

# Contrats de salaire, croissance endogène et fluctuations Wage Contracts, Endogenous Growth and Fluctuations

Steven Ambler, Emanuela Cardia et Louis Phaneuf

Volume 68, numéro 1-2, mars-juin 1992

Macroéconomie : développements récents

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602064ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602064ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Ambler, S., Cardia, E. & Phaneuf, L. (1992). Contrats de salaire, croissance endogène et fluctuations. *L'Actualité économique*, 68(1-2), 175-204. <https://doi.org/10.7202/602064ar>

Résumé de l'article

Nous analysons, calibrons et simulons un modèle des fluctuations économiques qui est très général et qui permet de réunir plusieurs approches modernes à la modélisation du cycle économique. Le modèle emboîte des hypothèses de croissance endogène, de concurrence monopolistique sur le marché des biens et services, et de rigidités nominales par le biais de contrats de salaire non contingents. Ceci nous permet de mettre en évidence les hypothèses importantes de ces approches et d'analyser dans quelle mesure elles engendrent des prédictions qui sont conformes aux faits. Nous prêtons une attention particulière à des phénomènes associés au fonctionnement du marché du travail : la corrélation entre la productivité de la main-d'oeuvre et l'emploi, et la variance de l'emploi par rapport à celle de la productivité. L'explication de ces comouvements est considérée depuis l'époque de Keynes, Dunlop et Tarshis comme un test particulièrement exigeant.

## CONTRATS DE SALAIRE, CROISSANCE ENDOGENÈ ET FLUCTUATIONS

Steven AMBLER

*Département des sciences économiques  
Université du Québec à Montréal*

Emanuela CARDIA

*Département de sciences économiques  
Université de Montréal*

Louis PHANEUF

*Département des sciences économiques  
Université du Québec à Montréal*

RÉSUMÉ – Nous analysons, calibrons et simulons un modèle des fluctuations économiques qui est très général et qui permet de réunir plusieurs approches modernes à la modélisation du cycle économique. Le modèle emboîte des hypothèses de croissance endogène, de concurrence monopolistique sur le marché des biens et services, et de rigidités nominales par le biais de contrats de salaire non contingents. Ceci nous permet de mettre en évidence les hypothèses importantes de ces approches et d'analyser dans quelle mesure elles engendrent des prédictions qui sont conformes aux faits. Nous prêtons une attention particulière à des phénomènes associés au fonctionnement du marché du travail : la corrélation entre la productivité de la main-d'œuvre et l'emploi, et la variance de l'emploi par rapport à celle de la productivité. L'explication de ces comouvements est considérée depuis l'époque de Keynes, Dunlop et Tarshis comme un test particulièrement exigeant.

ABSTRACT — *Wage Contracts, Endogenous Growth and Fluctuations*. We develop, calibrate and simulate a model of the business cycle which encompasses several different classes of modern business cycle models. The model includes elements of endogenous growth, monopolistic competition in the goods market, and nominal rigidities due to non-contingent wage contracts. This enables us to highlight the crucial assumptions of these approaches and to what extent they generate predictions which are in line with the stylized facts. We pay close attention to labor market phenomena; the correlation between labor productivity and employment, and the relative variances of fluctuations in productivity and employment. Since the time of Keynes, Dunlop and Tarshis, the ability of business cycle models to reproduce the observed comovements of these variables has been considered an important test.

### INTRODUCTION

Dans ce texte, nous présentons un modèle des fluctuations de l'économie qui est très général. Le modèle emboîte des hypothèses de concurrence monopolistique

sur le marché des produits, de rigidités nominales qui découlent de l'existence de contrats de salaire non contingents et de croissance technologique endogène. Le modèle réunit donc plusieurs caractéristiques des approches modernes du cycle économique, notamment, de l'approche par les rigidités contractuelles<sup>1</sup>, de l'approche néo-keynésienne qui met l'accent sur la concurrence imparfaite et la fixation des prix dans un contexte non walrasien<sup>2</sup>, de l'approche du cycle d'origine réelle<sup>3</sup> et de l'approche plus récente sur la croissance endogène<sup>4</sup> selon laquelle les fluctuations et les mouvements tendanciels de l'économie sont étroitement liés<sup>5</sup>.

En imposant des contraintes sur les valeurs de certains paramètres structurels du modèle, il est possible d'engendrer plusieurs modèles typiques comme des cas particuliers du modèle général. Par exemple, lorsque la substituabilité entre les produits est parfaite, que la durée moyenne des contrats s'approche d'une période, et que le contrat salarial réagit beaucoup à la pression qui s'exerce sur le marché du travail, nous obtenons une version simple du modèle du cycle d'origine réelle (ci-après MCR)<sup>6</sup>. Cette version reproduit les prédictions des MCR de Kydland et Prescott (1982), Long et Plosser (1983), King et Plosser, (1984), Prescott (1986) etc.

Dans le cas où les rigidités nominales sont importantes, le modèle généralise l'analyse de l'approche contractuelle à un contexte où l'économie est sujette à des fluctuations et à une croissance à long terme. Ceci assure la cohérence de l'approche contractuelle avec un processus stochastique du produit qui pourrait, par exemple, contenir une racine unitaire<sup>7</sup>.

En développant ce modèle, nous avons deux grands objectifs. Premièrement, nous voulons mettre en évidence les caractéristiques principales des approches modernes du cycle économique. À notre connaissance, notre modèle est le premier à réunir autant d'éléments empruntés à des approches si diverses. Deuxièmement, à l'aide de simulations numériques, nous voulons évaluer le pouvoir des différentes approches à engendrer des prédictions qui sont conformes aux faits. Nous prêtons une attention particulière à des phénomènes associés au fonctionnement du marché du travail, notamment, à la corrélation entre la productivité des travailleurs et les heures passées au travail et à l'importance relative de la variance des heures travaillées par rapport à la variance du produit. L'explication de ces comouvements est considérée depuis l'époque de Keynes, Dunlop et Tarshis comme un test particulièrement exigeant.

---

1. Voir notamment Taylor (1979, 1980a, 1980b).

2. Voir Blanchard et Fischer (1989) pour un survol.

3. Voir McCallum (1990), Mankiw (1990) et Plosser (1990) pour des survols de cette approche.

4. Voir Romer (1990) pour un survol.

5. Notre modèle est linéaire et ne peut donc pas engendrer de fluctuations en l'absence de chocs exogènes ou de fluctuations chaotiques, à la manière des modèles de Grandmont (1985) et d'autres.

6. Dans cette version du modèle, l'existence de contrats de salaire d'une période n'empêche pas l'obtention d'un équilibre walrasien puisque les négociations salariales se font avec la connaissance de la valeur des chocs courants.

7. Voir également Ambler et Phaneuf (1989, 1992). West (1988) démontre avec un modèle où il n'y a pas de croissance que l'approche contractuelle est cohérente avec un processus stochastique pour le produit qui contient une racine qui s'approche de un.

Le texte est organisé de la façon suivante. Le modèle est présenté dans la première section. Dans la deuxième section, nous dérivons les propriétés de long terme du modèle. Dans la troisième section, nous justifions le choix des valeurs qui ont été attribuées aux paramètres du modèle en vue des simulations. Dans la quatrième section, nous présentons les résultats d'une série de simulations qui permettent de distinguer les propriétés stochastiques de plusieurs cas spéciaux du modèle général et de comparer les comouvements prédits par le modèle avec les faits observés.

## 1. LE MODÈLE

Le modèle emboîte une hypothèse de concurrence monopolistique sur le marché des produits qui suit l'approche développée par Dixit et Stiglitz (1977). Il y a un nombre  $n$  de firmes, chacune fabriquant un produit qui est un substitut imparfait pour les produits des autres firmes. Les produits apparaissent comme arguments dans la fonction d'utilité du consommateur représentatif de façon symétrique. La courbe de demande du produit de la firme représentative est la suivante :

$$Y_{it}^d = Y_t^d (P_{it}/P_t)^{-\theta} \quad (1)$$

où  $Y_{it}^d$  est la demande du produit de la firme  $i$ ,  $Y_t^d$  est la demande moyenne des produits,  $P_{it}$  est le prix du produit  $i$ ,  $P_t$  est le niveau agrégé des prix, et  $\theta$  est une mesure de l'élasticité de substitution entre les produits. Nous supposons que  $\theta > 1$ , ce qui garantit l'existence d'un maximum intérieur pour la maximisation du profit.

La technologie de la firme représentative est donnée par l'équation suivante :

$$Y_{it} = (N_{it})^\alpha \exp(\mu_t) \quad (2)$$

où  $N_{it}$  représente ses employés, et  $\mu_t$  est un choc technologique qui est commun à toutes les firmes. La firme représentative fait face à une technologie à rendements décroissants si la valeur de  $\alpha$  est inférieure à un. Ce sont nos hypothèses sur l'évolution de la technologie qui génèrent la croissance endogène. Elles seront expliquées un peu plus loin. Dans le but d'isoler les effets de propagation dynamique induits par la structure des contrats et par la technologie endogène, nous omettons l'accumulation de capital du modèle. Ceci aura des répercussions importantes sur la persistance des effets des chocs, surtout dans la version MCR.

Une transformation algébrique simple de la fonction de demande du produit de la firme individuelle permet d'obtenir l'équation du prix du produit  $i$  qui suit<sup>8</sup> :

$$P_{it} = P_t (Y_t^d)^{1/\theta} ((N_{it})^\alpha \exp(\mu_t))^{-1/\theta} \quad (3)$$

Nous pouvons écrire la fonction de profit de la firme  $i$  comme suit :

$$\pi_{it} = P_t (Y_t^d)^{1/\theta} ((N_{it})^\alpha \exp(\mu_t))^{-1/\theta} (N_{it})^\alpha \exp(\mu_t) - W_{it} N_{it} \quad (4)$$

---

8. Nous omettons les stocks d'inventaires, ce qui suppose qu'il y a égalité entre la demande du produit de la firme  $i$  et son offre.

Nous supposons que le salaire que doit payer la firme  $i$  est établi selon un processus de négociation salariale qui est décrit un peu plus loin. La firme  $i$  accepte donc le salaire, la demande agrégée, la technologie et le niveau agrégé des prix comme donnés et maximise ses profits en choisissant le nombre de travailleurs qu'elle désire engager<sup>9</sup>. Le choc technologique est exogène aux décisions de la firme individuelle de sorte que le problème de maximisation des profits de la firme est un problème statique.

L'équation de demande de travail de la firme individuelle découle de la condition du premier ordre de la maximisation du profit. Sous forme logarithmique elle s'écrit (si on ignore la constante):

$$n_{it} = -(\theta(1-\alpha) + \alpha)^{-1} [\theta (w_{it} - p_t) - y_t^d - (\theta-1) \mu_t] \quad (5)$$

Les lettres minuscules représentent des logarithmes. L'offre du produit de la firme  $i$  est donc la suivante<sup>10</sup>:

$$y_{it} = -\alpha (\theta(1-\alpha) + \alpha)^{-1} [\theta (w_{it} - p_t) - y_t^d - (\theta-1) \mu_t] + \mu_t \quad (6)$$

L'hypothèse de symétrie entre les firmes permet de porter facilement l'analyse au niveau agrégé de l'économie. Les versions agrégées des équations du modèle peuvent être obtenues en calculant la moyenne arithmétique des équations pour les  $n$  firmes. Nous obtenons ainsi l'équation de demande de travail agrégé qui suit:

$$n_t = -(\theta(1-\alpha) + \alpha)^{-1} [\theta (w_t - p_t) - y_t^d - (\theta-1) \mu_t] \quad (7)$$

alors que la fonction de production agrégée de l'économie devient:

$$y_t = \alpha n_t + \mu_t \quad (8)$$

Le niveau agrégé de la technologie est engendré de la façon suivante:

$$\mu_t = \rho \mu_{t-1} + f n_{t-1} + g (y_{t-1} - n_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (9)$$

Notre formulation de l'évolution de la technologie est semblable à celle du texte récent de Stadler (1990). Il y a dépendance de la technologie par rapport au niveau d'emploi. Un niveau plus élevé d'emploi provoque l'utilisation plus intensive de facteurs de production dont la disponibilité est fixe à court terme. Ceci crée une incitation pour la firme à éliminer le gaspillage et les embouteillages en améliorant la technologie de production. Suivant Stadler, nous supposons également une dépendance par rapport à la productivité retardée.

Le secteur de la détermination des salaires emprunte au cadre théorique développé par Calvo (1983). Il a été repris récemment par Romer (1989) (voir également Buiter et Miller, 1983, Backus, 1984 et Ambler et Phaneuf, 1989, 1992). Le marché du travail est composé de plusieurs cohortes d'individus qui fixent les salaires à

9. Ceci suppose que le contrat négocié entre la firme et ses travailleurs établit le salaire mais donne à la firme le pouvoir unilatéral de choisir le niveau d'emploi.

10. Notez que la demande de travail de la firme est bien définie même dans le cas de rendements constants ( $\alpha = 1$ ) à cause de l'hypothèse de concurrence monopolistique.

l'aide de contrats non contingents. Les signatures des contrats se font à intervalles aléatoires. Les salaires nominaux sont fixés pour la longueur entière des contrats. Cette spécification du marché du travail introduit l'un des principaux mécanismes de persistance des chocs dans le modèle.

Les contrats de salaire sont fixés par l'équation suivante :

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Omega(i) E_t(p_{t+i} - \gamma u_{t+i} + \mu_{t+i}) + \phi_t \quad (10)$$

avec  $x_t$  qui représente les salaires nominaux fixés par des contrats qui sont signés au cours de la période  $t$ ,  $\Omega(i)$  est la proportion des contrats dont la durée est d'au moins  $i$  périodes,  $u_t$  est le taux de chômage agrégé,  $\phi_t$  est un choc dont la moyenne est nulle et la variance est constante, et  $E_t(\cdot)$  représente l'espérance mathématique d'une variable qui est conditionnelle à l'information disponible au cours de la période  $t$ .

L'équation (10) suggère que les individus ont à cœur de protéger leurs salaires contre l'érosion future du pouvoir d'achat. Les salaires versés dépendent également de la pression qui s'exerce sur le marché du travail. Cet effet est capté par la présence des taux anticipés de chômage dans l'équation. Enfin, les salaires reflètent également l'évolution anticipée de la productivité de manière à ce que les travailleurs bénéficient à long terme de tout gain de productivité.

La fonction  $\Omega$  est définie par

$$\Omega(i) = \omega \left[ 1 - \sum_{j=1}^i \pi(j) \right] \quad (11)$$

avec  $\omega$  qui constitue un facteur de normalisation tel que la somme des  $\Omega(i)$  est égale à un.

Comme Calvo (1983), nous supposons que la longueur des contrats suit une distribution géométrique<sup>11</sup>, de sorte que

$$\begin{aligned} \pi(i) &= (1-d)d^{i-1}, & i &= 1, 2, \dots, \\ \Omega(i) &= (1-d)d^i, & i &= 0, 1, 2, \dots, \end{aligned} \quad (12)$$

avec  $1-d$  qui constitue la probabilité qu'un contrat arrive à sa fin au cours d'une période donnée. La proportion des contrats dont la durée est d'au moins  $i$  périodes est représentée par la probabilité qu'un contrat n'arrive pas à échéance avant la  $i$ ème période ou  $d^i$ , ce qui a comme conséquence que  $\omega = 1-d$ <sup>12</sup>.

Le salaire nominal moyen est donné par la somme pondérée des contrats non échus :

11. Cette hypothèse simplifie grandement le problème de l'agrégation des divers groupes d'individus.

12. Grâce à cette hypothèse, on peut faire varier la longueur moyenne des contrats en jouant avec la valeur du paramètre  $d$ .

$$w_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Omega(i) x_{t-i} \quad (13)$$

Appelons  $L$  un facteur de délai tel que  $LE_t z_{t+j} = E_t z_{t+j-1}$ . L'utilisation des filtres  $(1-dL^{-1})$  et  $(1-dL)$  dans les équations (10) et (13) permet de modifier les équations de contrat salarial et de salaire moyen de la manière suivante :

$$x_t = dE_t x_{t+1} + (1-d)(p_t - \gamma u_t + \mu_t) + \phi_t \quad (14)$$

$$w_t = d w_{t-1} + (1-d) x_t \quad (15)$$

La longueur moyenne des contrats est égale à  $1/(1-d)$  et la médiane à  $-\ln 2 / \ln d$ .

Le taux de chômage est mesuré par l'écart entre l'offre et la demande de travail agrégées. Nous faisons l'hypothèse que l'offre de travail est déterminée par des considérations de substitution intertemporelle à la manière de Lucas et Rapping (1969) :

$$n_t^0 = \pi_1 (w_t - p_t - \xi_t) + \pi_2 (i_t - E_t p_{t+1} + p_t - \bar{r}) \quad (16)$$

L'offre de travail dépend de l'écart du salaire réel et du taux d'intérêt réel *ex ante* de la période courante par rapport à leurs niveaux de long terme. Lorsque la technologie suit une marche aléatoire et que les changements technologiques ne sont pas endogènes, la productivité de la période courante s'avère en fait être le meilleur élément d'information pour prédire la productivité future, et nous avons  $\xi_t = \mu_t$ . Par contre, lorsqu'il y a des effets de technologie endogène, la productivité dépendra à long terme de la séquence des chocs réels et nominaux courants et futurs qui frappent l'économie et son espérance à la période  $t$  dépendra de la dynamique engendrée par les effets des chocs courants. Dans ce cas, la productivité de la période courante agit à titre de variable approximative de l'espérance de la productivité future. Finalement, lorsque  $\rho < 1$  dans l'équation (9), c'est-à-dire, lorsque la technologie suit un processus stochastique stationnaire, la productivité des travailleurs sera égale à long terme à la moyenne non conditionnelle de ce processus stochastique qui, elle, est égale à zéro. Dans ce dernier cas, nous avons  $\xi_t = 0$ .

Nous adoptons une formulation très simple pour la demande agrégée des produits. L'ensemble d'équations décrivant la demande globale est le suivant :

$$y_t^d = -\alpha_1 (i_t - E_t p_{t+1} + p_t) + \alpha_2 \mu_t + \zeta_t \quad (17)$$

$$m_t - p_t = y_t - \beta i_t + \mu_t \quad (18)$$

$$m_t = \delta + m_{t-1} + v_t \quad (19)$$

Les variables sont toujours mesurées en logarithmes sauf le taux d'intérêt nominal  $i$ ;  $m_t$  est le stock nominal de monnaie, et  $\zeta_t$  et  $v_t$  sont des chocs dont la moyenne est nulle et la variance est constante.

L'équation (17) met en relation la demande du produit  $y_t^d$ , le taux d'intérêt réel *ex ante* et le choc à la productivité  $\mu_t$ . L'équation (18) représente la condition d'équilibre du marché monétaire et l'équation (19) décrit le processus par lequel l'offre de monnaie est engendrée. L'évolution du stock nominal de monnaie est

décrite par une marche aléatoire. Le taux de croissance moyen du stock nominal de monnaie est égal à  $\delta$ .

Dans le modèle de concurrence monopolistique de Blanchard et Kiyotaki (1987), la demande agrégée dépend directement des encaisses réelles avec un coefficient unitaire à cause d'une contrainte de paiement préalable en espèces (*cash in advance constraint*) qui est imposée sur les achats des individus. Dans notre modèle, si nous faisons l'hypothèse que  $\beta$  est égal à 0, nous obtenons en combinant l'équation de demande agrégée et l'équation d'équilibre du marché monétaire :

$$y_t = (m_t - p_t) + \mu_t \tag{20}$$

Cette équation est semblable à l'équation de demande agrégée utilisée par Blanchard et Kiyotaki sauf pour la dépendance de la vitesse de circulation de la monnaie au niveau agrégé de la technologie. Notre formulation est donc plus générale que celle de Blanchard et Kiyotaki. Elle suppose une technologie des transactions monétaires qui s'améliore au même rythme que la technologie de production.

Le modèle au complet est constitué par les équations (7), (8), (9), (14), (15), (16), (17), (18) et (19) en plus de la définition suivante du taux de chômage :

$$u_t = n_t^0 - n_t \tag{21}$$

Les variables endogènes sont l'emploi  $n_t$ , le produit  $y_t$ , le contrat salarial de la période courante  $x_t$ , le salaire nominal moyen  $w_t$ , l'offre de travail  $n_t^0$ , le taux d'intérêt nominal  $i_t$ , le niveau des prix  $p_t$ , le stock nominal de monnaie  $m_t$ , le niveau de la technologie  $\mu_t$  et le taux de chômage  $u_t$ .

Le modèle peut être réduit par le recours à des manipulations algébriques simples à sa forme canonique, qui consiste en un système d'équations en différence première. Celle-ci est la suivante :

$$E_t q_{t+1} = A q_t + B z_t \tag{22}$$

$$q_t = [\mu_{t-1}, (w_{t-1} - p_{t-1} - \mu_{t-1}), a_{t-1}, (x_t - p_t - \mu_t), (m_t - p_t)]' \tag{23}$$

$$z_t = [v_t, \varepsilon_t, \phi_t, \zeta_t, \bar{r}, \delta]' \tag{24}$$

Les variables endogènes du système modifié sont  $\mu_t$ ,  $(w_t - p_t - \mu_t)$ ,  $a_t$ ,  $E_t(x_{t+1} - p_{t+1} - \mu_{t+1})$ , et  $E_t(m_{t+1} - p_{t+1})$ . La nouvelle variable  $a_t \equiv (m_t - p_t)$  est une variable fictive qui tient compte du fait que les valeurs courante, anticipée et retardée des encaisses réelles apparaissent dans le modèle. Les valeurs des coefficients des matrices  $A$  et  $B$  sont présentées dans un appendice à la fin du texte.

La forme canonique est composée de variables transformées du fait que l'économie croît selon une tendance quand l'évolution de la technologie est non stationnaire ( $\rho = 1$ ). Sans cette transformation, la plupart des variables seraient non stationnaires et le modèle n'aurait pas d'état stationnaire bien défini. Les transformations effectuées pour obtenir la forme canonique exploitent des liens de cointégration (voir Engle et Granger, 1987) qui existent entre les variables originales du modèle, variables qui ne sont pas stationnaires. Si le processus qui engendre

la technologie agrégée  $\mu_t$  contient une racine unitaire, alors, le produit, le salaire réel moyen et le contrat salarial de la période courante dégonflé par le niveau des prix seront tous engendrés par des processus contenant également une racine unitaire. Ces variables seront en fait cointégrées avec  $\mu_t$ .

La forme canonique du modèle possède la propriété de stabilité en point de selle. Pour toutes les combinaisons de valeurs de paramètres que nous avons considérées lors des simulations, la matrice  $A$  de l'équation (22) a trois racines caractéristiques dont les valeurs absolues sont inférieures ou égales à un. Ces racines correspondent aux trois variables prédéterminées du système. Les deux racines caractéristiques qui restent ont donc des valeurs absolues plus élevées que un. Ces dernières correspondent aux deux variables non prédéterminées qui sont les encaisses réelles ( $m_t - p_t$ ) et le contrat salarial de la période courante ( $x_t - p_t - \mu_t$ ). Le modèle est trop complexe pour que des solutions analytiques représentant la réponse dynamique de l'économie aux chocs exogènes puissent être dérivées. La stabilité en point de selle du modèle permet cependant de résoudre le modèle par le biais de simulations numériques, lesquelles utilisent la méthodologie développée par Blanchard et Kahn (1980).

Une fois que le sentier dynamique de la forme canonique a été calculé, il est possible de calculer les valeurs d'un certain nombre d'autres variables endogènes qui ont été éliminées par substitution de la forme canonique du modèle. Il s'agit notamment du produit, de l'emploi, du contrat salarial réel et du salaire réel moyen de la période courante, du taux d'intérêt nominal, etc. Ces variables dépendent de façon linéaire des variables dynamiques de la forme canonique et des chocs exogènes du modèle.

## 2. L'ÉTAT STATIONNAIRE DU MODÈLE

Le modèle possède des propriétés classiques à long terme. L'emploi et le taux de chômage sont stationnaires et normalisés pour être tous les deux égaux à zéro. Le produit dépend à long terme du niveau de la technologie et sera non stationnaire si la technologie introduit des effets permanents. À long terme, le contrat de salaire de la période courante est égal au salaire réel moyen et tous les deux sont égaux au niveau de la technologie. Si nous faisons l'hypothèse que  $\alpha_2 = 1$ , le taux d'intérêt réel sera indépendant à long terme du niveau de la technologie et du taux de croissance du stock nominal de monnaie. Le taux d'intérêt réel est normalisé pour être égal à zéro à long terme. Les variables nominales varient proportionnellement avec le stock nominal de monnaie. L'écart entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'intérêt réel est égal au taux de croissance du stock nominal de monnaie lequel, à son tour, est égal au taux d'inflation.

Lorsque le niveau de la technologie dépend du premier retard de la productivité moyenne des travailleurs ( $g > 0$ ) et que  $\rho = 1$ , la forme canonique du modèle a trois racines caractéristiques avec des valeurs absolues supérieures à un. Dans ce cas, le produit est engendré par un processus stochastique non stationnaire avec une racine dont la valeur est supérieure à un. La croissance économique devient

cumulative et il y a croissance même en l'absence de tout choc stochastique<sup>13</sup>. Afin de pouvoir utiliser la méthode de simulation des modèles qui possèdent la propriété de stabilité en point de selle, nous omettons ce cas intéressant et considérons seulement le cas où  $g = 0$ .

### 3. LE CHOIX DES VALEURS DE PARAMÈTRES

Nous présentons au tableau 1 un résumé des valeurs qui servent de point d'appui pour la simulation numérique du modèle. Nous discutons un peu plus loin des hypothèses qui doivent être imposées sur ces valeurs afin d'obtenir les cas particuliers intéressants du modèle général. Deux critères ont été retenus afin d'attribuer des valeurs aux paramètres. D'abord, comme nous l'avons expliqué dans la section précédente, certaines valeurs ont été choisies en fonction de l'état stationnaire du modèle. Par exemple, la dépendance de la demande agrégée par rapport au niveau de la technologie est unitaire ( $\alpha_2 = 1$ ) afin d'obtenir un taux d'intérêt réel qui ne dépend pas à long terme de la productivité. Nous devons également imposer l'hypothèse  $g = 0$ , sans laquelle il ne peut y avoir d'état stationnaire si  $\rho = 1$ .

TABLEAU 1  
VALEURS DE BASE DES PARAMÈTRES

$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta$	$\delta$	$d$	$\gamma$	$\rho$	$f$	$g$	$\theta$	$\pi_1$	$\pi_2$	$\alpha$
2,0	1,0	2,5	0,0	0,3	0,15	1,0	0,0	0,0	10,0	0,1	0,1	0,65

Pour les autres paramètres, les valeurs ont été tirées d'études empiriques existantes. Nous faisons l'hypothèse que la technologie suit, mis à part sa dépendance au niveau retardé d'emploi et au niveau retardé de la productivité moyenne des travailleurs, une marche aléatoire. Comme nous l'avons fait remarquer dans la section précédente, ceci a pour conséquence que plusieurs variables réelles du modèle, notamment le produit et le salaire réel, sont engendrées par des processus qui contiennent des racines unitaires. Ceci est conforme aux résultats de nombreuses études empiriques récentes (voir entre autres Nelson et Plosser, 1982; Campbell et Mankiw, 1987, 1989; Stulz et Wasserfallen, 1985).

La valeur de  $\alpha_1$  (l'élasticité partielle du produit agrégé par rapport au taux d'intérêt réel) est fixée à 2,0. En ayant à l'esprit une élasticité de la dépense réelle par rapport au taux d'intérêt égale à environ 0,17 comme dans l'étude de Friedman (1978) ainsi qu'un taux d'intérêt nominal moyen de 8 %,  $\alpha_1$  prendra une valeur égale à deux (voir également DeLong et Summers, 1986). La valeur de  $\beta$  (l'élasticité partielle de la demande de monnaie par rapport au taux d'intérêt) est de 2,5.

13. Ce résultat tient aussi dans le modèle de Stadler (1990), qui est plus simple mais qui utilise une hypothèse sur l'évolution de la technologie qui est très semblable à la nôtre.

Elle est obtenue en supposant que l'élasticité de la demande de monnaie par rapport au taux d'intérêt est égale à  $-0,20$  comme dans l'étude de Goldfeld (1976) et que le taux d'intérêt nominal moyen est de 8 %.

Nous fixons la valeur de base du paramètre  $d$  à  $0,3$ . La longueur moyenne de base des contrats est donc de  $1,4$  périodes ou de  $15$  mois. La valeur de  $\gamma$  (la sensibilité des salaires à la pression qui s'exerce sur le marché du travail) a été établie à  $0,15$ . Cette valeur est non seulement conforme aux résultats d'estimation obtenus par Taylor (1980b) pour l'économie américaine mais aussi aux éléments de preuve empirique disponibles pour plusieurs pays (Phaneuf, 1990).

La valeur du paramètre  $\alpha$  est fixée à  $0,65$ . Ce chiffre correspond à peu près à la part des salaires dans le revenu national américain. Les valeurs des paramètres de substitution intertemporelle dans la fonction d'offre de travail,  $\pi_1$  et  $\pi_2$ , ont été fixées à  $0,1$ . Ces valeurs sont en harmonie avec les résultats d'études qui démontrent que la substitution intertemporelle est relativement faible au niveau des décisions des travailleurs individuels (voir notamment Eichenbaum, Hansen et Singleton, 1985)<sup>14</sup>.

Finalement, pour certains paramètres du modèle, il n'y a pas d'études empiriques sur lesquelles nous pouvons fonder notre choix de valeurs. C'est le cas du degré de substituabilité des produits ( $\theta$ ) et de la sensibilité de la technologie par rapport à l'emploi passé ( $f$ ). La valeur de  $\theta$  a été fixée à  $10$ . Nous savons que pour obtenir un maximum intérieur pour la maximisation du profit,  $\theta$  doit être supérieur à un. De plus, fixer la valeur de  $\theta$  à  $10$  revient à supposer que les prix sont déterminés selon une marge ajoutée au coût marginal égale à  $11,1$  % (voir Blanchard, 1986). La valeur de  $f$ , quant à elle, a été fixée à  $0$ , ce qui élimine tout effet de technologie endogène dans la version de base du modèle. Nous étudions dans la prochaine section la sensibilité des simulations à des changements de valeurs de ces paramètres.

#### 4. LES RÉSULTATS DE SIMULATIONS NUMÉRIQUES

Nous présentons dans cette section deux types de résultats. D'abord, nous avons effectué des simulations stochastiques de la réponse dynamique du modèle à une série de chocs aléatoires. Nous avons également réalisé des simulations de la réponse dynamique du modèle, un choc à la fois, afin de pouvoir isoler l'effet de chaque choc.

Pour ce qui est des simulations stochastiques, nous avons généré une série de  $90$  observations sur les termes d'erreur du modèle avec un générateur de nombres aléatoires, suivant des hypothèses sur la distribution des chocs qui varient selon la version considérée du modèle. Pour une configuration donnée de la matrice de variance-covariance des chocs, nous avons simulé le modèle à cent reprises, avec

14. Nous ne considérons pas dans ce texte l'hypothèse d'une offre de travail indivisible (à la manière de Hansen, 1985), hypothèse qui permettrait d'obtenir une élasticité de l'offre de travail agrégée qui serait relativement élevée même si l'élasticité de l'offre de travail individuelle était faible.

une nouvelle série de 90 observations sur les termes d'erreur à chaque fois. Chaque statistique qui est rapportée est la moyenne sur les cent répétitions. Chaque statistique est accompagnée de son écart type, ce qui donne une idée de la précision de la statistique calculée d'une fois à l'autre.

Puisque certaines variables importantes du modèle sont non stationnaires en raison d'effets permanents induits par la technologie, les variables sont mesurées en écart de leurs tendances. Trois méthodes différentes ont été utilisées pour extirper la tendance. Les trois méthodes sont fréquemment utilisées pour simuler différents modèles du cycle.

La première méthode repose sur l'utilisation du filtre d'Hodrick et Prescott (voir Prescott, 1986, pour une description détaillée de cette méthode). Elle suppose le calcul d'une tendance qui minimise les écarts quadratiques des logarithmes des variables par rapport à une courbe de tendance sujette à une contrainte de lissage. Cette dernière attribue un poids moins important aux changements trop brusques de la pente de la courbe de tendance. L'emploi du filtre de Hodrick et Prescott est très généralisé dans les études du cycle d'origine réelle.

Les deux autres méthodes consistent à calculer la première différence des logarithmes des variables, ce qui est cohérent avec le fait que plusieurs des variables importantes du modèle sont engendrées par des processus qui contiennent des racines unitaires<sup>15</sup> à l'exception du niveau d'emploi qui est stationnaire. Pour cette raison, la deuxième méthode utilise la première différence des logarithmes de toutes les variables tandis que la troisième méthode fait usage de la première différence des logarithmes de toutes les variables sauf l'emploi.

Afin de pouvoir évaluer les cas particuliers du modèle général, nous présentons au tableau 2 une série de faits qui touchent l'économie américaine<sup>16</sup>. Les comouvements entre agrégats ont été étudiés en plus de détail pour les États-Unis que pour n'importe quel autre pays industriel. Cependant, ces comouvements représentent assez bien ceux qu'on retrouve dans d'autres pays.

Nous présentons d'abord les résultats de simulations de la version MCR. Ensuite, nous considérons la version du modèle où la persistance de l'effet des chocs est rendue possible grâce aux rigidités nominales. Finalement, nous évaluons l'importance des hypothèses de concurrence monopolistique, de croissance endogène et de rigidité nominale.

---

15. Tel que démontré par Engle et Granger (1987), une variable contenant une seule racine unitaire est une variable du type I(1), ce qui veut dire que sa première différence est stationnaire.

16. Ces statistiques sont tirées de l'étude de Christiano et Eichenbaum (1988).

TABLEAU 2  
LES FAITS SAILLANTS

correction pour la tendance	statistique observée			
	corr ( $y/n, n$ )	$\sigma_n/\sigma_{y/n}$	$\sigma_n/\sigma_y$	$\sigma_y$
H.-P.	-0,20	1,21	0,86	0,019
P.D.L.	-0,72	0,97	1,32	0,011
P.D.L.H.	-0,30	1,56	2,11	0,011

Les statistiques présentées ici ont été calculées par Christiano et Eichenbaum (1988) pour l'économie américaine. Les techniques utilisées pour enlever la tendance sont : H.-P. ; le filtre de Hodrick-Prescott (voir texte pour explication) : P.D.L. ; la première différence du logarithme de toutes les variables : P.D.L.H. ; la première différence du logarithme de toutes les variables sauf les heures travaillées (l'emploi). Le symbole  $\text{corr}(x, y)$  dénote le coefficient de corrélation entre deux variables  $x$  et  $y$ . Le symbole  $\sigma_x$  dénote l'écart type de la variable  $x$ .

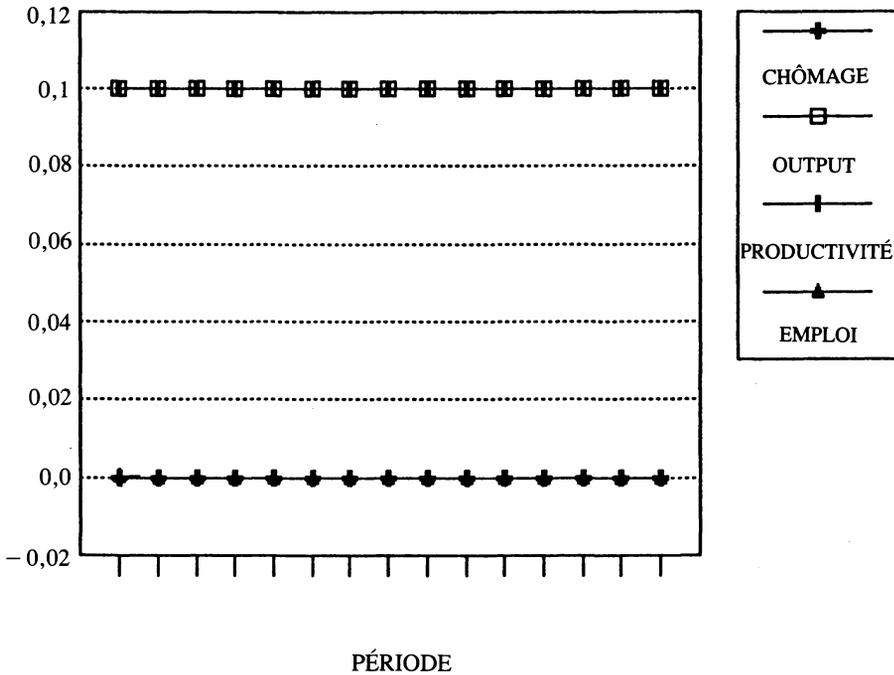
#### 4.1 *La version MCR du modèle*

Lorsque la durée moyenne des contrats de salaire s'approche d'une période et que les salaires nominaux deviennent très sensibles à la pression qui s'exerce sur le marché du travail, le modèle se confond avec un modèle où seuls les chocs technologiques ont un effet sur le produit agrégé et où il n'y a pas de chômage involontaire<sup>17</sup>. Il s'agit donc de la version MCR. Nous présentons au tableau 3 les résultats de plusieurs simulations de ce modèle en présence de chocs technologiques. Le graphique 1 illustre la réponse dynamique de quelques variables importantes du modèle suite à un choc technologique positif qui est égal, par hypothèse, à 0,1 pendant une période, et qui a par conséquent un effet permanent sur le niveau de la technologie si  $\rho = 1$ .

Le graphique 1 montre que l'effet d'un choc technologique sur le produit agrégé est permanent. On constate également que le produit atteint immédiatement son nouvel équilibre de long terme. L'omission de rigidités nominales dans la version MCR enlève toute source de propagation dynamique. Ce résultat souligne le rôle important que joue habituellement l'accumulation de capital dans les MCR, notamment ceux de Kydland et Prescott (1982) et Prescott (1986).

17. Dans ce cas limite, il y a toujours dans l'économie des contrats salariaux qui fixent le salaire nominal de façon non contingente, mais puisque la durée moyenne des contrats est d'une période et que les négociations salariales se font sur la base de l'information courante, la non-contingence des contrats n'a pas de conséquence importante.

GRAPHIQUE 1  
CHOC DE PRODUCTIVITÉ PERMANENT

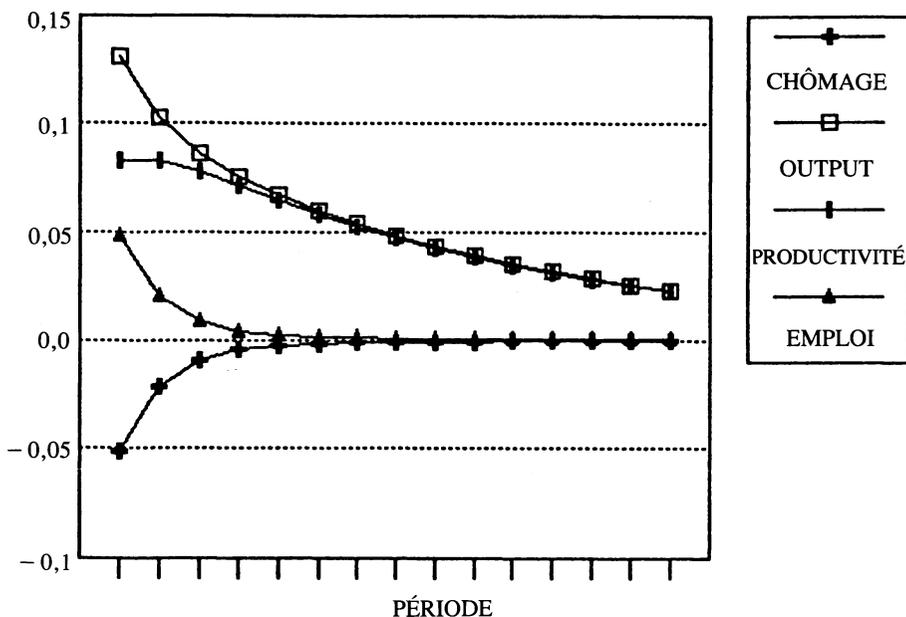


La productivité marginale des travailleurs atteint tout de suite son nouvel équilibre de long terme plus élevé suite au choc technologique positif. Il n'y a donc pas de substitution intertemporelle et l'ajustement de l'emploi au choc technologique est, pour ainsi dire, nul. La hausse du produit agrégé est attribuable entièrement à l'augmentation de la productivité des travailleurs.

Ce résultat dépend de la présence d'une racine unitaire dans le processus qui engendre le niveau de la technologie. Si les effets des chocs technologiques sont persistants, sans toutefois être permanents, c'est-à-dire, si  $0 < \rho < 1$ , la substitution intertemporelle redevient un canal de propagation dynamique important. Le graphique 2 illustre la réponse dynamique de quelques variables importantes au choc technologique en présence d'une valeur de  $\rho$  égale à 0,9. Dans ce cas, l'équation (16) constitue l'équation d'offre de travail utilisée pour la simulation avec  $\xi_t = 0$ . La réponse de l'emploi au choc technologique positif est maintenant significative. Les travailleurs bénéficient d'un salaire réel qui est temporairement plus élevé, ce qui a pour effet de hausser leur offre de travail.

## GRAPHIQUE 2

## CHOC DE PRODUCTIVITÉ TEMPORAIRE



Le tableau 3 rapporte les comouvements prédits par le modèle lorsque le choc technologique est permanent. On constate d'abord que la corrélation entre la productivité moyenne des travailleurs et l'emploi (les heures) prédite par le modèle est positive et élevée<sup>18</sup>. Cette corrélation est très différente de celle qu'on observe dans la réalité<sup>19</sup>. Ce résultat peut être expliqué par le fait que, dans ce modèle, les chocs technologiques provoquent des déplacements de la courbe de demande de travail le long d'une courbe d'offre de travail qui est fixe et qui est presque verticale en raison de l'absence de substitution intertemporelle de la part des travailleurs.

La valeur prédite de la corrélation entre la productivité moyenne des travailleurs et l'emploi est semblable à celle qu'on retrouve généralement dans les MCR et l'incapacité qu'ont les MCR à engendrer une corrélation beaucoup plus faible constitue en fait leur plus grande faiblesse. De nombreux textes récents ont examiné les modifications qui doivent être apportées aux MCR afin de corriger cette faiblesse (voir entre autres Christiano et Eichenbaum, 1988; Ambler et Paquet, 1990; Ambler et Phaneuf, 1992; Benhabib, Rogerson et Wright, 1990a, 1990b; Cho et Cooley, 1991). On peut comprendre de façon intuitive que, pour obtenir une corrélation

18. Notre modèle ne permet pas de faire la distinction entre la variation du nombre d'employés (marge extensive) et la variation du nombre d'heures travaillées par l'employé moyen (marge intensive).

19. Nous notons cependant que même la façon de calculer cette corrélation est un sujet controversé. L'appendice du texte de Christiano et Eichenbaum (1988) contient une discussion détaillée de cette question.

TABLEAU 3  
VERSION MCR DU MODÈLE

correction pour la tendance	statistique observée			
	corr (y/n, n)	$\sigma_n/\sigma_{y/n}$	$\sigma_n/\sigma_y$	$\sigma_y/\sigma_\varepsilon$
H.-P.	0,39 (0,06)	0,001 (0,00)	0,001 (0,00)	1,23 (0,18)
P.D.L.	0,71 (0,04)	0,001 (0,00)	0,001 (0,00)	0,99 (0,08)
P.D.L.H.	1,00 (0,00)	0,001 (0,00)	0,001 (0,00)	0,99 (0,08)

Pour une explication des symboles, voir les notes qui suivent le tableau 2. Les écarts-type des statistiques sont indiqués entre parenthèses. Les valeurs de paramètres utilisées pour ces simulations sont celles du tableau 1 sauf  $d = 0,01$ ,  $\gamma = 10$ .

faible entre la productivité des travailleurs et l'emploi, il est nécessaire d'introduire des chocs qui provoqueront des déplacements indépendants des courbes de demande et d'offre de travail. Comme nous allons le constater, la présence de rigidités nominales et de chocs nominaux dans le modèle permet d'y arriver.

En raison de l'absence de substitution intertemporelle, l'emploi est assez peu variable. Ce résultat illustre de façon exagérée une autre faiblesse des premiers MCR dans lesquels la variabilité de l'emploi est plus faible que celle qui est observée dans la réalité. Des études empiriques ont montré que la substitution intertemporelle au plan individuel est trop faible pour qu'un modèle d'agent représentatif puisse reproduire la variabilité observée de l'emploi (voir Eichenbaum, Hansen et Singleton, 1985).

Cette faiblesse a permis de développer un autre type de MCR qui repose sur une hypothèse de coûts fixes de déplacement au travail (voir Hansen, 1985). Dans ce type de modèle, des allocations optimales, au sens de Pareto, peuvent résulter d'un mécanisme de loteries qui permet de choisir de façon aléatoire des travailleurs qui demeurent en dehors du marché du travail. Les individus sont identiques *ex ante* mais sont, *ex post*, divisés en deux groupes distincts: d'un côté, ceux qui travaillent à temps plein et, de l'autre, ceux qui ne travaillent pas du tout. Ces modèles permettent d'avoir une élasticité d'offre de travail qui est très élevée au niveau agrégé bien qu'elle soit faible au niveau individuel. En fait, la variabilité de l'emploi agrégé y est même trop élevée.

Nous avons déjà fait remarquer que lorsque la technologie est engendrée par un processus stationnaire, la substitution intertemporelle joue. Nous avons pu confirmer ce résultat en effectuant des simulations avec une valeur de  $\rho$  égale à 0,9 (les résultats de ces simulations ne sont pas rapportés). La variabilité de l'emploi

prédite par le modèle est accrue bien qu'elle demeure toujours plus faible que celle qui est observée dans la réalité.

#### 4.2 Simulations de la version de base du modèle

Nous rapportons aux tableaux 4 à 8 les résultats de simulations qui illustrent d'abord la réponse du modèle à chacun des quatre chocs, puis, à une combinaison de ces chocs.

Les comouvements produits par le choc technologique sont rapportés au tableau 4. Une première observation qui se dégage de ce tableau est que l'introduction de rigidités nominales fait hausser la variabilité du produit agrégé par rapport à celle des chocs technologiques. Ceux qui ont critiqué les MCR (par exemple Summers, 1986 et Mankiw, 1989) ont affirmé que la variabilité des chocs technologiques qui est nécessaire pour engendrer la variabilité observée du produit est trop élevée pour être réaliste. L'introduction de rigidités nominales semble remédier à ce problème, du moins en partie.

TABLEAU 4  
VERSION DE BASE DU MODÈLE  
CHOCs TECHNOLOGIQUES SEULEMENT

correction pour la tendance	statistique observée			
	corr (y/n, n)	$\sigma_n/\sigma_{y/n}$	$\sigma_n/\sigma_y$	$\sigma_y/\sigma_\varepsilon$
H.-P.	0,48 (0,05)	0,37 (0,04)	0,30 (0,02)	1,39 (0,16)
P.D.L.	0,77 (0,03)	0,60 (0,03)	0,40 (0,01)	1,26 (0,10)
P.D.L.H.	0,95 (0,00)	0,55 (0,02)	0,36 (0,02)	1,26 (0,10)

Pour une explication des symboles, voir les notes qui suivent le tableau 2. Les écarts-type des statistiques sont indiqués entre parenthèses. Les valeurs de paramètres utilisées pour ces simulations sont celles du tableau 1.

Bien qu'elle augmente, la variabilité de l'emploi reste quand même inférieure à celle qui est observée dans la réalité. Puisque les salaires sont ajustés lentement, le salaire réel moyen est différent de son niveau de long terme suite au choc technologique. Les travailleurs sont incités à substituer intertemporellement. Comme on peut le constater, la corrélation entre la productivité des travailleurs et les heures travaillées reste très élevée. La possibilité accrue de substitution intertemporelle hausse l'élasticité de l'offre de travail. Cependant, le choc technologique a le même

effet que dans la version du modèle du cycle d'origine réelle parce qu'il déplace la courbe de demande de travail le long d'une courbe d'offre de travail qui est fixe<sup>20</sup>.

Les tableaux 5, 6 et 7 montrent les comouvements engendrés séparément par les chocs aux salaires, les chocs monétaires et les chocs à la demande agrégée. Leurs effets se ressemblent et sont assez différents par rapport à ceux engendrés par les chocs technologiques. Les variances des trois types de chocs sont égales par hypothèse<sup>21</sup>. La plus grande différence, d'un choc à l'autre, concerne la taille de leur impact sur la variabilité du produit agrégé. À variance donnée, ce sont les chocs salariaux qui engendrent la plus grande variabilité.

TABLEAU 5  
VERSION DE BASE DU MODÈLE  
CHOCs SALARIAUX SEULEMENT

correction pour la tendance	statistique observée			
	corr (y/n, n)	$\sigma_n/\sigma_{y/n}$	$\sigma_n/\sigma_y$	$\sigma_y/\sigma_\phi$
H.-P.	-1,00 (0,00)	2,86 (0,00)	1,54 (0,00)	0,64 (0,05)
P.D.L.	-1,00 (0,00)	2,86 (0,00)	1,54 (0,00)	0,78 (0,06)
P.D.L.H.	-0,56 (0,04)	2,57 (0,19)	1,38 (0,11)	0,78 (0,06)

Pour une explication des symboles, voir les notes qui suivent le tableau 2. Les écarts-type des statistiques sont indiqués entre parenthèses. Les valeurs de paramètres utilisées pour ces simulations sont celles du tableau 1.

20. Il faut noter cependant que l'analogie avec la version MCR n'est pas stricte. En présence de rigidités salariales, l'emploi est par hypothèse déterminé par la demande de travail et n'est plus nécessairement égal à l'offre de travail.

21. Elles sont de plus égales à la variance des chocs technologiques.

TABLEAU 6  
VERSION DE BASE DU MODÈLE  
CHOCS MONÉTAIRES SEULEMENT

correction pour la tendance	statistique observée			
	corr ( $y/n, n$ )	$\sigma_n/\sigma_{y/n}$	$\sigma_n/\sigma_y$	$\sigma_y/\sigma_v$
H.-P.	-1,00 (0,00)	2,86 (0,00)	1,54 (0,00)	0,27 (0,02)
P.D.L.	-1,00 (0,00)	2,86 (0,00)	1,54 (0,00)	0,33 (0,02)
P.D.L.H.	-0,56 (0,04)	2,58 (0,21)	1,39 (0,11)	0,33 (0,02)

Pour une explication des symboles, voir les notes qui suivent le tableau 2. Les écarts-type des statistiques sont indiqués entre parenthèses. Les valeurs de paramètres utilisées pour ces simulations sont celles du tableau 1.

TABLEAU 7  
VERSION DE BASE DU MODÈLE  
CHOCS DE DEMANDE SEULEMENT

correction pour la tendance	statistique observée			
	corr ( $y/n, n$ )	$\sigma_n/\sigma_{y/n}$	$\sigma_n/\sigma_y$	$\sigma_y/\sigma_\xi$
H.-P.	-1,00 (0,00)	2,86 (0,00)	1,54 (0,00)	0,019 (0,002)
P.D.L.	-1,00 (0,00)	2,86 (0,00)	1,54 (0,00)	0,011 (0,001)
P.D.L.H.	-0,77 (0,03)	1,86 (0,08)	1,00 (0,04)	0,011 (0,001)

Pour une explication des symboles, voir les notes qui suivent le tableau 2. Les écarts-type des statistiques sont indiqués entre parenthèses. Les valeurs de paramètres utilisées pour ces simulations sont celles du tableau 1.

Dans les trois cas, la corrélation prédite entre la productivité des travailleurs et les heures travaillées est inférieure à  $-0,5$  quelque soit la mesure de tendance qui est choisie et elle est beaucoup plus élevée en valeur absolue que la valeur de son écart-type. La corrélation négative est trop prononcée pour être en accord avec

les faits. Quant à la variabilité relative de l'emploi, elle est en général trop élevée par rapport à la réalité.

En résumé, nous pouvons constater qu'en présence de chocs à la technologie et de rigidités nominales, le modèle prédit une corrélation trop élevée entre la productivité des travailleurs et les heures travaillées et une variabilité trop faible des heures, comme dans le MCR. Par contre, en réponse à des chocs nominaux ou des chocs à la demande agrégée, la corrélation entre la productivité et les heures est trop négative et l'emploi est trop variable par rapport aux faits. Il tombe sous le sens qu'une combinaison de tous les chocs pourraient possiblement provoquer des comouvements qui correspondent avec la réalité. La question de l'importance relative des chocs a suscité beaucoup d'intérêt récemment (voir notamment Shapiro et Watson, 1988; Blanchard, 1989; Blanchard et Quah, 1989).

Afin d'avoir une idée des comouvements qui seraient engendrés par un ensemble de chocs empiriquement plausible, nous avons utilisé les résultats d'estimation d'une étude récente de Blanchard (1989). Blanchard estime un modèle de cinq équations et cinq types de chocs. Outre les quatre types de chocs qui apparaissent dans notre modèle, son modèle contient un choc au niveau des prix agrégé, ce qui s'accorde mal avec notre hypothèse que les firmes fixent leur prix lorsque la valeur courante de tous les chocs est connue. Nous utilisons les variances estimées des quatre chocs qui sont communs aux deux modèles (Blanchard impose une covariance nulle entre les différents chocs, une hypothèse que nous avons retenue)<sup>22</sup>.

Les résultats des simulations avec l'ensemble de chocs sont présentés au tableau 8. Nous pouvons constater que, pour certaines mesures de la tendance, le lien entre les comouvements prédits par le modèle et la réalité est assez frappant. Il n'y a que deux cas, celui du rapport de la variabilité de l'emploi à la variabilité de la productivité quand l'emploi est mesuré en différence première et celui du rapport de la variabilité de l'emploi à la variabilité du produit agrégé quand l'emploi est mesuré en niveau, où le comouvement prédit par le modèle s'écarte des faits. La présence de divers types de chocs, mis à part le choc à la technologie, a également pour conséquence de faire augmenter la variabilité relative du produit, tel qu'indiqué dans la dernière colonne du tableau. Ces résultats, bien qu'ils peuvent encore être améliorés, démontrent néanmoins que la prise en compte des rigidités nominales permet d'engendrer des comouvements qui s'accordent plus avec la réalité.

Le bilan de cette section est donc le suivant. L'introduction de rigidités nominales permet à plusieurs types de chocs d'affecter les variables réelles du modèle. Il existe des rapports de variance des chocs qui permettent au modèle de prédire des comouvements qui s'accordent avec les fluctuations observées de l'économie américaine. La question de la plausibilité des rapports de variance relève du domaine de l'économétrie. Toutefois, le modèle donne des résultats très encourageants sur la base de travaux empiriques antérieurs.

---

22. Blanchard considère plusieurs versions différentes de son modèle. Les valeurs que nous utilisons ici sont tirées du tableau 1 de son texte.

TABLEAU 8  
VERSION DE BASE DU MODÈLE  
ENSEMBLE DE CHOS

correction pour la tendance	statistique observée			
	corr (y/n, n)	$\sigma_n/\sigma_{y/n}$	$\sigma_n/\sigma_y$	$\sigma_y/\sigma_\varepsilon$
H.-P.	-0,36 (0,09)	1,41 (0,20)	1,00 (0,08)	1,82 (0,17)
P.D.L.	-0,58 (0,06)	2,07 (0,21)	1,23 (0,06)	2,03 (0,15)
P.D.L.H.	-0,29 (0,09)	1,60 (0,16)	0,95 (0,07)	2,03 (0,15)

Pour une explication des symboles, voir les notes qui suivent le tableau 2. Les écarts-type des statistiques sont indiqués entre parenthèses. Les valeurs de paramètres utilisées pour ces simulations sont celles du tableau 1. Les écarts-type des chocs sont les suivants:  $\sigma_\varepsilon = 0,0017$ ,  $\sigma_v = 0,0035$ ,  $\sigma_\zeta = 0,0069$ ,  $\sigma_\phi = 0,0016$

#### 4.3 *Le rôle de la concurrence monopolistique*

L'équation (7) du modèle montre que la demande agrégée de travail dépend de la demande globale des produits ainsi que de l'élasticité de substitution entre les produits. On pourrait croire que le degré de substituabilité entre les produits affecte la propagation dynamique des chocs. Or, il est facile de montrer que ceci n'est pas le cas. Notons qu'en présence de firmes qui sont identiques, l'équilibre dans l'économie sera symétrique au sens où chaque firme choisira un prix individuel qui sera exactement égal au niveau moyen des prix. En agrégeant toutes les firmes, la version logarithmique de l'équation (3) donne une relation entre le produit, qui lui est déterminé par la demande agrégée, et la demande de travail. Nous pouvons utiliser cette relation pour éliminer la demande globale des produits de l'équation de demande de travail. On obtient alors l'expression suivante<sup>23</sup>:

$$n_t = (1-\alpha) [ - (w_t - p_t) + \mu_t + \ln(\alpha-\alpha/\theta) ] \quad (25)$$

On peut voir que le degré de concurrence monopolistique exerce un effet constant sur la demande de travail et qu'il n'affecte pas la relation de la demande de travail avec le salaire réel et la technologie. Quand l'emploi est égal à son niveau de long terme qui est égal à zéro, nous avons:

$$p_t = w_t - \mu_t - \ln(\alpha-\alpha/\theta) \quad (26)$$

23. Nous tenons compte ici d'une constante qui a été éliminée de l'équation (5), la demande de travail de la firme représentative.

Ceci veut dire que le degré de concurrence monopolistique affecte la marge ajoutée aux coûts unitaires de production. Il y a donc un effet sur le niveau des prix à long terme. Par contre, un examen de la matrice de transition de l'économie (voir l'appendice) démontre que le degré de substituabilité entre les produits n'affecte pas l'ajustement dynamique de l'économie. Il y a donc une équivalence statistique entre une économie de concurrence parfaite et une économie de concurrence monopolistique lorsque les contrats de salaire sont fixés selon la règle présentée dans l'équation (9). Ce résultat est semblable à celui du texte récent de Bénassy, (1992). Dans son modèle, la concurrence imparfaite engendre des équilibres qui ne permettent pas d'atteindre des allocations optimales au sens de Pareto, mais qui n'affectent pas les effets dynamiques de chocs nominaux (la monnaie étant neutre étant donné l'absence de rigidités nominales dans son modèle). Notre résultat est plus contraignant dans un certain sens puisque notre modèle contient des rigidités nominales.

Ce résultat découle du fait que les négociations salariales de tous ceux qui renégocient un contrat lors de la période courante sont centralisées. Pour obtenir l'équation de demande de travail agrégée, nous avons dû tenir compte de la rétroaction entre le contrat salarial et la demande agrégée. Ce résultat permet de faire une observation plus générale : pour que la concurrence imparfaite ait des conséquences importantes sur la propagation dynamique des chocs, il faut qu'il y ait segmentation du marché du travail.

L'équation (5) montre que l'élasticité de la demande de travail de la firme individuelle dépend positivement de l'élasticité de substitution entre les produits. Si la segmentation du marché du travail nous permettait de négliger l'effet sur la demande agrégée d'un changement de la demande du travail, le déséquilibre du marché du travail et, en conséquence, le taux de changement des contrats salariaux, dépendraient positivement de l'écart entre le salaire réel observé et sa valeur d'équilibre walrasien. Une substituabilité accrue entre les produits aurait donc pour effet de diminuer la persistance des effets des chocs nominaux et des chocs de demande agrégée.

Des modifications pourraient être apportées à la façon dont les salaires sont déterminés afin de d'établir un lien entre le degré de concurrence imparfaite et la propagation dynamique. Par exemple, les travailleurs d'une firme donnée pourraient être représentés par un syndicat qui choisirait de façon unilatérale un salaire qui réalise un arbitrage entre un objectif d'emploi et un objectif de salaire réel mais qui, en revanche, céderait le choix du niveau d'emploi à la firme<sup>24</sup>. La persistance de l'effet des chocs sur les variables réelles devrait dépendre autant de l'appartenance des travailleurs à un syndicat que du degré de concurrence imparfaite sur le marché des produits.

---

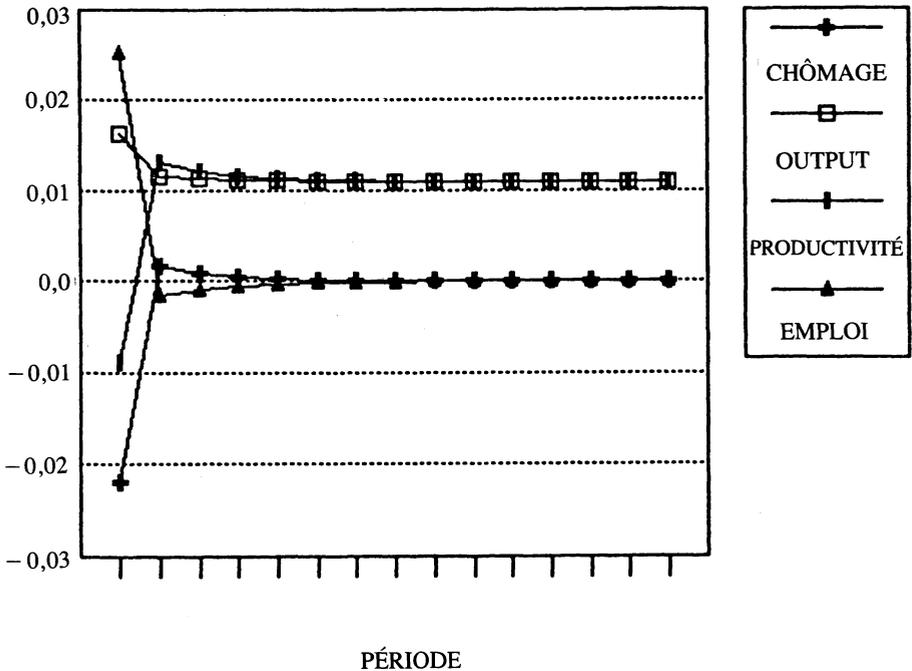
24. Dans la taxonomie des règles de détermination des salaires du texte de Nickell (1990), ce schéma de négociation est appelé *right to manage*.

#### 4.4 L'impact de la croissance endogène

L'introduction d'effets endogènes de technologie permet à tous les chocs du modèle d'exercer des effets permanents. Le graphique 3 illustre la réponse de quelques variables importantes suite à un choc temporaire de demande agrégée (lequel est égal à 0,1 pendant une période). Les valeurs des paramètres utilisées sont celles de la version de base du modèle, sauf pour le paramètre  $f$  dont nous fixons la valeur à 1. Puisque les salaires sont rigides, l'augmentation temporaire de la demande hausse le produit à court terme. Puisque la technologie agrégée est fixe à court terme, le produit ne peut augmenter que suite à une hausse de l'emploi. Cette hausse exerce un effet sur la technologie lors de la période suivante et lors des périodes subséquentes. L'effet est permanent.

### GRAPHIQUE 3

CROISSANCE ENDOGÈNE: CHOC DE DEMANDE



Les comouvements prédits par le modèle en présence d'effets endogènes de technologie sont rapportés au tableau 9 pour le cas où le modèle est perturbé par un ensemble de chocs et, au tableau 10 pour le cas où il est perturbé seulement par des chocs de demande agrégée. Tous les chocs affectent maintenant la demande de travail par l'entremise de leurs effets sur la productivité marginale des travailleurs. On peut donc s'attendre à ce que la corrélation entre la productivité et les heures devienne moins négative.

En présence d'un ensemble de chocs, la corrélation entre la productivité des travailleurs et les heures travaillées est soit négative, soit modérément positive dépendant du choix de la mesure de tendance<sup>25</sup>. Lorsqu'il n'y a que des chocs à la demande, la corrélation est toujours négative. Les deux tableaux indiquent également que la variabilité relative de l'emploi est plus faible quelque soit la mesure de tendance choisie. L'addition de la technologie endogène semble nuire à la capacité du modèle à engendrer une corrélation entre la productivité et les heures et une variabilité relative de l'emploi qui s'approchent des faits. Par contre, la variabilité relative du produit agrégé augmente. La technologie endogène fait augmenter l'effet de tous les chocs sur les fluctuations du produit, du moins dans la mesure où il y a des rigidités nominales.

TABLEAU 9  
MODÈLE AVEC CROISSANCE ENDOGÈNE  
ENSEMBLE DE CHOCS

correction pour la tendance	statistique observée			
	corr (y/n, n)	$\sigma_n/\sigma_{y/n}$	$\sigma_n/\sigma_y$	$\sigma_y/\sigma_\varepsilon$
H.-P.	-0,31 (0,08)	0,44 (0,05)	0,46 (0,07)	2,95 (0,49)
P.D.L.	-0,58 (0,06)	0,79 (0,06)	0,94 (0,11)	1,71 (0,16)
P.D.L.H.	-0,24 (0,12)	0,73 (0,04)	0,87 (0,06)	1,71 (0,16)

Pour une explication des symboles, voir les notes qui suivent le tableau 2. Les écarts-type des statistiques sont indiqués entre parenthèses. Les valeurs de paramètres utilisées pour ces simulations sont celles du tableau 1, sauf:  $f = 1$ . Les écarts-type des chocs sont identiques à ceux du tableau 8.

25. Les résultats dans le cas de chocs de salaire et chocs monétaires ne sont pas présentés.

TABLEAU 10  
 MODÈLE AVEC CROISSANCE ENDOGÈNE  
 ENSEMBLE DE CHOCS

correction pour la tendance	statistique observée			
	corr ( $y/n, n$ )	$\sigma_n/\sigma_{y/n}$	$\sigma_n/\sigma_y$	$\sigma_y/\sigma_\zeta$
H.-P.	-0,56 (0,05)	0,66 (0,06)	0,79 (0,10)	0,75 (0,12)
P.D.L.	-0,86 (0,02)	1,01 (0,03)	1,88 (0,17)	0,46 (0,04)
P.D.L.H.	-0,23 (0,08)	0,72 (0,02)	1,35 (0,06)	0,46 (0,04)

Pour une explication des symboles, voir les notes qui suivent le tableau 1. Les écarts-type des statistiques sont indiqués entre parenthèses. Les valeurs de paramètres utilisées pour ces simulations sont celles du tableau 1, sauf:  $f = 1$ .

Dans la version MCR, l'endogénéisation de la technologie n'introduit pas une source indépendante de propagation dynamique quand le processus qui engendre la technologie est caractérisé par une racine unitaire ( $\rho = 1$ ). Un choc technologique n'a toujours pas d'effet sur l'emploi, ce qui élimine tout effet endogène sur la technologie indépendamment de la valeur du paramètre  $f$ . Par contre, quand la technologie suit un processus stochastique stationnaire ( $\rho < 1$ ), l'endogénéisation de la technologie fait augmenter la persistance dans le modèle et la variabilité du produit agrégé. Dans ce cas, la corrélation entre la productivité des travailleurs et les heures travaillées n'est pas sensiblement affectée.

Nos résultats montrent que l'endogénéisation de la technologie a des effets ambigus sur les comouvements que prédit le modèle. Une conclusion importante qui se dégage cependant de nos simulations est que tous les chocs peuvent avoir des effets permanents sur les variables réelles. Non seulement la technologie endogène augmente les liens entre les fluctuations de l'économie et son évolution à long terme, mais elle influence aussi la façon de décomposer statistiquement les sources de fluctuations. Traditionnellement, tous les effets de long terme sont attribués à des chocs originant du côté de l'offre agrégée. Ceci n'est plus le cas lorsque la technologie est endogène.

#### 4.5 *Le rôle du degré de rigidité nominale*

Deux paramètres influent sur le degré de rigidité nominale, soit le paramètre  $d$ , qui contribue à déterminer la durée moyenne des contrats de salaire et le paramètre  $\gamma$ , qui représente la réponse des contrats de salaire à la pression qui s'exerce

sur le marché du travail. Nous résumons dans cette section les effets des changements des valeurs de  $d$  et de  $\gamma$  sur les comouvements.

Dans tous les cas, une augmentation du degré de rigidité nominale (provoquée soit par une diminution de  $d$  soit par une diminution de  $\gamma$ ) n'a que peu d'effet sur la corrélation entre la productivité des travailleurs et les heures travaillées. La variabilité relative de l'emploi n'est pas très affectée non plus. Par contre, il y a une relation significative entre la variabilité relative du produit agrégé et le degré de rigidité nominale. La variabilité du produit devient plus sensible au degré de rigidité nominale à mesure que l'importance des chocs technologiques diminue. En d'autres termes, un accroissement du degré de rigidité nominale agit surtout en faisant augmenter l'effet sur le produit agrégé des chocs autres que le choc technologique.

## CONCLUSION

Une des conclusions fondamentales qu'on peut tirer de nos simulations est que tous les chocs agrégés peuvent avoir des effets permanents sur le niveau du produit agrégé et d'autres variables même s'il s'agit de chocs temporaires. Cette conclusion dépend de la possibilité d'effets endogènes de technologie. Une conséquence importante de ce résultat est que tous les efforts en vue de décomposer les fluctuations du produit en une composante permanente et une composante temporaire peuvent être trompeurs s'ils sont fondés sur l'hypothèse que seuls les chocs technologiques peuvent avoir des effets permanents sur le niveau du produit agrégé.

Une voie qu'il faut explorer davantage dans l'avenir est celle de l'addition de mécanismes de propagation dynamique autres que les contrats de salaire. L'addition des décisions d'investissement dans notre modèle constituerait une extension importante.

Nous avons considéré une forme spécifique de rigidité nominale qui fait dévier le marché du travail de l'équilibre walrasien. La forme considérée tend à minimiser l'effet du degré de concurrence imparfaite sur la persistance. Il serait évidemment intéressant d'étudier l'effet d'autres hypothèses sur la détermination des salaires<sup>26</sup>.

La difficulté qu'ont les MCR à reproduire les comouvements observés sur le marché du travail a amené plusieurs chercheurs à envisager la possibilité d'incorporer des rigidités nominales dans des modèles où les chocs réels jouent toujours un rôle déterminant<sup>27</sup>. Ce développement est assez remarquable en soi et aurait été difficile à prévoir il y a deux ou trois ans. Les simulations de notre modèle en présence de rigidités nominales indiquent pourquoi. Il semblerait que tout modèle qui met l'accent sur les effets d'un seul choc, qu'il s'agisse d'un choc réel ou d'un choc nominal, soit limité à engendrer des corrélations élevées en valeur absolue entre les variables endogènes du modèle, notamment entre la productivité des

26. Voir Nickell (1990) pour un survol des formes de négociation de contrats de salaire qui ont été employées dans la littérature théorique et empirique.

27. Voir entre autres Cho et Cooley (1990), King (1990) et Lucas (1990).

travailleurs et les heures travaillées. L'introduction de rigidités nominales est une façon de permettre à un ensemble de chocs d'avoir des effets réels. Nous partageons l'opinion suivante exprimée récemment par Robert Lucas (Parkin, 1990, p. 801): [...] *the details of individual price setting are very poorly understood. So when people adopt an assumption like rigid prices, I don't think we can afford to look down our noses at them.*

## ANNEXE

Nous présentons ici les coefficients de la forme canonique du modèle. En général, la forme canonique peut être écrite comme dans l'équation (22) du texte. Pour le modèle du texte, il est plus facile de transformer le modèle analytiquement en la forme suivante :

$$Cq_{t+1} = Dq_t + Ez_t \quad (\text{A1})$$

Ainsi, la matrice  $A$  de l'équation (22) est égale à  $C^{-1}D$  et  $B = C^{-1}E$ . Les éléments des matrices  $C$ ,  $D$  et  $E$  sont définis de la manière suivante :

$$C = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ d & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ C_{41} & C_{42} & 0 & d & C_{45} \\ C_{51} & C_{52} & 0 & 0 & \alpha_1 \end{bmatrix} \quad (\text{A2})$$

$$D = \begin{bmatrix} g + \rho & D_{12} & 0 & 0 & 0 \\ d & d & -d & (1-d) & d \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & D_{45} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & D_{55} \end{bmatrix} \quad (\text{A3})$$

$$E = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -d & 0 & 0 & 0 & 0 & -d \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 0 & E_{44} & E_{45} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \alpha_1 \end{bmatrix} \quad (\text{A4})$$

où

$$\begin{aligned} C_{41} &= d(g + \rho - 1) \\ C_{42} &= d(g - f/(1-\alpha)) + (1-d)\gamma(\pi_2\alpha/(\beta(1-\alpha)) - \pi_1 - 1/(1-\alpha)) \\ C_{45} &= -d - (1-d)\gamma\pi_2 \\ C_{51} &= 1 - \alpha_2 & C_{52} &= -\alpha(1 + \alpha_1/\beta)/(1-\alpha) \\ D_{21} &= g - f/(1-\alpha) \\ D_{45} &= -d - (1-d)\gamma\pi_2(1 + 1/\beta) & D_{55} &= \alpha_1(1 + 1/\beta) \\ E_{44} &= -(1-d)\gamma\pi_2 & E_{45} &= -d - (1-d)\gamma\pi_2 \end{aligned}$$

## BIBLIOGRAPHIE

- AMBLER, S. et A. PAQUET (1990), «Fiscal Spending Shocks, Real Business Cycles and Stabilization Policies», Cahier de recherche 51, Centre de recherches sur les politiques économiques, Université du Québec à Montréal, Montréal, Québec.
- AMBLER, S. et L. PHANEUF (1989), «Aggregate Disturbances, Dynamic Propagation and the Persistence of Output and Unemployment Fluctuations», Cahier de recherche 3, Centre de recherches sur les politiques économiques, Université du Québec à Montréal, Montréal, Québec.
- AMBLER, S. et L. PHANEUF (1992), «Wage Contracts and Business Cycle Models», *European Economic Review*, 36, pp. 783-800.
- BACKUS, D. (1984), «Exchange Rate Dynamics in a Model with Staggered Wage Contracts», Discussion paper 561, Queen's University, Kingston, Ontario.
- BÉNASSY, J.-P. (1992), «Un modèle macroéconomique de chômage avec concurrence imparfaite et anticipations rationnelles», *L'Actualité économique*, ce numéro.
- BENHABIB, J., R. ROGERSON et R. WRIGHT (1990a), «Homework in Macroeconomics I: Basic Theory», Working paper 3344 Part I, NBER, Cambridge, MA.
- BENHABIB, J., R. ROGERSON et R. WRIGHT (1990b), «Homework in Macroeconomics II: Aggregate Fluctuations», Working paper 3344 Part II, NBER, Cambridge, MA.
- BLANCHARD, O.J. (1986), «The Wage Price Spiral», *Quarterly Journal of Economics*, 101, pp. 543-65.
- BLANCHARD, O.J. (1989), «A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations», *American Economic Review* 79, pp. 1146-64.
- BLANCHARD, O.J. et S. FISCHER (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, MA.
- BLANCHARD, O.J. et C. KAHN (1980), «The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations», *Econometrica* 45, pp. 1305-11.
- BLANCHARD, O.J. et KIYOTAKI, N. (1987), «Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand», *American Economic Review* 77, pp. 647-66.
- BLANCHARD, O.J. et D. QUAH (1989), «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances», *American Economic Review* 79, pp. 655-73.
- BLANCHARD, O.J. et L. SUMMERS (1986), «Hysteresis and the European Unemployment Problem», in FISCHER, S. Éd., *NBER Macroeconomics Annual 1986*. MIT Press, Cambridge, MA.
- BUITER, W.H. et M. MILLER (1983), «Real Exchange Rate Overshooting and the Output Costs of Bringing down Inflation: Some Further Results», in

- FRENKEL, J. Éd., *The Economics of Flexible Exchange Rates*, University of Chicago Press, Chicago.
- CALVO, G. (1983), «Staggered Contracts and Exchange Rate Policy», in FRENKEL, J. Éd., *The Economics of Flexible Exchange Rates*, University of Chicago Press, Chicago.
- CAMPBELL, J. et N.G. MANKIW (1987), «Are Output Fluctuations Transitory?», *Quarterly Journal of Economics* 102, pp. 857-80.
- CAMPBELL, J. et N.G. MANKIW (1989), «International Evidence on the Persistence of Economic Fluctuations», *Journal of Monetary Economics* 23, pp. 319-33.
- CHO, J.-O. (1990), «Money, Nominal Contracts, and the Business Cycle I: One-period Contract Case», miméo, Queen's University, Kingston, Ontario.
- CHO, J.-O. et T.F. COOLEY (1990), «The Business Cycle with Nominal Contracts», miméo, Queen's University, Kingston, Ontario.
- CHRISTIANO, L. et M. EICHENBAUM (1988), «Is Theory Really Ahead of Measurement? Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor Market Fluctuations», Working paper 2700, NBER, Cambridge MA.
- CHRISTIANO, L. et M. EICHENBAUM (1990), «Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor Market Fluctuations», miméo, Northwestern University, Evanston, Illinois.
- DELONG, B. et L. SUMMERS (1986), «Is Increased Price Flexibility Stabilizing?», *American Economic Review* 76, pp. 1031-44.
- DIXIT, A. et J. STIGLITZ (1977), «Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity», *American Economic Review* 67, pp. 297-308.
- EICHENBAUM, M., L.P. HANSEN et K.J. SINGLETON (1985), «A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty», *Quarterly Journal of Economics* 103, pp. 51-78.
- ENGLER, R.F. et C.W.J. GRANGER (1987), «Dynamic Model Specification with Equilibrium Constraints: Co-Integration and Error Correction», *Econometrica* 55, pp. 251-76.
- FRIEDMAN, B. (1978), «Crowding Out or Crowding In? Economic Consequences of Financing Government Deficits», *Brookings Papers on Economic Activity* 3, pp. 593-641.
- GOLDFELD, S.M. (1976), «The Case of the Missing Money», *Brookings Papers on Economic Activity* 3, pp. 683-739.
- GRANDMONT, J.-M. (1985), «On Endogenous Competitive Business Cycles», *Econometrica* 53, pp. 995-1045.
- HANSEN, G.D. (1985), «Indivisible Labor and the Business Cycle», *Journal of Monetary Economics* 16, pp. 309-27.
- KING, R. (1990), «Money and Business Cycles», miméo, University of Rochester, Rochester, New York.

- KING, R. et C. PLOSSER (1984), «Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle Economy», *American Economic Review* 74, pp. 363-80.
- KING, R. et REBELO, S. 1986, «Business Cycles with Endogenous Growth», miméo, University of Rochester, Rochester, New York.
- KYDLAND, F. et E. PRESCOTT (1982) «Time to Build and Aggregate Fluctuations», *Econometrica* 50, pp. 1345-70.
- LONG, J.B. et C. PLOSSER (1983), «Real Business Cycles», *Journal of Political Economy* 91, pp. 39-69.
- LUCAS, R.E. (1990), «The Effects of Monetary Shocks when Prices are Set in Advance», miméo, University of Chicago, Chicago, Illinois.
- LUCAS, R.E. et L. RAPPING (1969), «Real Wages, Employment and Inflation», *Journal of Political Economy* 77, pp. 721-54.
- MANKIW, N.G. (1989), «Real Business Cycles: A New-Keynesian Perspective», *Journal of Economic Perspectives* 3, pp. 79-90.
- MCCALLUM, B.T. (1990), «Real Business Cycle Models», in BARRO, R.J. Éd., *Modern Business Cycle Theory*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- NELSON, C. et C. PLOSSER (1982), «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series», *Journal of Monetary Economics* 10, pp. 139-62.
- NICKELL, S. (1990), «Unemployment: A Survey», *Economic Journal* 100, pp. 391-439.
- PARKIN, M. (1990), *Economics : Canada in the Global Context*, Addison-Wesley, Don Mills, Ontario.
- PHANEUF, L. (1990), «Wage Contracts and the Unit Root Hypothesis», *Revue canadienne d'économique* 23, pp. 580-92.
- PLOSSER, C. (1989), «Understanding Real Business Cycles», *Journal of Economic Perspectives* 3, pp. 51-77.
- PRESCOTT, E. (1986), «Theory Ahead of Business Cycle Measurement», *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 10, pp. 1-22.
- ROMER, D. (1989), «Staggered Price Setting with Endogenous Frequency of Adjustment», *Economics Letters* 32, pp. 205-10.
- ROMER, P. (1990), «Capital Accumulation in the Theory of Long-Run Growth», in BARRO, R.J. Éd., *Modern Business Cycle Theory*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- SHAPIRO, M.D. et M.W. WATSON (1988) «Sources of Business Cycle Fluctuations», in FISCHER, S. Éd., *NBER Macroeconomics Annual 1988*, MIT Press, Cambridge, MA.
- STADLER, G.W. (1990), «Business Cycle Models with Endogenous Technology», *American Economic Review* 80, pp. 763-78.
- STULZ, R. et W. WASSERFALLEN (1985) «Macroeconomic Time Series, Business Cycles, and Macroeconomic Policies», *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 22, pp. 9-55.

- SUMMERS, L. (1986), «Some Skeptical Observations on Real Business Cycle Theory», *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 10, pp. 23-7.
- TAYLOR, J.B. (1979), «Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations», *Econometrica* 47, pp. 1267-86.
- TAYLOR, J.B. (1980a), «Aggregate Dynamics and Staggered Contracts», *Journal of Political Economy* 88, pp. 1-23.
- TAYLOR, J.B. (1980b), «Output and Price Stability: An International Comparison», *Journal of Economic Dynamics and Control* 2, pp. 109-32.
- WEST, K.D. (1988), «On the Interpretation of Near Random Walk Behavior in GNP», *American Economic Review* 78, pp. 202-9.