat

Validation quantitative

Nous avons mené la validation quantitative à la fois sur l'économie américaine et sur l'économie française. Comme indiqué plus haut, les tableaux 16 et 18 concernent les États-Unis ; les résultats propres à l'économie française sont reportés dans les tableaux 16 bis et 18 bis.

Tableau 16 bis. *Propriétés cycliques d'un modèle avec contrainte d'encaisses préalables sur la consommation et avec chocs monétaires (France)*

Série	$\hat{y}$	$\hat{c}$	$\hat{i}$	$\hat{h}$	$\hat{w}$	$\hat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	1.87 (.002)	1.07 (.001)	5.70 (.007)	1.32 (.001)	.59 (.002)	1.84 (.001)	.96 (.001)
E.T./E.T. ($\hat{y}$)	1 (0)	.57 (.02)	3.05 (.13)	.70 (.03)	.31 (.01)	1.0 (.08)	.52 (.15)
Autocar. ordre 1	.68 (.07)	.48 (.08)	.63 (.07)	.67 (.07)	.73 (.06)	.85 (.08)	.3 (.07)
Cor. avec $\hat{y}$	1 (0)	.56 (.06)	.90 (.01)	.98 (.01)	.93 (.01)	.00 (.01)	–.26 (.06)
Cor. avec $\hat{h}$	–	–	–	–	.86 (.03)	–	–

Tableau 18 bis. *Propriétés cycliques d'un modèle avec contrainte d'encaisses préalables sur la consommation et l'investissement et avec chocs monétaires (France)*

Série	$\hat{y}$	$\hat{c}$	$\hat{i}$	$\hat{h}$	$\hat{w}$	$\hat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	1.91 (.003)	.62 (.001)	5.69 (.006)	1.68 (.001)	.89 (.001)	1.83 (.001)	1.55 (.001)
E.T./E.T. ($\hat{y}$)	1 (0)	.32 (.01)	2.98 (.08)	.88 (.04)	.47 (.03)	.98 (.08)	.82 (.17)
Autocar. ordre 1	.66 (.08)	.74 (.07)	.61 (.08)	.51 (.09)	.58 (.07)	.85 (.07)	.10 (.09)
Cor. avec $\hat{y}$	1 (0)	.88 (.01)	.98 (.002)	.87 (.01)	.45 (.06)	−.11 (.1)	−.46 (.04)
Cor. avec $\hat{h}$	–	–	–	–	−.01 (.10)	–	–

Les moments d'ordre deux calculés sur les séries observées sont reportés dans les tableaux 19 et 20.

Tableau 19. *Propriétés cycliques des séries observées sur données américaines*

Série	$\hat{y}$	$\hat{c}$	$\hat{i}$	$\hat{h}$	$\hat{w}$	$\hat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	1.76	1.28	8.47	1.42	.89	1.27	.39
E.T./E.T. ($\hat{y}$)	1	.72	4.81	.80	.50	.72	.22
Autocar. ordre 1	.85	.86	.81	.84	.52	.72	.24
Cor. avec $\hat{y}$	1	.81	.90	.86	.59	.36	.18
Cor. avec $\hat{h}$					.06		

Tableau 20. *Propriétés cycliques des séries observées sur données françaises*

Série	$\hat{y}$	$\hat{c}$	$\hat{i}$	$\hat{h}$	$\hat{w}$	$\hat{M}$	$\widehat{inf}$
E.T.	.91	.81	3.64	.83	.65	1.35	.52
E.T./E.T. ($\hat{y}$)	1	.9	4.01	.92	.72	1.50	.57
Autocar. ordre 1	.76						
Cor. avec $\hat{y}$							
Cor. avec $\hat{h}$	–	–	–	–	−.35	–	–

Globalement, ces modèles reproduisent assez bien les variances relatives des variables réelles. En particulier, le rapport entre la variance des heures tra-

vaillées et celle de la productivité est relativement bien reproduit. Cette propriété est due essentiellement à l'introduction d'un travail indivisible dans le modèle[1]. Le modèle avec contrainte d'encaisses préalables sur la consommation permet d'obtenir une variance relative de la consommation plus élevée, sans toutefois l'augmenter suffisamment. Cependant, ce modèle souffre par ailleurs des mêmes limites que le modèle canonique des cycles réels.

Les autocorrélations apparaissent globalement trop faibles par rapport aux faits stylisés, en particulier celles relatives à l'inflation et aux heures travaillées. L'introduction de la monnaie dans le modèle néoclassique par l'intermédiaire d'une contrainte d'encaisses préalables ne permet donc pas d'augmenter le degré d'autocorrélation.

La dimension nominale des fluctuations économiques, principalement la corrélation instantanée positive entre d'une part le produit et la monnaie et d'autre part le produit et l'inflation, n'est pas reproduite par le modèle. En particulier, le modèle II génère une corrélation monnaie-produit opposée à celle observée en France et aux États-Unis. Ce point est particulièrement important dans la mesure où ces deux modèles avaient pour objectif d'expliquer le rôle des chocs monétaires dans les fluctuations économiques.

Le fait que le modèle II avec des chocs monétaires permette de se rapprocher de la corrélation productivité-emploi observé ne doit donc pas conduire à conclure que la taxe inflationniste soit le mécanisme essentiel de la transmission des chocs monétaires. Cependant, il indique que cette énigme empirique de la littérature RBC peut être résolu par la prise en compte d'un choc de demande.

On peut aussi remarquer que les modèles génèrent une variance trop élevée, en particulier pour l'économie française. Il est clair que spécifier le choc technologique conformément au processus estimé sur le résidu Solow, ce qui est cohérent avec le modèle théorique, conduit à sur-estimer la variance des chocs technologiques, de nombreux travaux remettant en cause l'exogénéité du résidu Solow par rapport aux chocs de demande.

L'introduction de la monnaie dans un modèle avec encaisses préalables n'apparaît donc pas susceptible à plusieurs égards d'apporter une explication plus riche des fluctuations économiques. Soit les caractéristiques cycliques générées par le modèle (modèle I) sont très proches de celles relatives à un modèle sans contraintes ou à un modèle avec contrainte et sans chocs monétaires, et alors les limites du modèle de Hansen ne sont pas levées : la persistance des composantes cycliques reste insuffisante, ainsi que la variance relative de la consommation ; la corrélation productivité-emploi est toujours positive. Soit dans le cas du modèle II la prise en compte des chocs monétaires apporte des modifications dans les moments d'ordre deux générés ; mais, alors, l'abaissement de la corrélation productivité-emploi qui en découle s'accompagne de corrélations inflation-produit et monnaie-produit qui incitent à rejeter cette voie de transmission des chocs monétaires à l'activité économique.

1. La simulation du modèle néoclassique de croissance sans cette propriété aboutit à des écart-types de 1.50, .67 et .91 pour le produit, la productivité et les heures travaillées respectivement (cf. Hairault [1992]).

Validation qualitative

Les fonctions de réponse générées par le modèle correspondent à un choc d'une unité sur la productivité totale des facteurs ou sur le taux de croissance de la masse monétaire.

Fonctions de réponse à un choc technologique positif

Toutes les réponses sont conformes à celles générées par le modèle néoclassique sans contraintes d'encaisses préalables[1]. Les encaisses réelles augmentent, les prix diminuant sous l'effet d'une hausse de la demande de monnaie (liée à l'augmentation de la consommation dans le modèle I et à l'augmentation du produit dans le modèle II) à offre de monnaie inchangée. Les heures travaillées sont jusqu'à vingt trimestres au-dessus de leur valeur de long terme (substitution intertemporelle du loisir), la valeur temporairement plus élevée du capital venant ensuite plus que compenser cet effet. En effet, le capital est toujours au-dessus de sa valeur de long terme et présente un profil en cloche, l'investissement ne déclinant que progressivement en raison de la persistance élevée du choc.

Fonctions de réponse à un choc monétaire positif

Les encaisses réelles diminuent instantanément dans les deux modèles en raison de la taxe inflationniste. Cette situation est caractéristique des modèles à contraintes de transaction et opposée à la réponse des encaisses réelles dans un modèle incorporant des rigidités de prix[2].

La réponse du capital est diamétralement opposée dans les deux modèles, étant donné la réponse positive de l'investissement dans le premier (substitution de consommation future à la consommation présente) et négative dans le second (baisse du produit). Très rapidement, l'évolution de l'investissement va s'inverser[3] par rapport à sa déviation initiale, afin de valider une dynamique du capital qui est essentiellement la dynamique transitoire étudiée plus haut.

La réponse instantanée de la consommation est négative dans les deux modèles, et naturellement plus fortement dans le premier. Cependant, le retour à la valeur de long terme est plus rapide dans le premier modèle étant donné la réponse positive du capital.

La réponse instantanée des heures travaillées est négative (report sur le loisir), plus fortement dans le deuxième en raison du fort report sur le *credit good* loisir. Cependant, étant donné la forte baisse du capital dans le modèle II, les heures travaillées vont revenir plus rapidement à leur niveau de long terme.

L'interprétation de la réponse du produit découle de l'analyse précédente du comportement du capital et des heures travaillées : dans le premier modèle, après une baisse initiale (baisse instantanée des heures travaillées), le produit est au-delà de sa valeur de long terme (réponse positive du capital).

---

1. Les graphiques des réponses à un choc technologique sont présentés en annexe D.
2. Les graphiques des réponses à un choc monétaire sont présentés en annexe D.
3. Pour un choc monétaire plus persistant que celui retenu dans l'étalonnage du modèle, ce retournement se produira moins rapidement.

Les réponses de la productivité du travail s'interprètent naturellement à partir des réponses comparées du produit et des heures travaillées.

CONCLUSION

Ce travail avait pour objectif de préciser les mécanismes économiques en jeu dans un modèle intertemporel d'équilibre général avec contraintes d'encaisses monétaires préalables, puis d'en donner une évaluation qualitative et quantitative.

Le modèle fait ainsi clairement ressortir les effets de prix relatifs liés à la taxe inflationniste en période d'inflation. Ces effets sont ici particulièrement importants dans la mesure où l'offre de travail est prise en compte, ce qui n'est généralement pas le cas dans la littérature. Ces effets ne permettent cependant pas de rendre compte de l'influence de la monnaie dans le cycle. La simulation du modèle montre que celui-ci ne reproduit pas de façon satisfaisante la dimension nominale du cycle. Le profil des réponses à un choc monétaire est peu conforme aux résultats des travaux empiriques, tant en niveau qu'en profil. Si les chocs monétaires jouent un rôle dans les fluctuations économiques observées, le mécanisme de transmission ne repose pas sur la taxe inflationniste.

Ainsi, si une contrainte d'encaisses monétaires préalables reste un moyen approprié d'introduire la monnaie dans un modèle d'équilibre général, elle ne peut pas être le mécanisme qui explique le rôle des chocs monétaires dans les fluctuations économiques.

Janvier 1994

ANNEXES

ÉCRITURE RÉCURSIVE DU PROGRAMME DU MÉNAGE

Le problème du ménage i consiste en la maximisation de (3) sous les contraintes (4) et (5) à chaque période. Ce problème admet une forme récursive dont la solution est donnée par la résolution de l'équation de Bellman :

$$V_i(K_{i,t}, M_{i,t}, I_{i,t}) = \max_{C_{i,t}, L_{i,t}, K_{i,t+1}, M_{i,t+1}} \{u(C_{i,t}, L_{i,t}) + \beta E_t [V_i(K_{i,t+1}, M_{i,t+1}, I_{i,t+1})]\}$$

sous la contrainte budgétaire (5) :

$$P_t K_{i,t+1} + M_{i,t+1} \leq P_t(1-\delta) K_{i,t} + N_{i,t} + P_t z_t K_{i,t} + P_x W_t H_{i,t} - P_t C_{i,t} \qquad (\lambda_{i,t})$$

sous la contrainte d'encaisses préalables (4) :

$$C_{i,t} + v\,(K_{i,t+1} - (1-\delta)\,K_{i,t}) \leq \frac{M_{i,t}}{P_t} \qquad (\mu_{i,t}) \qquad (19)$$

$\lambda_{i,t}$ et $\mu_{i,t}$ étant respectivement les multiplicateurs de la contrainte budgétaire et de la contrainte d'encaisses préalables et où $I_{i,t}$ représente l'ensemble d'information du ménage i à l'instant t : $J_{i,t} = \{g_t, A_t, P_t, w_t, z_t\}$. Les conditions d'optimalité du comportement du ménage i sont alors déduites de cette écriture récursive. On imposera en outre les conditions de transversalité suivantes :

$$\lim_{\tau \to +\infty} E_t\left(\beta^{t+\tau} \frac{\partial V_{i,t+1+\tau}}{\partial M_{i,t+1+\tau}} M_{i,t+\tau}\right) = 0 \qquad (20)$$

et

$$\lim_{\tau \to +\infty} E_t\left(\beta^{t+\tau} \frac{\partial V_{i,t+1+\tau}}{\partial K_{i,t+1+\tau}} K_{i,t+\tau}\right) = 0 \qquad (21)$$

La réécriture en termes stationnaires de ce programme est donné par :

$$V_i\,(k_{i,t}, m_{i,t}, J_{i,t}) = \max_{c_{i,t},\, L_{i,t},\, k_{i,t+1},\, m_{i,t+1}} \{u(c_{i,t}, L_{i,t}) + \beta E[V_i(k_{i,t+1}, m_{i,t+1}, I_{i,t+1})]\}$$

sous les contraintes :

$$\gamma k_{i,t+1} + m_{i,t+1} \leq (1-\delta)\,k_{i,t} + m_{i,t}\,\frac{P_{t-1}}{P_t} + n_{i,t} + z_t k_{i,t} + w_t H_{i,t} - c_{i,t}$$

$$c_{i,t} + v(\gamma k_{i,t+1} - (1-\delta)\,k_{i,t}) \leq m_{i,t}\,\frac{P_{t-1}}{P_t}$$

DÉFINITION EXTENSIVE DE L'ÉQUILIBRE CONCURRENTIEL

Les conditions nécessaires d'optimalité du programme du ménage i s'écrivent, $\forall t \in [0, +\infty[$ (système (I)) :

$$\frac{\partial u}{\partial c_{i,t}} - \lambda_{i,t} - \mu_{i,t} = 0 \qquad (22)$$

$$\frac{\partial u}{\partial H_{i,t}} + w_t \lambda_{i,t} = 0 \qquad (23)$$

$$\beta E_t\left[\frac{\partial V\,(i, t+1)}{\partial k_{i,t+1}}\right] - \gamma\lambda_{i,t} - v\gamma\mu_{i,t} = 0 \qquad (24)$$

$$\beta E_t\left[\frac{\partial V\,(i, t+1)}{\partial m_{i,t+1}}\right] - \lambda_{i,t} = 0 \qquad (25)$$

$$\frac{\partial V(i,t)}{\partial k_{i,t}} - \lambda_{i,t}(1-\delta+z_t) - \nu(1-\delta)\mu_{i,t} = 0 \tag{26}$$

$$\frac{\partial V(i,t)}{\partial m_{i,t}} - \frac{P_{t-1}}{P_t}\lambda_{i,t} - \frac{P_{t-1}}{P_t}\mu_{i,t} = 0 \tag{27}$$

$$\lambda_{i,t} \geqslant 0 \tag{28}$$

$$\gamma_{i,t}\left(\gamma k_{i,t+1} + m_{i,t+1} - (1-\delta)k_{i,t} - \frac{P_{t-1}}{P_t}m_{i,t} - n_{i,t} - z_t k_{i,t} - w_t H_{i,t} + c_{i,t}\right) = 0 \tag{29}$$

$$\mu_{i,t} \geqslant 0 \tag{30}$$

$$\mu_{i,t}(c_{i,t} + \nu(\gamma k_{i,t+1} - (1-\delta)k_{i,t}) - m_{i,t}) = 0 \tag{31}$$

$$\lim_{\tau\to\infty}\left[\beta^{t+\tau}\frac{\partial V(i,t+1+\tau)}{\partial k_{i,t+1+\tau}}k_{t+\tau}\right] = 0 \tag{32}$$

$$\lim_{\tau\to\infty}\left[\beta^{t+\tau}\frac{\partial V(i,t+1+\tau)}{\partial m_{i,t+1+\tau}}m_{t+\tau}\right] = 0 \tag{33}$$

Les conditions d'optimalité du programme de l'entreprise *j* sont :

$$z_t = \alpha A_t k_{j,t}^{\alpha-1} H_{j,t}^{1-\alpha} \tag{34}$$

$$w_t = (1-\alpha)A_t k_{j,t}^{\alpha} H_{j,t}^{-\alpha} \tag{35}$$

Enfin, nous avons les équations d'équilibre et de définition suivantes :

$$f_t \sum_i m_{i,t+1} = g_t m_t \tag{36}$$

$$f_t \sum_i m_{i,t+1} = m_t + \sum_{i=1}^{h} n_{i,t} \tag{37}$$

$$y_{j,t} = A_t (k_{j,t})^{\alpha} (H_{j,t})^{1-\alpha} \tag{38}$$

$$\sum_j k_{j,t} = \sum_i k_{i,t} \tag{39}$$

$$\sum_j H_{j,t} = \sum_i H_{i,t} \tag{40}$$

$$\sum_j y_{j,t} = \sum_j (c_{i,t} + i_{i,t}) \tag{41}$$

Les équations (22) à (41) définissent l'équilibre concurrentiel de l'économie.

RÉSOLUTION DU MODÈLE LOG-LINÉARISÉ

L'écriture du modèle sous sa forme la plus générale (ν traité paramétriquement) impose de s'écarter quelque peu de la méthode de résolution de King, Plosser et Rebelo [1988]. Nous supposons, dans un premier temps, que les règles de décision concernant $\hat{m}_{t+1}$ et $\hat{u}_{t+1}$ sont de la forme :

$$\begin{pmatrix} \hat{m}_{t+1} \\ \hat{\mu}_t \end{pmatrix} = \psi \begin{pmatrix} \hat{k}_t \\ \hat{m}_t \\ \hat{A}_t \\ \hat{g}_t \end{pmatrix} \tag{42}$$

où ψ est une matrice (2×3) de coefficients indéterminés.

Sous cette hypothèse, le système (II) se réécrit matriciellement :

$$M_1(\psi)\,\hat{\Omega}_t = M_2(\psi)\,\hat{\Theta}_t + M_3(\psi)\,\hat{e}_t \tag{43}$$

$$M_4(\psi, L)\,E_t[\hat{\Theta}_{t+1}] = M_5(\psi, L)\,E_t[\hat{\Omega}_{t+1}] + M_6(\psi, L)\,E_t[\hat{e}_{t+1}] \tag{44}$$

où les matrices $M_j(\psi)$ sont à coefficients réels et les matrices $M_j(\psi, L)$ représentent des matrices de polynômes en L de degré inférieur ou égal à un et :

$$\hat{\Theta}_t = \begin{pmatrix} \hat{k}_t \\ \hat{m}_t \\ \hat{\lambda}_t \end{pmatrix}, \hat{\Omega}_t = \begin{pmatrix} \hat{c}_t \\ \hat{H}_t \\ \hat{w}_t \\ \hat{z}_t \\ \hat{y}_t \\ \hat{f}_t \\ \hat{i}_t \\ \hat{\mu}_t \end{pmatrix}, \hat{e}_t = \begin{pmatrix} \hat{A}_t \\ \hat{g}_t \end{pmatrix}$$

Les équations (43) et (44) permettent d'obtenir une relation dynamique entre $\hat{\Theta}$ et $\hat{e}$:

$$\hat{\Theta}_{t+1} = W(\psi)\,\hat{\Theta}_t + Q(\psi)\,\hat{e}_t + R(\psi)\,\hat{e}_{t+1} \tag{45}$$

où les éléments des matrices $W(\psi)$, $R(\psi)$ et $Q(\psi)$ sont réels.

Le système (45) est alors résolu en suivant Blanchard et Kahn [1980]. $W(\psi)$ possède deux valeurs propres de modules inférieurs à un et une de module supérieur à un. La solution est donc une trajectoire selle et la condition de transversalité (21) donne la valeur initiale de la variable tournée vers l'avant (λ)[1] qui correspond à cette trajectoire.

Compte tenu de la forme linéaire-markovienne du modèle, il est possible d'appliquer les formules développées par Hansen et Sargent [1980] et compte tenu de la loi d'évolution des variables exogènes stochastiques (équation (2) et (7)), l'équation (45) se réécrit :

$$\hat{s}_{t+1} = M(\psi)\,\hat{s}_t + \varepsilon_{t+1} \tag{46}$$

$$\hat{d}_t = \Pi(\Psi)\,\hat{s}_t \tag{47}$$

où $\hat{s}_t$ est le vecteur des variables d'état (prédéterminées ou exogènes) et $\hat{d}_t$ est le vecteur des contrôles :

$$\hat{s}_t = \begin{pmatrix} \hat{k}_t \\ \hat{m}_t \\ \hat{A}_t \\ \hat{g}_t \end{pmatrix}, \hat{d}_t = \begin{pmatrix} \hat{c}_t \\ \hat{h}_t \\ \hat{w}_t \\ \hat{z}_t \\ \hat{y}_t \\ \hat{\lambda}_t \\ \hat{\mu}_t \\ \hat{f}_t \\ \hat{i}_t \end{pmatrix}, \hat{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \varepsilon_{A,t} \\ \varepsilon_{g,t} \end{pmatrix}$$

et où $M(\psi)$ et $\Pi(\psi)$ sont des matrices à coefficients réels.

On déduit alors des équations (46) et (47)

$$\begin{pmatrix} \hat{m}_{t+1} \\ \hat{u}_t \end{pmatrix} = \Phi(\psi) \begin{pmatrix} \hat{k}_t \\ \hat{m}_t \\ \hat{A}_t \\ \hat{g}_t \end{pmatrix} \tag{48}$$

où $\Phi(\psi)$ est une matrice (2×3).

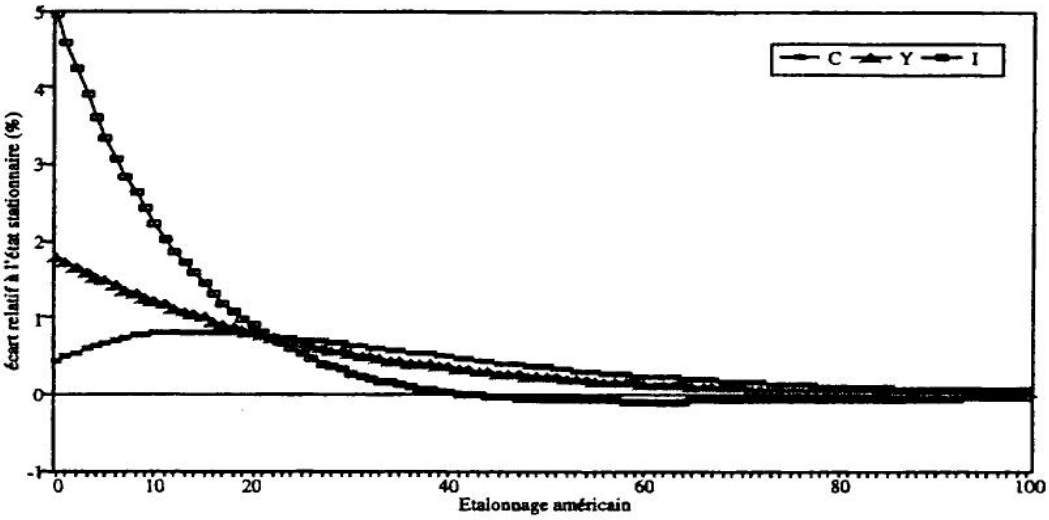
L'équation (48) permet alors d'identifier la matrice $\bar{\psi}$, et la solution du modèle est donnée par le triplet $(M(\bar{\psi}), \Pi(\bar{\psi}), \bar{\psi})$, où $\bar{\psi}$ est la solution de l'équation :

$$\bar{\psi} = \Phi(\bar{\psi})$$

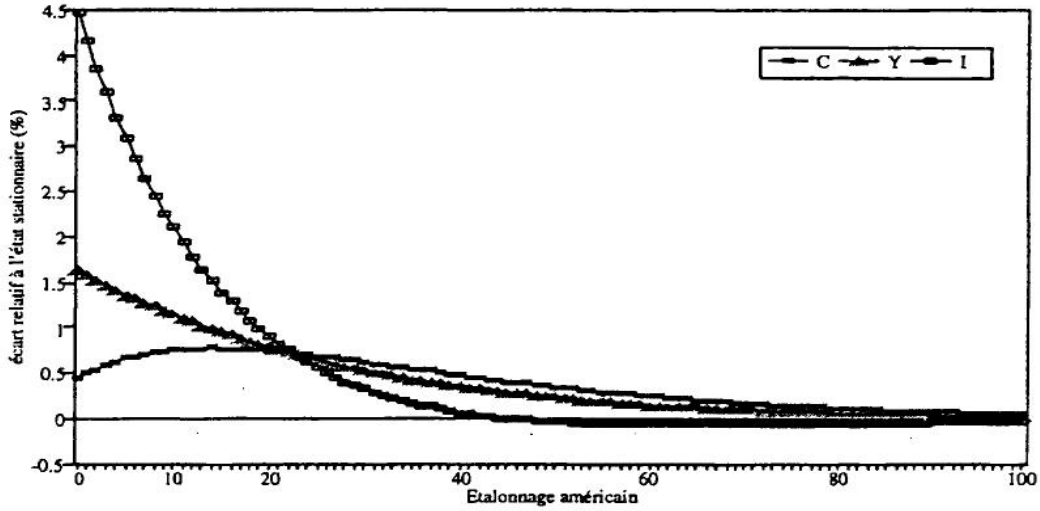
On adopte dans le texte la notation $M(\bar{\psi}) = M$ et $\Pi(\bar{\psi}) = \Pi$.

1. La condition de transversalité (20) assure l'existence des règles de décision ψ.

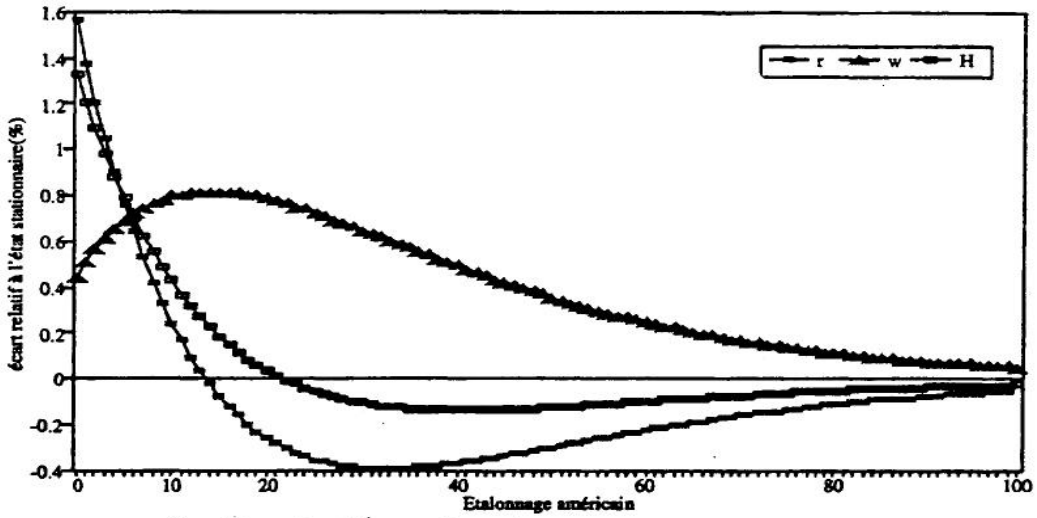
ANNEXE GRAPHIQUE



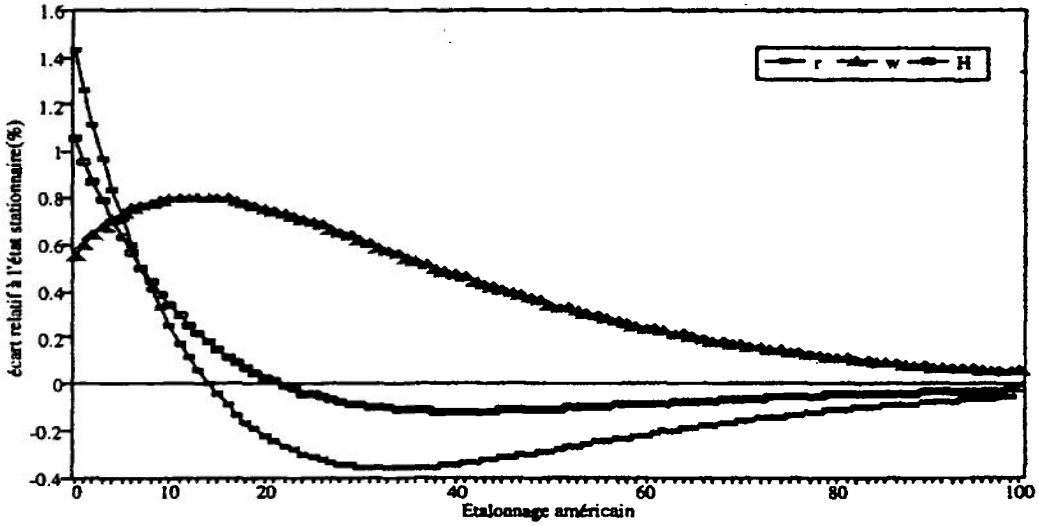
Graphique 1. *Réponse à un choc technologique (Modèle I)*



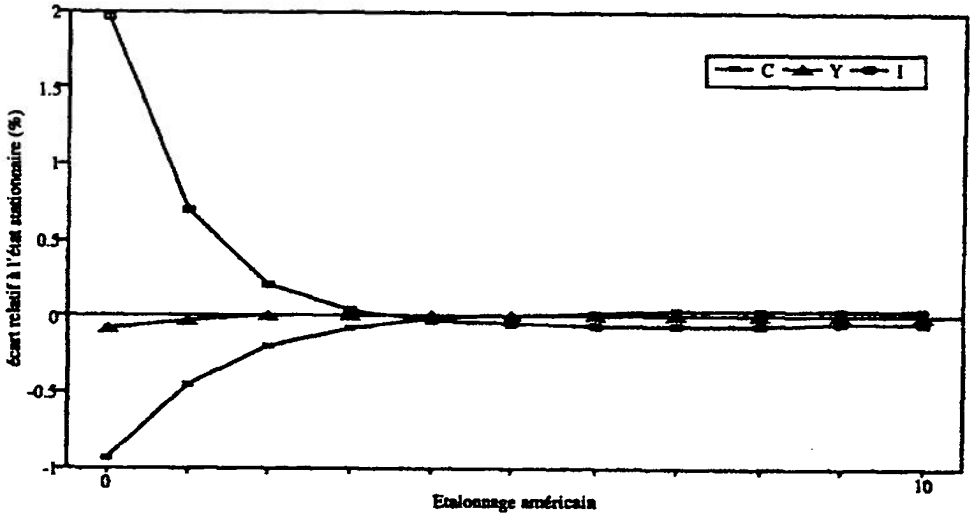
Graphique 2. *Réponse à un choc technologique (Modèle II)*



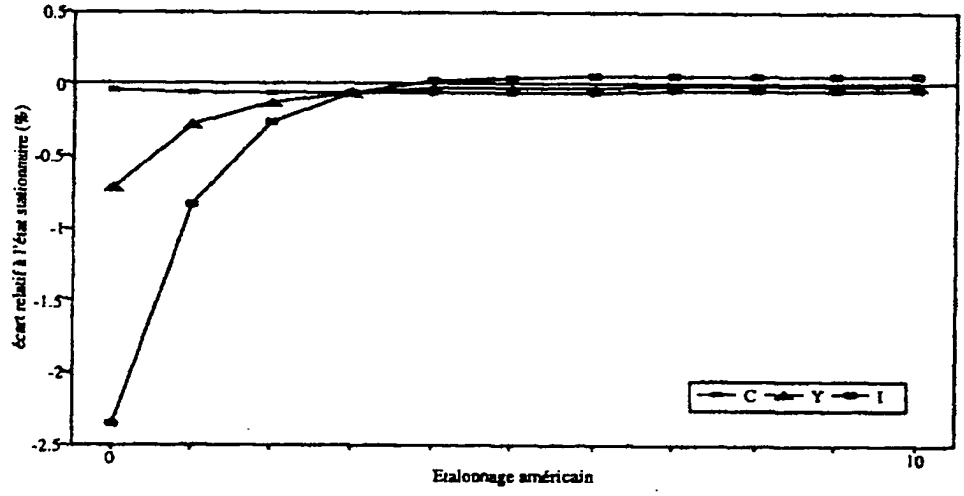
Graphique 3. *Réponse à un choc technologique (Modèle I)*



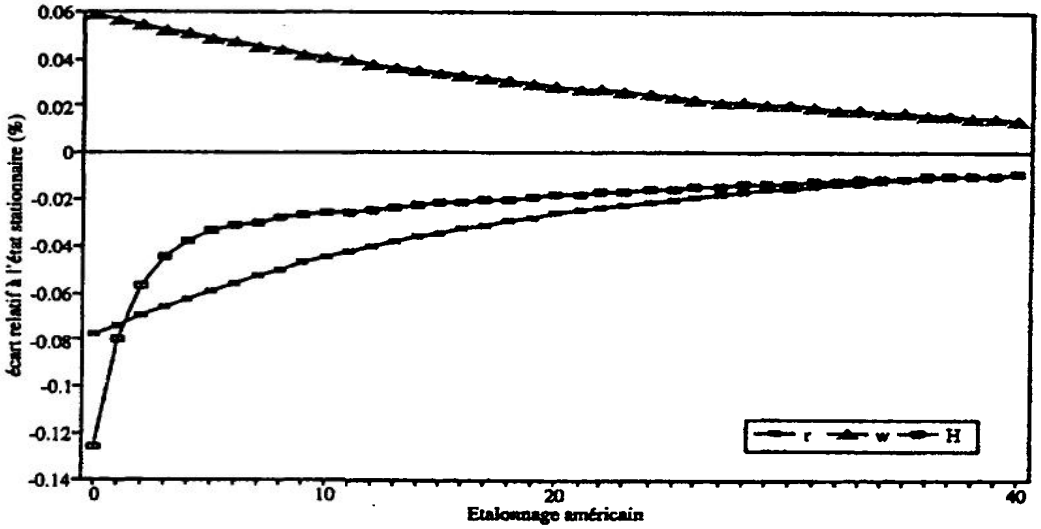
Graphique 4. *Réponse à un choc technologique (Modèle II)*



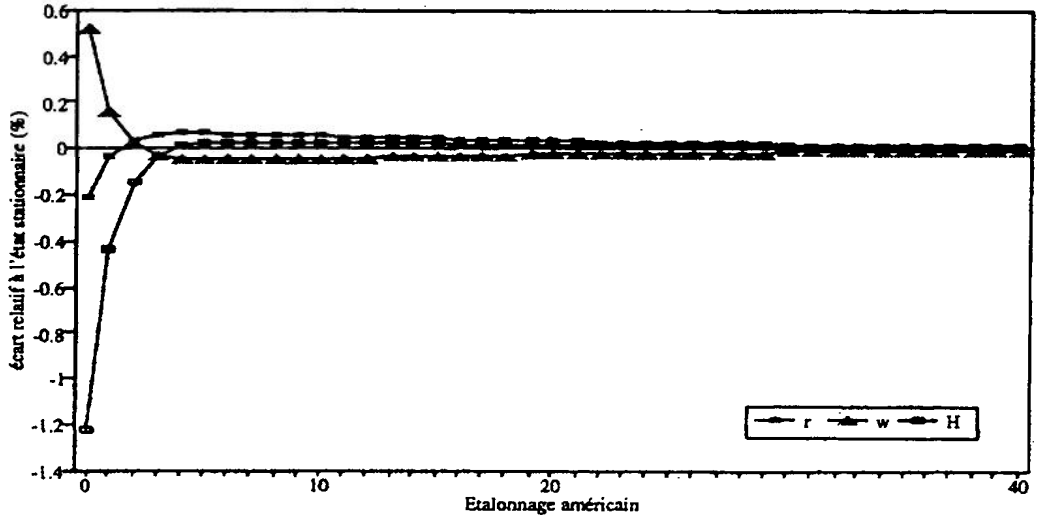
Graphique 5. *Réponse à un choc monétaire (Modèle I)*



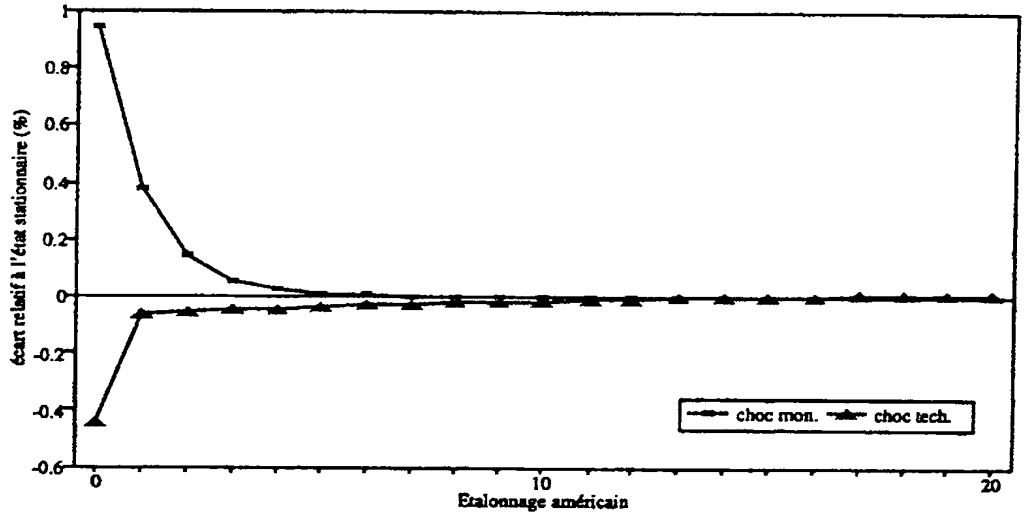
Graphique 6. *Réponse à un choc monétaire (Modèle II)*



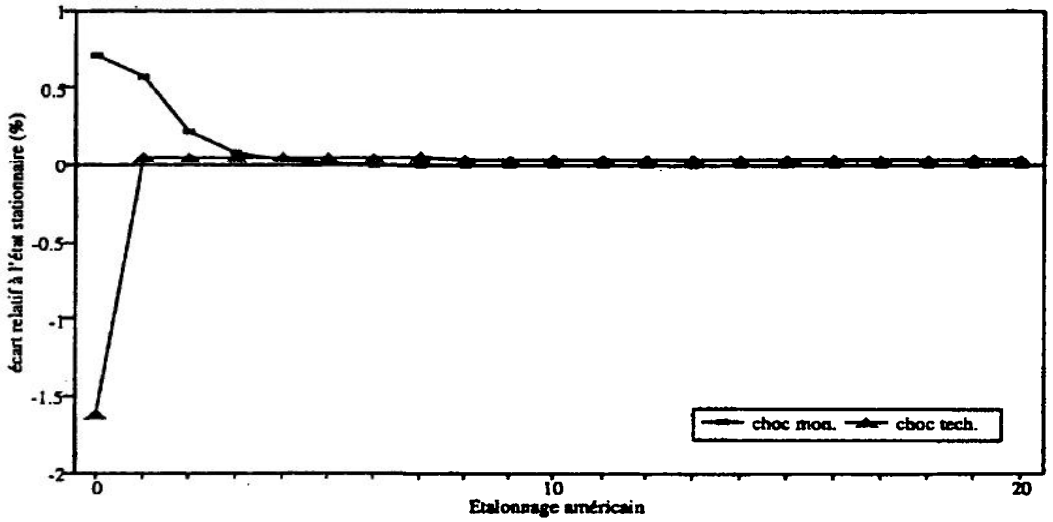
Graphique 7. *Réponse à un choc monétaire (Modèle I)*



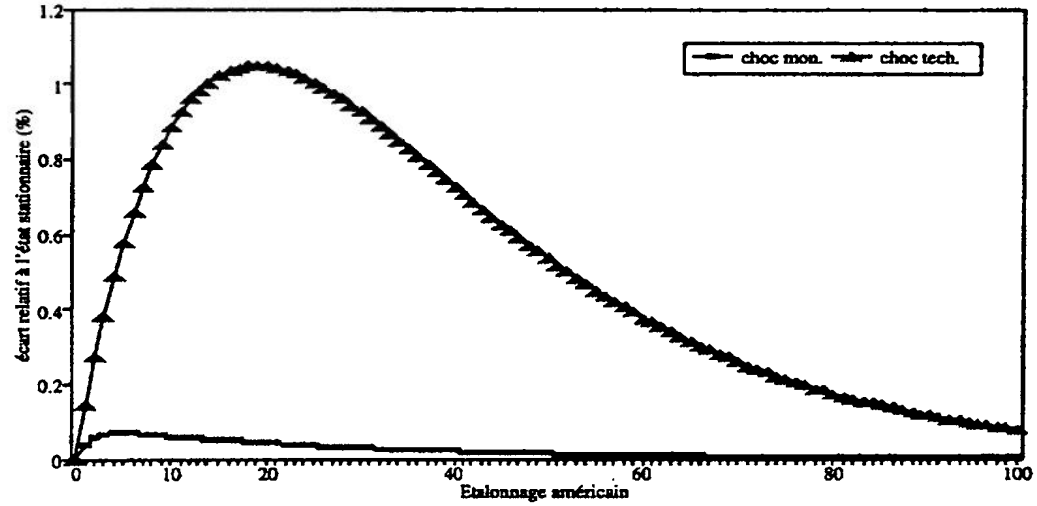
Graphique 8. *Réponse à un choc monétaire (Modèle II)*



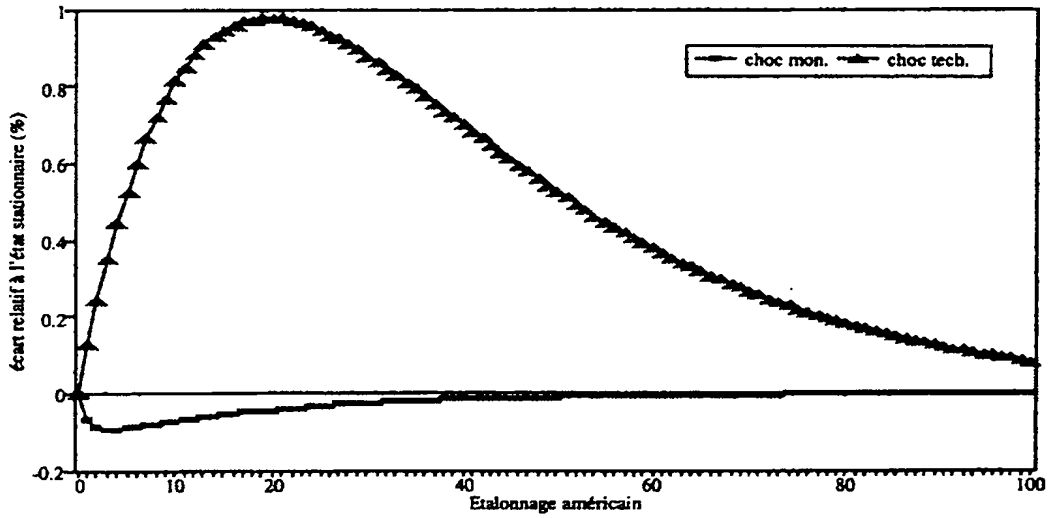
Graphique 9. *Réponse de l'inflation (Modèle I)*



Graphique 10. *Réponse de l'inflation (Modèle II)*



Graphique 11. *Réponse du capital (Modèle I)*



Graphique 12. *Réponse du capital (Modèle II)*

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ABEL A. [1985], « Dynamic Behavior of Capital Accumulation in a Cash-in-Advance Model », *Journal of Monetary Economics*, 16 (1), p. 55-71, janvier.

BARRO R. [1981], « Unanticipated Money Growth and Economic Activity », dans Barro R., (ed.), *Money, Expectations and Business Cycles*, chap. 5, New York, Academic Press.

BLANCHARD O.-J., KAHN C. [1980], « The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations », *Econometrica*, 48 (5), p. 1305-1311, juillet.

BLANCHARD O.-J., [1989], « A Traditional Interpretation of Economic Fluctuations », *American Economic Review*, 79 (5), p. 1146-1164, décembre.

BURNSIDE C., EICHENBAUM M. et REBELO S. [1990], *Labor Hoarding and the Business Cycle*, document de travail 3556, National Bureau of Economic Research, décembre.

COOLEY T., HANSEN G., [1989], « The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model », *American Economic Review*, 79 (4), p. 733-748, septembre.

DANTHINE J.-P., DONALDSON J., MEHRA R. [1989], « On Some Computational Aspect of Equilibrium Business Cycle Theory », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 13 (3), p. 449-470, juillet.

FAIRISE X., HAIRAULT J.-O., LANGOT F. et PORTIER F. [1991], *Écriture et résolution du modèle canonique des cycles réels*, document de travail 92-30, Ecomath., Université Paris I.

FÈVE P., LANGOT F. [1993], *The RBC model through statistical inference*, document de travail, Macroéconomie et analyse des déséquilibres, Université Paris I.

HAIRAULT J.-O. [1992], « Présentation et évaluation du courant des cycles réels », *Economie et prévision*, 106, p. 1-23.

HANSEN L., SARGENT T. [1980], « Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models », *Journal of Economics Dynamics and Control*, 2, p. 7-46, février.

HANSEN G. [1985], « Indivisible Labor and the Business Cycles », *Journal of Monetary Economics*, 16 (3), p. 309-327, novembre.

HÉNIN P.-Y. [1989], « Sur la non-stationnarité des séries macroéconomiques : tendances, cycles et persistance », *Revue d'économie politique*, 99 (5), p. 661-691, septembre-octobre.

KING R., PLOSSER C. [1984], « Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle », *American Economic Review*, 74 (3), p. 363-380, juin.

KING R., PLOSSER C., REBELO S. [1987], *Production Growth and Business Cycles : Technical Appendix*, document de travail, University of Rochester (version révisée mai 1990).

KING R., PLOSSER C. et REBELO S. [1988], « Production, Growth and Business Cycles I », *Journal of Monetary Economics*, 21 (2/3), p. 196-232, mars-mai.

KYDLAND F., PRESCOTT E. [1982], « Time to Build and Aggregate Fluctuations », Econometrica, 50 (6), p. 1345-1370, novembre.

LAFFARGUE J.-P., MALGRANGE P., PUJOL T. [1990], *Une maquette trimestrielle de l'économie française avec anticipations rationnelles et concurrence monopolistique*, document de travail, CEPREMAP, avril, Rapport de contrat pour le Commissariat général au Plan.

LUCAS R.-E.Jr. [1985], *Models of Business Cycles*, miméo, Helsinki, The Yrjo Jahnson Lectures.

ROGERSON R. [1988], « Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium », *Journal of Monetary Economics*, 21(1), p. 3-16, janvier.

STOCKMAN A. [1981], « Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy », *Journal of Monetary Economics*, 8 (2), p. 387-393, septembre.

VILLIEU P. [1991], *Contrainte de liquidité et déséquilibres macroéconomiques*, thèse de doctorat, IOF Université d'Orléans et MAD Paris I.

WILLIAMSON S. [1987], « Financial Intermediation, Business Failures and Real Business Cycles », *Journal of Political Economy*, 95 (6), p.1196-1216, décembre.