



Munich Personal RePEc Archive

# Wage Contracts, Labor Retention and Economic Cycle

Khazri, Afifa

December 1999

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/86755/>

MPRA Paper No. 86755, posted 17 May 2018 06:38 UTC

# Contrats salariaux, rétention de main-d'oeuvre et cycle économique

## Wage Contracts, Labor Retention and economic cycle

Afifa Khazri, PhD

Decembre 1999

### Résumé:

Dans ce papier, nous nous proposons d'étudier la propagation dynamique de l'output et l'existence d'une composante nominale importante dans le résidu de Solow à l'aide d'un modèle d'équilibre général dynamique. La rigidité nominale des salaires et la rétention de main-d'oeuvre sont introduites comme mécanismes de propagation interne. L'économie est perturbée par des chocs technologiques, budgétaires et monétaires. La variance du résidu de Solow est totalement expliquée par le choc technologique. Avec l'introduction des contrats de salaire, et suite à un choc monétaire, la contribution du choc technologique à la variance du résidu de Solow diminue à 13%, alors que celle du choc monétaire est de 80%.

Abstract:

In this paper, we study the dynamic propagation of the output and the existence of a significant nominal component in the Solow residual using a DGE model. Nominal wage rigidity and labor retention are introduced as internal propagation mechanisms. The economy is disrupted by technological, fiscal and monetary shocks. The variance of Solow's residual is fully explained by the technological shock. With the introduction of wage contracts, and following a monetary shock, the contribution of the technology shock to the variance of the Solow residual decreases to 13%, while that of the monetary shock is 80%.

## 0.1 Introduction

Les modèles standards du cycle réel prêtent le flanc à plusieurs critiques. Ces modèles prédisent que l'autocorrélation du taux de croissance de l'output est un bruit blanc alors que dans les faits, les coefficients d'autocorrélation de la croissance du PIB réel sont significativement positifs à court terme mais négatifs et statistiquement non significatifs à moyen terme. Ces modèles ne réussissent pas à reproduire la fonction de réponse de l'output face à un choc transitoire. En effet, les études empiriques<sup>1</sup> montrent que, suite à un choc transitoire (choc d'offre de monnaie), la réponse de l'output est positive et atteint un sommet au bout de quelques trimestres pour retourner ensuite à son niveau d'avant choc. Depuis Kydland et Prescott (1982), où l'économie est seulement perturbée par un choc technologique, tous les modèles du cycle réel mesurent le résidu de Solow par ce choc. Ces modèles possèdent de faibles mécanismes internes de propagation des chocs.

Un défi pour les modèles macro-économiques est de trouver de nouveaux mécanismes de propagation internes pour combler ces insuffisances. Certains chercheurs introduisent de nouvelles hypothèses pour amplifier l'effet du choc réel et sa propagation à travers le cycle telles que, l'effort de travail, le travail supplémentaire, les coûts d'ajustements d'emploi, le taux d'utilisation variable du capital, la concurrence imparfaite sur le marché des produits, sur le marché du travail, les rigidités de prix et de salaire, etc.

<sup>1</sup>Cogley et Nason (1995), "Output Dynamics in real-Business-Cycle Models", American Economic Review, juin 1995, Vol.85, No.3

Hall (1996) fait une comparaison entre le modèle avec temps supplémentaire et le modèle avec effort de travail. Il trouve que son modèle propage et amplifie mieux l'effet du choc que le modèle de rétention de main-d'oeuvre. Cependant, les deux modèles sont incapables de générer une réponse prononcée et persistante de l'output suite à un choc de demande transitoire. Nous pouvons alors conclure que l'hypothèse de rétention de main-d'oeuvre n'est pas un mécanisme suffisant de propagation dynamique interne des chocs.

Des efforts sont aussi faits pour construire des modèles d'équilibre général intégrant une dimension nominale des fluctuations. Afin d'amplifier les effets réels d'un choc monétaire, de nombreux chercheurs supposent une rigidité nominale. Ils introduisent la monnaie au moyen d'une contrainte de paiements préalables en espèces ou en introduisant la monnaie directement dans la fonction d'utilité.

En prenant compte de ces nouvelles dimensions, certaines études démontrent que le résidu de Solow est endogène. En effet, Hall (1988, 1989) démontre que le résidu de Solow est corrélé positivement avec les dépenses militaires et les prix mondiaux du pétrole. En outre, il souligne qu'on peut rejeter l'hypothèse d'exogénéité du résidu en raison de l'existence de rendements non constants à l'échelle ou de l'omission d'une dimension du travail, à savoir l'effort. En effet, il écrit :

*"Failure of invariance of the Solow residual is a fact that needs to be taken into account in micro and macroeconomic models of firms, industries, and markets. Models with constant returns and no unobserved movements in work effort are simply inconsistent with the data".*

Evans (1992) démontre par des tests économétriques que l'hypothèse d'exogénéité du résidu de Solow est rejetée et qu'une part substantielle de sa variabilité est attribuable à des chocs de demande agrégée. La conclusion est qu'il y a surestimation

du rôle des chocs de productivité en tant que facteurs explicatifs des fluctuations économiques. Ce résultat subsiste même en présence d'erreurs de mesure ou de variables omises. Par conséquent, le résidu de Solow semble endogène. Certains auteurs attribuent cette endogénéité à l'existence de rendements croissants à l'échelle et/ou à des forces non concurrentielles [voir par exemple Hall, 1988 et 1989]. D'autres l'expliquent par la contamination de la productivité soit par une omission d'une certaine dimension du travail, telle que la rétention de la main-d'oeuvre, soit par une erreur de mesure du travail. Burnside, Eichenbaum et Rebelo (1993) démontrent que la variabilité du choc technologique est beaucoup plus faible que celle préconisée dans les modèles standards. En effet, étant donné que la variable effort devient une des composantes du résidu de Solow, tous les chocs qui influent sur l'effort auront un effet sur le résidu de Solow. Ainsi, la variabilité de l'output, due au choc technologique, diminue considérablement. Burnside, Eichenbaum et Rebelo insistent sur la corrélation positive entre le résidu de Solow et les dépenses gouvernementales, sans pour autant déterminer la proportion de contribution du choc des dépenses dans la variance du résidu de Solow.

Par rapport à la littérature existante, notre apport consiste à étudier l'endogénéisation du résidu de Solow dans un cadre monétaire avec rigidité nominale des salaires. Notre modèle s'inspire de celui de Burnside et Eichenbaum et Rebelo (1993). Cependant, nous introduisons la monnaie en imposant une contrainte de paiements préalables en espèces et nous ajoutons l'hypothèse de rigidité nominale par le biais des contrats de salaire. Grâce à cette dernière hypothèse, nous améliorons la persistance des réponses des variables réelles suite à un choc monétaire transitoire. Dans notre modèle, le choc transitoire est mesuré par un choc monétaire qui est supposé exogène. Comme Ambler, Guay et Phaneuf (2001), nous adoptons la définition du

contrat du salaire à la Calvo-Taylor. En effet, ces trois auteurs démontrent que des contrats de salaire à la Calvo-Taylor jumelés à des coûts d'ajustement sur les heures travaillées sont des mécanismes endogènes de propagation des chocs qui permettent de reproduire la dynamique observée de l'output et les autocorrélations du taux de croissance de l'output et du salaire nominal. Toutefois, notre modèle se démarque de celui de Ambler, Guay et Phaneuf par l'hypothèse d'effort variable, qui constitue une dimension additionnelle du travail, et par l'hypothèse de rétention de main-d'oeuvre qui peut être interprétée comme des coûts d'ajustement d'emploi infinis lors de la période courante. Il y a donc trois dimensions du travail. Premièrement, le nombre d'employés est fixé par la firme avant la réalisation des innovations lors de la période courante en raison de l'hypothèse de rétention de main-d'oeuvre. Deuxièmement, le nombre d'heures de travail est fixe en raison d'une hypothèse de main-d'oeuvre indivisible. Ainsi l'entreprise ne peut ajuster que le niveau d'effort après l'observation des chocs. De ce fait, l'effort devient un canal de transmission des chocs technologique, budgétaire et monétaire au résidu de Solow. Avec ce modèle, nous voulons réaliser certains objectifs, à savoir, reproduire les autocorrélations de l'output et du salaire nominal, retrouver les fonctions de réponse de l'output suite aux chocs technologique et monétaire et mesurer la contribution des variances des différents chocs du modèle à celle du résidu de Solow.

Nous retenons les mêmes formes de préférences des ménages et de la technologie des firmes que Burnside, Eichenbaum et Rebelo (1993). Utilisant un ensemble de paramètres calibrés, nous simulons les modèles avec et sans contrats de salaire, nous calculons les fonctions de réponse des variables qui nous intéressent à tous les chocs du modèle. Finalement, nous procédons à la décomposition de la variance du résidu de Solow.

Nous résumons les principaux résultats du modèle : Pour une paramétrisation plausible du modèle concernant le type et la durée des contrats, le modèle est capable de reproduire la dynamique de l'output présentée par Cogley-Nason (1995). En effet, les autocorrélations du taux de croissance de l'output sont positives jusqu'au troisième retard et deviennent négatives et faibles par la suite. Suite à un choc transitoire, l'output présente une composante tendancielle réversible dont la fonction de réponse prend la forme d'une bosse. Suite à un choc permanent, l'output augmente graduellement et atteint sa valeur de long terme après une période de six années. Le modèle produit également des autocorrélations positives, à court et à long terme, du taux de croissance du salaire nominal. En particulier, les trois premières autocorrélations sont respectivement de 0.88, 0.77 et 0.67. Nous pouvons conclure que la combinaison des hypothèses de rétention de main-d'oeuvre et des contrats de salaires permet de reproduire la dynamique observée de l'output et la persistance du salaire nominal. Le modèle est aussi en mesure d'expliquer les moments empiriques de certaines variables réelles telles que les variances relatives du taux de croissance de la consommation et du taux de croissance de l'investissement par rapport aux taux de croissance de l'output. En absence de contrats de salaire, nous retrouvons le modèle de Cooley-Hansen (1989), augmenté de l'hypothèse de rétention de main-d'oeuvre. Ce modèle n'est pas capable de générer les autocorrélations des taux de croissance de l'output et du salaire nominal. Suite à un choc permanent l'output réagit à la hausse et atteint sa valeur de long terme lors de la première période. De même, suite à un choc transitoire nous ne retrouvons pas une réponse significative de l'output. Nous pouvons donc conclure qu'un modèle avec taxe à l'inflation et rétention de main-d'oeuvre n'est pas capable de reproduire les dynamiques observées de l'output et du salaire. Il s'inscrit dans la liste des modèles RBC standards



dont les mécanismes de propagation interne des chocs sont insuffisants. Le résidu de Solow est plus volatile que le choc technologique et la contribution de la variance du choc technologique est très forte dans un modèle sans rigidité nominale, étant de l'ordre de 99,9%, alors que celles du choc monétaire et du choc budgétaire sont presque nulles. Par contre, avec les contrats de salaire, la variance du résidu de Solow est expliquée en grande partie par la variance du choc monétaire. en effet, la contribution de ce dernier étant de l'ordre de 80%, celle du choc technologique de 13.5% et celle du choc budgétaire de 6.5%.

La suite du **papier** se lit comme suit : dans la deuxième section, nous décrivons le modèle avec rétention de main-d'oeuvre, contrainte de paiements préalables en espèces et contrats de salaire ; la résolution du modèle est présentée dans la troisième section ; les données et l'étalonnage sont expliqués dans la quatrième section ; la cinquième section rapporte les moments empiriques, les fonctions de réponse et les résultats concernant la contamination du résidu de Solow.

## 0.2 Le modèle

L'économie est composée par une infinité de ménages identiques ayant un horizon de vie infini, par des entreprises en concurrence parfaite et par un gouvernement. La monnaie est introduite dans le modèle par le biais d'une contrainte de paiements préalables en espèces et par des contrats de salaire nominaux à la Calvo. Nous introduisons la rigidité nominale en tant que mécanisme de propagation des chocs monétaires.

L'équilibre concurrentiel n'est pas un optimum de Pareto de premier rang à cause de la distorsion introduite en forçant les gens à détenir des encaisse réelles et des

contrats de salaire. Ainsi on ne peut pas tout simplement résoudre un problème de planificateur social pour obtenir les allocations d'équilibre.

## 0.2.1 Les ménages

### Les préférences

Les préférences d'un ménage sont représentées par une fonction d'utilité linéaire par rapport au logarithme du loisir pour respecter l'hypothèse du travail indivisible. L'ajustement se fait par la marge extensive, ce qui est sensé traduire l'observation que les fluctuations des heures travaillées sont dues aux fluctuations de l'emploi plutôt qu'à celles des heures travaillées. La fonction d'utilité est non linéaire par rapport à l'effort du travail. À l'équilibre, il est plus coûteux, en terme d'utilité, d'ajuster le travail par la marge intensive (l'effort) que par la marge extensive (l'emploi). Chaque ménage maximise la valeur anticipée de sa fonction d'utilité par un choix de séquences de consommation,  $c_t$ , d'heures de travail,  $n_t$ , et d'effort,  $e_t$ <sup>2</sup> :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \ln(c_t) + \theta n_t \ln(T - \xi - e_t f) + \theta(1 - n_t) \ln T \} \quad (1)$$

où  $c_t$  est la consommation des biens,  $\beta$  est le facteur subjectif d'escompte, compris entre 0 et 1,  $E_0$  est l'opérateur d'espérance mathématique conditionnelle à toute l'information disponible à l'instant 0,  $n_t$  est le nombre d'employés à la période  $t$ ,  $e_t$  est le niveau d'effort fourni par l'individu à la période  $t$ ,  $f$  est la durée du quart de travail qui est fixe pour un individu,  $\xi$  est le coût fixe en termes d'heures de

---

<sup>2</sup>Dans tout le texte, nous utiliserons la notation standard à savoir que les variables en minuscules représentent les décisions individuelles, alors que les variables en majuscules représentent les variables agrégées per capita.

loisir sacrifiées pour travailler et le produit  $n_t f$  dénote les heures totales travaillées par l'agent à la période  $t$ . Cette fonction d'utilité est identique à celle de Burnside, Eichenbaum et Rebelo (1993).

Au début de la période, l'agent a une dotation  $T$  en temps, des encaisses monétaires égales à  $m_t$  et des transferts forfaitaires  $Tr_t$ . La contrainte de paiement préalable en espèces implique que les biens doivent être financés par les encaisses réelles détenues au début de chaque période. La monnaie peut avoir des effets sur les variables réelles même sans contrats de salaire parce qu'en anticipant une inflation les agents substituent les activités qui nécessitent des paiements préalables telle que la consommation, pour des activités qui ne les nécessitent pas. La contrainte de paiements est :

$$P_t c_t \leq m_t + Tr_t \quad (2)$$

où  $P_t$  est le niveau général des prix. Le ménage représentatif fait face à la contrainte budgétaire intra-temporelle suivante :

$$\frac{W_t}{P_t} e_t n_t f + r_t k_t + \frac{m_t}{P_t} + \frac{Tr_t}{P_t} \geq c_t + i_t + \frac{m_{t+1}}{P_t} \quad (3)$$

Les dépenses du ménage consistent en l'achat de biens de consommation,  $c_t$ , de biens d'investissement brut,  $i_t$ , et en la détention d'encaisses réelles pour la prochaine période,  $m_{t+1}$ . Les fonds disponibles pour ces achats proviennent des revenus du capital,  $r_t k_t$ , du travail effectif,  $W_t e_t n_t f$ , des encaisses réelles détenues lors de la même période,  $m_t$ , et du transfert net provenant du gouvernement. Le stock du capital,  $k_t$ , détenu par le ménage, obéit à la loi de mouvement suivante :

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t \quad (4)$$

où  $\delta \in [0, 1]$  est le taux de dépréciation du capital. Étant donné le vecteur des valeurs initiales et son anticipation des prix futurs, le ménage représentatif maximise l'espérance de la somme actualisée de son flux d'utilité sujet à sa contrainte budgétaire intertemporelle, à laquelle nous associons le multiplicateur  $\Phi_t$ , et à la contrainte de paiements préalables en espèces. Il choisit à chaque période  $t$ , les allocations optimales de la consommation, de l'investissement, des heures de travail, de l'effort et des encaisses monétaires.

### Conditions d'optimalité du ménage

Les conditions du premier ordre correspondantes au problème d'optimisation du ménage sont données par les expressions suivantes :

$$c_t : \frac{1}{c_t} = \Phi_t \quad (5)$$

$$e_t : \frac{-\theta}{(T - \xi + e_t f)} + \Phi_t \frac{W_t}{P_t} = 0 \quad (6)$$

$$n_t : \theta \ln(T - \xi + e_t f) - \theta \ln T + \Phi_t \frac{W_t}{P_t} e_t f = 0 \quad (7)$$

$$m_{t+1} : E_t \left\{ -\frac{\Phi_t}{P_t} + \beta \frac{\Phi_{t+1}}{P_{t+1}} \right\} = 0 \quad (8)$$

$$k_{t+1} : E_t \{ -\Phi_t + \beta \Phi_{t+1} (r_{t+1} + 1 - \delta) \} = 0 \quad (9)$$

$$\Phi_t : \frac{W_t}{P_t} e_t n_t f + (r_t + 1 - \delta) k_t - k_{t+1} + \frac{m_t}{P_t} + \frac{T r_t}{P_t} - c_t - \frac{m_{t+1}}{P_t} = 0 \quad (10)$$

$$m_t + T r_t - P_t c_t = 0 \quad (11)$$

Selon l'équation (5), à l'équilibre, l'utilité marginale de la consommation est égale à l'utilité marginale d'une unité de richesse réelle. Les conditions (6) et (7) égalisent respectivement le coût marginal du travail et de l'effort au bénéfice marginal en terme de salaire réel pondéré par l'utilité marginale de la richesse. Les relations (8) et (9)

égalisent respectivement le coût marginal d'une unité non consommée aujourd'hui à l'utilité marginale future espérée d'une unité monétaire additionnelle et à une unité additionnelle du stock du capital. Les équations (10) et (11) représentent respectivement la contrainte budgétaire et la contrainte de paiements préalables en espèces dont fait face le ménage au début de chaque période

## 0.2.2 La firme

### La technologie

Le ménage offre le travail et loue le capital à la firme représentative qui a accès à une technologie de production Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants. La fonction de production est donnée par,

$$Y_t = (K_t)^{1-\alpha}(N_t f e_t A_t)^\alpha \quad (12)$$

où  $\alpha$  est la part du travail dans la production laquelle est comprise entre zéro et un, et  $K_t$  est le stock de capital per capita choisi à la période  $t - 1$ . Dans la fonction de production,  $N_t$  et  $e_t$  sont parfaitement substituables. Dans ce modèle, on adopte l'hypothèse de rétention de main-d'oeuvre de Burnside, Eichenbaum et Rebelo (1993) qui stipule que le nombre d'individus  $N_t$  est fixé par l'entreprise avant que les chocs ne soient connus. Donc à la période  $t$ ,  $N_t$  est prédéterminé. Après l'observation des chocs, l'entreprise ajuste l'effort  $e_t$  que les employés sont obligés de fournir pour qu'elle réalise sa demande de travail effectif.  $A_t$  est le processus technologique de productivité de travail, il est commun à toutes les entreprises. Le progrès technologique intensif en travail fait en sorte que la croissance est incorporée dans la fonction de production. L'état de la technologie suit le processus stochastique

suisant :

$$\ln A_t = \ln A_{t-1} + \gamma_x + \nu_t \quad (13)$$

où  $\nu_t$  est une innovation suivant une distribution normale et ayant une moyenne nulle et un écart-type  $\sigma_v$ . À chaque période, la firme maximise la valeur actualisée de ses profits anticipés en choisissant les quantités du capital  $K_t$  et du travail  $N_t$ . Son problème d'optimisation s'écrit alors :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Phi_t \pi_t \quad (14)$$

où  $\pi_t$  est la fonction de profit de la firme à la période  $t$ , laquelle est donnée par :

$$\pi_t = (K_t)^{1-\alpha} (N_t f e_t A_t)^\alpha - \frac{W_t}{P_t} N_t e_t f - r_t K_t \quad (15)$$

avec  $r_t$  est le taux de rendement réel du capital et  $\frac{W_t}{P_t}$  est le salaire réel. Puisque les ménages et les entreprises ont libre accès aux marchés des actifs qui sont complets, le facteur d'actualisation des profits anticipés prend la forme du processus stochastique  $\beta^t \Phi_t$  où  $\Phi$  est l'utilité marginale de la richesse.

### Les conditions du premier ordre

Les conditions du premier ordre correspondantes au problème d'optimisation de la firme sont données par les égalités suivantes :

$$N_t : \alpha (K_t)^{1-\alpha} (N_t e_t f)^{\alpha-1} (A_t)^\alpha = \frac{W_t}{P_t} \quad (16)$$

$$K_t : (1 - \alpha) (K_t)^{-\alpha} (N_t e_t f A_t)^\alpha = r_t \quad (17)$$

La firme rémunère les facteurs de production à leur productivité marginale. En effet, le salaire réel est égal à la productivité des heures effectives additionnelles et

le taux de rendement réel du capital est égal à la productivité marginale du capital.

### 0.2.3 Le gouvernement

La politique monétaire et la politique budgétaire sont exogènes. Le gouvernement finance ses dépenses  $G_t$  et les transferts  $Tr_t$  par la création monétaire. Le gouvernement doit satisfaire la contrainte suivante :

$$P_t G_t + Tr_t = M_{t+1} - M_t \quad (18)$$

Les dépenses publiques sont exogènes et sont non stationnaires. La non stationnarité provient de la forme du choc technologique :

$$G_t = A_t g_t \quad (19)$$

où  $g_t$  est la composante stationnaire des dépenses publiques qui suit le processus stationnaire AR(1) suivant :

$$\ln g_t = \mu_g + \rho_g \ln g_{t-1} + \varepsilon_{gt} . \quad (20)$$

La moyenne non conditionnelle de  $\ln(g_t)$  est égale à  $\frac{\mu_g}{1-\rho_g}$ , avec  $0 < \rho_g < 1$ .

Le stock nominal de monnaie à la période  $t$  croît à un taux brut  $\gamma_{mt}$  :

$$M_{t+1} = \gamma_{mt} M_t \quad (21)$$

Le taux de croissance a une valeur moyenne égale à  $\mu_m$  et suit le processus stochastique suivant :

$$\ln \gamma_{mt} = \mu_m + \rho_m \ln \gamma_{mt-1} + \varepsilon_{mt} . \quad (22)$$

La moyenne non conditionnelle de  $\ln(\gamma_{mt})$  est de  $\frac{\mu_m}{1-\rho_m}$ , avec  $0 < \rho_m < 1$ . Les chocs  $\varepsilon_{gt}$  et  $\varepsilon_{mt}$  sont, respectivement, les innovations budgétaires et monétaires qui

sont orthogonales et lesquelles ont des moyennes nulles et des écarts types  $\sigma_g$  et  $\sigma_m$ , respectivement.

## 0.2.4 Les contrats de salaire nominal

Pour compléter la spécification du modèle, nous introduisons l'hypothèse de rigidité nominale en stipulant que les salaires nominaux sont déterminés à l'avance par des contrats de salaire. Nous combinons deux types de contrats, celui de Taylor (1979, 1980) et celui de Calvo (1983). Au moment de la signature du contrat, les agents anticipent le niveau du salaire moyen futur et la conjoncture économique. Le salaire contractuel est défini par la relation suivante :

$$\ln X_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1-d)d^i (\ln(W_{t+i}) + \varphi (\ln y_{t+i} - \ln y)) \quad (23)$$

où  $X_t$  est le salaire du contrat négocié au début de la période  $t$  qui dépend de l'anticipation du taux du salaire nominal moyen dans l'économie,  $W_t$ , et de la conjoncture de l'économie mesurée par l'écart entre l'output observé et sa valeur à l'état stationnaire. Le paramètre  $\varphi$  mesure la sensibilité des salaires à la conjoncture, alors que  $(1-d)d^i$  représente la probabilité que le contrat n'expire pas avant la  $i^{\text{ème}}$  période et  $(1-d)$  est la probabilité qu'un contrat expire au début de chaque période après la date de sa signature. La durée moyenne du contrat est donnée par  $\frac{1}{1-d}$ . Lorsque  $d$  tend vers zéro, le salaire tend vers sa valeur d'équilibre concurrentiel.

Le salaire nominal moyen,  $W_t$  est une somme pondérée de tous les contrats jusqu'à la période  $t$  :

$$W_t = \sum_{i=0}^{\infty} (1-d)d^i X_{t-i} \quad (24)$$

En appliquant l'opérateur de retard aux deux équations, nous obtenons les deux



expressions suivantes pour le salaire contractuel et le salaire moyen :

$$\ln X_t = dE_t \ln X_{t+1} + (1 - d)(\ln(W_t) + \varphi (\ln y_t - \ln y)) \quad (25)$$

$$W_t = dW_{t-1} + (1 - d)X_t \quad (26)$$

## 0.3 Équilibre et résolution du modèle dynamique

### 0.3.1 Définition de l'équilibre symétrique

Nous définissons pour notre économie un équilibre concurrentiel récursif. Premièrement, les firmes et les ménages maximisent leurs fonctions objectifs en respectant leurs contraintes. Deuxièmement, les règles de décision des firmes et des ménages correspondent aux décisions agrégées per capita ( $c_t = C_t$ ,  $k_t = K_t$ ,  $n_t = N_t$ ,  $m_t = M_t$ ). Troisièmement, tous les marchés sont en équilibre. L'équilibre du marché monétaire implique que  $M_{t+1} - M_t = Tr_t$ . L'équilibre sur le marché des biens est défini par la contrainte des ressources :  $Y_t = C_t + I_t + G_t$ .

### 0.3.2 Résolution du modèle

La résolution du modèle se fait selon les étapes suivantes : (i) procéder à des transformations de toutes les variables non stationnaires du modèle afin d'enlever la tendance et avoir un système d'équations qui définit un équilibre général stable ; (ii) calculer l'équilibre à l'état stationnaire en supposant que tous les chocs du modèle sont nuls ; (iii) linéariser les équations du système et (iv) résoudre le système linéaire pour obtenir un système matriciel linéaire déterminant les règles de décisions optimales.

## Transformation des variables

La caractérisation de la fonction de production implique qu'il y a une croissance équilibrée à long terme c'est-à-dire que la production, la consommation, l'investissement et le stock du capital physique croient à un taux constant  $\gamma_x$  alors que les taux de croissance des heures travaillées et de l'effort sont nuls. La méthode standard pour analyser les modèles avec croissance équilibrée est de rendre l'économie stationnaire<sup>3</sup>. Cette transformation est possible en divisant toutes les variables endogènes du système par le processus technologique  $A_t$ . Les variables nominales sont déflatées par les encaisses monétaires. Les variables transformées sont définies de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \widehat{c}_t &= \frac{C_t}{A_t}, & \widehat{i}_t &= \frac{I_t}{A_t}, & \widehat{k}_t &= \frac{K_t}{A_{t-1}}, & \widehat{y}_t &= \frac{Y_t}{A_t}, & \widehat{g}_t &= \frac{G_t}{A_t}, & \widehat{p}_t &= \frac{P_t A_t}{M_{t+1}}, \\ \widehat{m}_t^* &= \frac{m_t}{M_t} & \widehat{x}_t &= \frac{X_t}{M_{t+1}}, & \widehat{w}_t &= \frac{W_t}{M_{t+1}}, & \Phi_t A_t &= \phi_t. \end{aligned}$$

Après quelques transformations algébriques, et en combinant les contraintes de ressources, nous formons le Lagrangien suivant pour le ménage représentatif :

$$\begin{aligned} L &= E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ (\ln \widehat{c}_t + \theta N_t \ln(T - \xi - e_t f) + \theta(1 - N_t) \ln T) \\ &+ \phi_t \left( \frac{\widehat{w}_t}{\widehat{p}_t} e_t N_t f + (r_t + 1 - \delta) \widehat{k}_t \exp(-\gamma_x - \nu_t) + \frac{\widehat{m}_t^* + \gamma_{mt} - 1}{\widehat{p}_t \gamma_{mt}} - \widehat{g}_t - \widehat{c}_t - \widehat{k}_{t+1} - \frac{\widehat{m}_{t+1}^*}{\widehat{p}_t} \right) \} \end{aligned} \quad (27)$$

Le problème de l'entreprise avec les variables transformées devient :

---

<sup>3</sup>King, Plosser et Rebelo (1987) "Production, Growth and Business Cycles : Technical Appendix", Working Paper, University of Rochester.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \phi_t \left\{ \widehat{k}_t^{1-\alpha} (H_t)^\alpha \exp [(1-\alpha)(-\gamma_x - \nu_t)] - \frac{\widehat{w}_t}{\widehat{p}_t} H_t + r_t \widehat{k}_t \exp [-\gamma_x - \nu_t] \right\} \quad (28)$$

avec  $H_t = N_t e_t f$ .

Etant donné que nous avons introduit une rigidité salariale dans le modèle, les heures effectives de travail sont alors déterminées par la demande de travail de l'entreprise. Les conditions du premier ordre du problème du ménage par rapport à l'effort et au nombre d'employés ne sont plus nécessaires. L'entreprise fixe le nombre d'employés avant l'observation des chocs et elle exige ensuite l'effort nécessaire pour réaliser sa demande d'heures totales effectives ( $H_t$ ) au salaire contractuel.

### L'état stationnaire

L'équilibre stationnaire se caractérise par l'absence des chocs aléatoires affectant l'économie. Nous ignorons l'indice de temps et l'opérateur d'espérance mathématique et pour toute variable stationnaire  $\hat{x}_t$ , nous imposons  $\hat{x} = \hat{x}_{t-1} = \hat{x}_t = \hat{x}_{t+1}$  pour tout  $t$ <sup>4</sup>

### Linéarisation

Pour résoudre le modèle, nous devons approximer les conditions du premier ordre en termes de déviations en pourcentage par rapport à l'état stationnaire. L'approximation linéaire consiste à effectuer une expansion de Taylor aux conditions du premier ordre autour de l'état stationnaire. Pour une quelconque variables  $\hat{x}_t$ , nous avons  $\tilde{x}_t = \log(\hat{x}_t/\hat{x})$ , laquelle représente la déviation en pourcentage du sentier de

---

<sup>4</sup>Les relations de l'état stationnaire sont présentées dans l'annexe A.1

l'état stationnaire pour toutes les variables  $\hat{x}_t$ <sup>5</sup>.

À partir du système d'équations linéarisées et après substitution, nous pouvons exprimer les différentes relations sous forme matricielle. Nous obtenons la forme espace-état suivante du modèle :

$$\tilde{S}_{t+1} = A\tilde{S}_t + D\varepsilon_{t+1} \quad (29)$$

$$\tilde{Z}_t = \Pi\tilde{S}_t \quad (30)$$

où  $Z_t$  est le vecteur des variables endogènes.  $S_t$  est le vecteur des variables prédéterminées ou d'état du modèle ( $\tilde{k}_t, \tilde{w}_{t-1}$ ) avec le processus technologique, budgétaire et monétaire. Le vecteur  $\varepsilon_t$  est constitué des innovations aux processus de croissance technologique, budgétaire et monétaire. Les matrices  $A$ ,  $D$  et  $\Pi$  dépendent des paramètres structurels du modèle. À partir de cette forme espace état, nous pouvons maintenant calculer les premiers et seconds moments du modèle et nous pouvons simuler des trajectoires des variables de l'économie.

## 0.4 Étalonnage

### 0.4.1 Les données

Nous utilisons les séries de Burnside, Eichenbaum et Rebelo (1993) pour la consommation, l'output, les dépenses gouvernementales, l'investissement brut, le stock du capital et les heures de travail. Les données sont trimestrielles et couvrent la période allant de 1959 :1 à 1992 :4. La consommation privée,  $C_t$ , est la somme des dépenses du secteur privé en biens non durables, des services et des flux de ser-

---

<sup>5</sup>Le système d'équations est présenté dans l'annexe A.2

vices du stock des biens durables. Les dépenses gouvernementales,  $G_t$ , sont mesurées par les achats réels du gouvernement en biens et services moins ses investissements réels. Le stock de capital,  $K_t$ , est la somme de biens de consommation durables et de biens d'équipement productif, du capital résidentiel privé et public, et du capital gouvernemental non résidentiel. L'output,  $Y_t$ , est égal à la somme  $C_t + G_t + I_t$  plus les inventaires à la période  $t$ . Les heures travaillées,  $H_t$ , sont mesurées par les heures hebdomadaires moyennes tirées de l'enquête sur les entreprises.

Le salaire nominal,  $W_t$ , est la compensation horaire moyenne dans le secteur non agricole. Le stock de monnaie,  $M_t$ , est mesuré par l'agrégat monétaire M2. Le niveau des prix,  $P_t$ , est le déflateur du PIB. Toutes les variables, à l'exception de  $W_t$  et de  $P_t$  sont divisées par la population civile non institutionnelle âgée de 16 ans et plus. Les variables  $W_t$ ,  $M_t$  et  $P_t$  sont extraites de Citibase. Toutes les variables réelles utilisées sont des variables per capita.

### 0.4.2 Étalonnage

Le Tableau 1 résume les valeurs des paramètres du modèle. La fonction d'utilité et le processus technologique étant les mêmes que dans Burnside et Eichenbaum (1996), nous adoptons les mêmes valeurs pour les paramètres qui définissent les préférences du ménage. Le taux d'escompte  $\beta$  est égal à  $(1.03)^{-0.25}$ . Le temps total disponible  $T$  est fixé à 1369 heures par trimestre. Le coût fixe du travail  $\xi$  est égal à 60 et la durée trimestrielle du quart de travail est fixé à 324.8, cette valeur étant déterminée de sorte que l'effort à l'état stationnaire soit égal à 1. Le taux d'amortissement du capital est constant et sa valeur est de 0.025, ce qui est équivalent à un taux d'amortissement annuel égal à 10%. La part du travail  $\alpha$  et du capital  $(1 - \alpha)$  dans la fonction de production de la firme représentative sont de

l'ordre de 0.66 et 0.34 respectivement.

Le ratio des dépenses publiques par rapport à l'output ( $g/y$ ) correspond à la moyenne de la série  $\ln G_t - \ln y_t$ , est égal à 0.1864. Le taux de croissance de la productivité est estimé à 0.0038. Les écart-types des innovations de la composante stationnaire des dépenses publiques  $\sigma_g$  et du choc technologique  $\sigma_v$  sont estimés à 0.0152 et 0.0088. Finalement,  $\rho_g$  est de 0.98.

Pour trouver les valeurs des paramètres d'offre de monnaie nous estimons l'équation suivante pour la période 1959 :3 -1992 :4,

$$\Delta \log(M2)_t = c + \rho_m \Delta \log(M2)_{t-1} + \varepsilon_{mt} \quad (31)$$

où  $M2$  est la masse monétaire per capita. La valeur estimée de  $\rho_m$  est de 0.64 avec un écart-type de (0.06) et la variance estimée de l'innovation du taux de croissance monétaire  $\sigma_m$  est de (0.0062).

Il reste deux paramètres à déterminer : celui qui détermine la durée moyenne des contrats  $d$  et le paramètre qui mesure la sensibilité du salaire négocié à la conjoncture économique  $\varphi$ . La valeur de  $\varphi$  est choisie de manière à reproduire les autocorrélations observées du taux de croissance du salaire nominal. La valeur qui répond à ce critère est de 0.1. Cette valeur est cohérente avec plusieurs études empiriques telles que Taylor (1980) et Ambler, Guay et Phaneuf (2001). Pour ce qui est de la durée du contrat, la majorité des études économiques avec rigidité salariale ont démontré qu'en moyenne la durée se situe entre trois et quatre trimestres. Nous attribuons à  $d$  une valeur de  $\frac{2}{3}$ , ainsi la durée du contrat ( $\frac{1}{1-d}$ ) est de trois trimestres. Cette valeur est en conformité avec le survol de Taylor (1998). Nous avons aussi réalisé plusieurs exercices de sensibilité à différentes valeurs de  $d$  et  $\varphi$ . Nous avons trouvé que les premiers et seconds moments du modèle sont peu sensibles à des valeurs plausibles

pour ces deux paramètres.

## 0.5 Les résultats des simulations

Dans cette section, nous apportons des réponses aux questions que nous avons soulevé au début de ce **papier**. Le premier objectif est d'examiner si le modèle d'équilibre général simulé est en mesure de reproduire les caractéristiques fondamentales de la dynamique observée de l'output. La représentation espace-état du modèle, combinée avec les paramètres calibrés, nous permettent de calculer les fonctions de réponse et d'autocorrélation des variables qui nous intéressent suite aux différents chocs et de décomposer la variance du résidu de Solow. Toutes les variables sont exprimées sous leur forme stationnarisée en utilisant le filtre de première différence. Le second objectif de notre recherche, est de calculer la contribution des différents chocs du modèle à la variance du résidu de Solow

### 0.5.1 Fonction d'autocorrélation du taux de croissance de l'output

Cogley et Nason (1995) démontrent que les autocorrélations du taux de croissance de l'output sont positives à court terme mais négatives et non significatives à long terme. Les autocorrélations du taux de croissance de l'output au premier et au second ordre sont respectivement de 0.32 et 0.23. Les auteurs démontrent que parmi les modèle RBC seul le modèles avec rétention de main-d'oeuvre et avec des coûts d'ajustement d'emploi réussissent à reproduire une autocorrélation positive du taux de croissances de l'output au premier ordre mais des autocorrélations négatives à des moment plus élevés.

Dans le tableau 2, nous rapportons les coefficients d'autocorrélation du taux de croissance de l'output lorsque l'économie est perturbée par les trois chocs. Le modèle reproduit des coefficients d'autocorrélation du taux de croissance de l'output réel jusqu'au troisième retards. En effet, les autocorrélations sont significativement positifs à court terme et ils sont de 0.17 au premier ordre, de 0.07 au second ordre, de 0.01 au troisième. L'introduction des contrats de salaire avec rétention de main-d'oeuvre permet au modèle d'avoir plus de persistance dans la propagation des chocs. Lorsque nous supposons que l'économie est concurrentielle sur le marché du travail, le modèle se réduit au modèle de Cooley et Hansen (1989) avec rétention de main-d'oeuvre. Sur la Figure (1), nous constatons que le modèle sans contrats, comme tous les modèles RBC, n'est pas capable de générer les autocorrélations observées du taux de croissance de l'output. La rétention de main-d'oeuvre permet au modèle de générer une autocorrélation d'ordre 1 positive dans la croissance de l'output, mais ce mécanisme est insuffisante pour reproduire des autocorrélations positives à court et moyen terme. L'ampleur des autocorrélations s'amplifie au fur et à mesure que la durée du contrat devient plus longue.

### **0.5.2 Fonction d'autocorrélation du taux de croissance du salaire nominal**

Dans le tableau (2), nous rapportons les coefficients d'autocorrélation du taux de croissance du salaire nominal. Nous constatons que dans les données, ce taux de croissance est positivement autocorrélé à court et à moyen terme et qu'il y a une persistance. l'autocorrélation est de 0.61 à l'ordre 1 et de 0.5 à l'ordre 5. Lorsque l'économie est concurrentielle, le modèle reproduit des autocorrélations positives jusqu'à l'ordre 7, mais d'ampleur inférieures à celles observées dans les données, 0.35



au premier ordre et 0.22 au second ordre. En introduisant les contrats de salaire, le modèle reproduit des autocorrélations positives à court terme et à long terme du taux de croissance du salaire nominal dont les trois premiers sont respectivement de 0.88, 0.77 et de 0.67. L'ampleur des autocorrélations s'amplifie au fur et à mesure que la durée du contrat devient plus longue. Ainsi, les hypothèses de rétention de main-d'oeuvre et de rigidité nominale des salaires permettent de reproduire les autocorrélations du taux de croissance du salaire nominal (voir Figure 2).

### **0.5.3 Les fonctions de réponse**

Les fonctions de réponse de l'output contiennent des informations additionnelles quant à la dynamique de l'output. Cogley et Nason (1995) démontrent que suite à un choc permanent, l'output augmente graduellement et atteint sa valeur de long terme après six ans. Suite à un choc transitoire l'output augmente en premier temps pour quelque périodes et s'ajuste ensuite à la baisse, ce qui confère la forme en bosse dans sa fonction de réponse. Nous analysons dans cette section, les réponses de l'output, de l'effort de travail, des heures travaillées et du travail effectif suite à un choc permanent représenté par une innovation technologique, et un choc transitoire mesuré par une innovation monétaire. Nous commençons à analyser la réponse de ses variables lorsque l'économie est concurrentielle, ensuite lorsque nous introduisons la rigidité des salaires. Les fonctions de réponse sont exprimées en termes de déviations en pourcentage par rapport à l'état stationnaire.

#### **Économie concurrentielle**

Dans une économie sans contrat, suite à un choc technologique de 1%, le produit agrégé, l'effort et les heures effectives réagissent positivement à la première période

(voir Figure 3). Cependant, les heures de travail ne varient pas en raison de l'hypothèse de rétention de main-d'oeuvre. En effet, au moment de la réalisation du choc, l'entreprise ajuste le niveau d'effort et ensuite elle complète l'ajustement lors des trimestres subséquents par le niveau d'emploi. Ce comportement de l'entreprise explique pourquoi la valeur de l'effort est positive à la première période puis elle devient nulle, alors que le niveau d'emploi ne varie pas au premier trimestre pour s'ajuster ensuite. L'output augmente initialement en raison du choc technologique et du niveau d'effort qui a augmenté. Suite à un choc d'offre de monnaie de 1%, l'output augmente à la première période de 0.001% puis il diminue. Il n'y a pas de persistance dans sa réponse c'est pour cette raison qu'on ne trouve pas la forme en bosse (voir Figure 4).

### **Économie avec rigidité nominale**

Avec l'introduction des contrats de salaire, et suite à un choc technologique de 1%, l'output augmente graduellement et atteint sa valeur de long terme au bout d'environ vingt trimestres (Figure 5). Ce résultat est intéressant parce qu'il confirme un des faits stylisés sur la dynamique observée de l'output. Ainsi, le modèle est capable de reproduire la fonction de réponse de la production agrégée suite à un choc permanent. Suite à un choc monétaire de 1%, l'output augmente initialement et continue d'augmenter pour plusieurs trimestres, ensuite il s'ajuste à la baisse (Figure 6). Ce deuxième résultat est aussi important parce qu'il souligne une autre caractéristique de l'output : suite à un choc transitoire l'output présente une composante tendancielle réversible dont la fonction de réponse est en forme de bosse (hump shaped). Pour les autres variables, l'effort et les heures travaillées, leurs réponses sont amplifiées par l'introduction des contrats de salaire. La réponse de l'effort est immédiate

puis s'estompe. Les heures de travail augmentent pour environ trois trimestres, ensuite elles diminuent graduellement. La réponse des heures effectives est la somme de réponse des heures travaillées et de l'effort. Nous pouvons conclure alors qu'un modèle avec taxe à l'inflation et rétention de main-d'oeuvre n'est pas capable de reproduire les dynamiques observées de l'output et du salaire. Il s'inscrit dans la liste des modèles RBC qui ne contiennent pas des mécanismes de propagation internes des chocs suffisamment forts. La combinaison de la rétention de main-d'oeuvre et de la rigidité nominale des salaires permet de reproduire cette dynamique observée de la production et la persistance du salaire nominal.

#### 0.5.4 Analyse de sensibilité

Dans cette section, nous allons examiner la sensibilité des résultats suite à la variation des deux paramètres clefs du modèle qui entrent dans la négociation du contrat du salaire, à savoir le paramètre  $\varphi$  qui mesure la sensibilité à la conjoncture et le paramètre  $d$  qui détermine la durée du contrat. Nous attribuons trois valeurs à  $\varphi$  : 0.05 , 0.1 et 0.5 et trois valeurs à la durée ; deux, trois et quatre trimestres. Selon les Figures 7, (8) et (9), nous pouvons tirer les conclusions suivantes. Pour une durée donnée du contrat, plus la valeur de  $\varphi$  diminue plus l'ampleur et la persistance de la réponse de la production à un choc monétaire augmentent. En effet, avec  $\varphi = 0.5$  la forme en bosse de la fonction de réponse de l'output disparaît. Pour un  $\varphi$  donné, plus la durée du contrat augmente, plus l'ampleur des effets du choc monétaire augmente. Suite à un choc permanent, la production augmente graduellement pour atteindre son seuil de long terme. Ce résultat est valable quelle que soit la valeur de  $d$  et de  $\varphi$ . Cependant, nous remarquons que pour un  $\varphi$  donné, la durée du contrat n'a pas d'effet sur l'ampleur de l'effet du choc, alors que pour une durée donnée la persistance

du choc diminue quand  $\varphi$  augmente. Les coefficients d'autocorrélations de l'output augmentent quand la durée des contrats de salaire augmente. Par contre pour une durée donnée, ces coefficients augmentent quand la valeur de  $\varphi$  diminue. Nous pouvons alors conclure que, pour des valeurs plausibles des paramètres qui définissent les contrats de salaire, les hypothèses du modèle permettent à celui-ci d'avoir une dynamique interne capable de reproduire les caractéristiques observées de l'output. L'introduction des contrats de salaire amplifie l'effet réel du choc monétaire.

### 0.5.5 Les moments empiriques

Nous rapportons dans le tableau 4 certains moments empiriques calculés à partir des simulations du modèle. La première colonne du tableau décrit, selon les données, les variances de la consommation et de l'investissement relatives à l'output :  $\sigma_c/\sigma_y$ ,  $\sigma_i/\sigma_y$ . La variance relative des heures de travail à la productivité du travail,  $\sigma_H/\sigma_{apl}$ , et la variance des heures travaillées,  $\sigma_H$ . Les deuxième et troisième colonnes présentent respectivement, les résultats de Burnside, Eichenbaum et Rebelo (1993), et les résultats de notre modèle. Nous constatons que notre modèle réussit aussi bien que celui de Burnside, Eichenbaum et Rebelo (B.E.R) quant à l'explication de ces moments empiriques. Cependant, la variance relative des heures travaillées par rapport à la variance de la productivité est plus grande dans notre modèle que dans celui de BER et que celles observée. Ce résultat est dû à une plus faible productivité du travail dans un modèle avec rétention de main-d'oeuvre et contrat de salaire que dans un modèle sans rigidité salariale.

### 0.5.6 Décomposition de la variance du résidu de Solow

Dans ce qui suit, nous allons démontrer la contribution des différents chocs dans la variance du taux de croissance du résidu de Solow. En effet, d'après la représentation espace-état, nous pouvons déterminer l'expression linéaire des heures travaillées :

$$\tilde{H}_t = \Pi_{hk}\tilde{k}_t + \Pi_{hW}\tilde{W}_{t-1} + \Pi_{hv}v_t + \Pi_{h\gamma}\tilde{\gamma}_{mt} + \Pi_{hg}\tilde{g}_t \quad (32)$$

Avec l'hypothèse de rétention de main-d'oeuvre, la variable  $\tilde{N}_t$  est prédéterminée à la fin de la période  $t - 1$  donc :

$$\tilde{N}_t = E_{t-1}\tilde{H}_t = \Pi_{hk}\tilde{k}_t + \Pi_{hW}\tilde{W}_{t-1} + \Pi_{h\gamma}E_{t-1}\tilde{\gamma}_{mt} + \Pi_{hg}E_{t-1}\tilde{g}_t \quad (33)$$

puisque  $E_{t-1}\tilde{k}_t = \tilde{k}_t$ , On peut en déduire l'expression pour l'effort :

$$\tilde{e}_t = \tilde{H}_t - E_{t-1}\tilde{H}_t = \tilde{H}_t - \tilde{N}_t = \Pi_{ev}v_t + \Pi_{e\gamma}\varepsilon_{mt} + \Pi_{eg}\varepsilon_{gt} \quad (34)$$

Ainsi, avec l'introduction des contrats qui font que la quantité de travail est déterminée par la demande de travail seulement, et avec l'hypothèse de rétention de main-d'oeuvre, l'effort dépend des chocs du modèle. Nous pouvons maintenant répondre à la question fondamentale du travail qui est la contribution relative des chocs technologique, budgétaire et monétaire dans la variance du résidu de Solow. Il paraît évident qu'il est affecté par ces chocs par l'intermédiaire de l'effort. En effet, la fonction de production implique que :

$$\ln y_t = (1 - \alpha) \ln K_t + \alpha \ln(N_t f) + \alpha \ln e_t + \alpha \ln A_t. \quad (35)$$

Ainsi, le résidu de Solow dans notre modèle est :

$$RS_t = \alpha \Delta \ln e_t + \alpha \Delta \ln A_t. \quad (36)$$

Par conséquent, les chocs qui font varier l'effort ont un effet sur le résidu de Solow et creusent l'écart entre le choc technologique et celui-ci. Nous constatons que le résidu est plus volatile que le choc technologique. D'après la définition d'une déviation par rapport à l'état stationnaire on a :

$$\tilde{e}_t = \frac{e_t - e}{e} \approx \ln e_t - \ln e, \quad (37)$$

$$\Delta \tilde{e}_t = \Delta \ln e_t = \Pi_{ev} \Delta v_t + \Pi_{em} \Delta \varepsilon_{mt} + \Pi_{eg} \Delta \varepsilon_{gt}, \quad (38)$$

En remplaçant l'effort par son expression dans la fonction du taux de croissance du résidu, nous trouvons que ce dernier est corrélé positivement à l'innovation technologique et à l'innovation monétaire, et négativement à l'innovation budgétaire (voir tableau 5) :

$$RS_t = \alpha \gamma_x + \alpha \Pi_{ev} \Delta v_t + \alpha v_t + \alpha \Pi_{em} \Delta \varepsilon_{mt} + \alpha \Pi_{eg} \Delta \varepsilon_{gt}. \quad (39)$$

Nous pouvons exprimer la variance du résidu de Solow en fonction de la variance des innovations des chocs du modèle :

$$Var(RS_t) = (2\alpha^2 \Pi_{ev}^2 + \alpha^2) Var(v_t) + 2\alpha^2 \Pi_{eg}^2 Var(\varepsilon_{gt}) + 2\alpha^2 \Pi_{em}^2 Var(\varepsilon_{mt}) \quad (40)$$

D'après le Tableau 6, nous trouvons qu'avec une rigidité nominale des salaires, le choc technologique explique 13.5% de la variance du résidu de Solow, le choc budgétaire 6.5 % et le choc monétaire 80%. Le pourcentage de la variabilité de l'output attribué au choc technologique est réduite en raison de l'introduction de l'effort et des contrats de salaire qui présentent un nouveau mécanisme de propagation endogène. En effet, lorsque nous attribuons une valeur très faible pour  $d$ ,

impliquant que les contrats sont ajustés d'une période à l'autre, la contribution du choc technologique dans la variance de résidu de Solow représente 99.9% alors que celles du choc monétaire et du choc budgétaire sont presque nulles. Nous avons calculé les contributions des chocs pour différentes combinaisons de  $\varphi$  (0.05 ; 0.1 et 0.5) et pour des durées de contrats différentes (2, 3 et 4 trimestres). En moyenne, nous retrouvons les mêmes pourcentages de contribution des chocs à la variance du taux de croissance du résidu de Solow (voir tableau 7). Nous pouvons conclure que dans une économie concurrentielle sans rigidité, les chocs d'offre jouent un rôle important pour expliquer les fluctuations macro-économiques alors que dans une économie où il y a rigidité nominale des salaires ce sont les chocs monétaires qui priment.

## 0.6 Conclusion

Dans ce papier, nous pouvons dire que nous apportons une réponse au débat entre les partisans des chocs d'offre et ceux des chocs de demande pour expliquer les fluctuations observées des variables macro-économiques. En effet, avec notre modèle, nous avons prouvé que le résidu de Solow est fortement corrélé avec les chocs technologiques en absence de toute forme de rigidité et qu'il est fortement corrélé avec les chocs monétaires en présence de cette dernière. L'influence du choc monétaire sur le résidu de Solow est transmise par le biais de l'effort qui, étant donné le contrat de salaire et la rétention de main-d'oeuvre, dépend des innovations des chocs du modèle seulement. Les hypothèses de rétention de main-d'oeuvre, d'effort de travail variable et contrat de salaire sont non seulement des mécanismes de propagation suffisants pour remettre en question l'hypothèse d'exogénéité du résidu de Solow, mais aussi elles nous ont permis de quantifier la contribution de chaque

choc dans la variance du taux de variation du résidu de Solow.

Nous sommes parvenus avec ces frictions sur le marché du travail et la rigidité nominale à élaborer un modèle dynamique d'équilibre général qui répond à nos objectifs. Cependant, il reste insuffisant quant à la reproduction de la variance des heures de travail par rapport à la variance de l'output. Nous remarquons aussi que la proportion de la contribution du choc monétaire dans la variance du résidu de Solow est forte. Selon Evans (1992) une part plus faible de la variation de la productivité est due à des chocs de demande. Ces constats nous mènent à réexaminer les hypothèses sur le marché du travail et à élaborer un nouveau modèle d'équilibre général. C'est l'objet du deuxième essai.



TAB. 1 – Qc

Les paramètres	Les valeurs
$\beta$	$1.03^{-.25}$
$T$	1369
$f$	324.8
$\xi$	60
$\alpha$	0.66
$\delta$	0.025
$\gamma_x$	0.0038
$d$	$\frac{2}{3}$
$\varphi$	0.1
$\frac{G}{Y}$	0.1864
$\rho_m$	0.64
$\rho_g$	0.98
$\sigma_{\varepsilon_m}$	0.0062
$\sigma_{\varepsilon_g}$	0.0152
$\sigma_{\varepsilon_v}$	0.0088

TAB. 2 – Qc

Les données	Le modèle avec contrats de salaire
0.3 (0.06)	0.17
0.17 (0.10)	0.07
0.014 (0.06)	0.01
-0.004 (0.08)	-0.02
-0.069 (0.07)	-0.039
-0.016 (0.11)	-0.046
-0.039 (0.09)	-0.047

TAB. 3 – Qc

les données	Le modèle avec contrats de salaire
0.611 (0.11)	0.88
0.616 (0.08)	0.77
0.588 (0.08)	0.67
0.567 (0.07)	0.57
0.412 (0.11)	0.49
0.57 (0.09)	0.42
0.5 (0.09)	0.36

TAB. 4 – Qc

les moments	Les données	BER	Le modèle avec contrats de salaire
$\frac{\sigma_{\Delta c_t}}{\sigma_{\Delta y_t}}$	0.44 (0,03)	0.45 (0.15)	0.44
$\frac{\sigma_{\Delta i_t}}{\sigma_{\Delta y_t}}$	2.7 (0.3)	2.87 (0.37)	2.9
$\frac{\sigma_{\Delta H_t}}{\sigma_{\Delta \alpha p t_t}}$	1.22 (0.12)	1.08 (0.12)	2.23
$\sigma_{\delta h_t}$	0.017 (0.002)	0.015 (0.002)	0.017

TAB. 5 – Qc

	Sans contrats	Avec contrats(d=2/3)
$\Pi_{ev}$	0.5133	0.2531
$\Pi_{eg}$	-0.0021	-0.2986
$\Pi_{em}$	0.0153	2.5929

TAB. 6 – Qc

	Sans contrats	Avec contrats
choc technologique	99.98%	13.5%
choc budgétaire	0.0017%	6.5%
choc monétaire	0.0152%	80%

Tableau (7)  
Analyse de sensibilité

	<i>choc technologique</i>			<i>choc budgétaire</i>			<i>choc monétaire</i>		
	$\varphi = 0.05$	$\varphi = 0.1$	$\varphi = 0.5$	$\varphi = 0.05$	$\varphi = 0.1$	$\varphi = 0.5$	$\varphi = 0.05$	$\varphi = 0.1$	$\varphi = 0.5$
$d = 1/2$	14%	16.2%	31%	6.3%	6.3%	5.8%	79.6%	75.5%	63.2%
$d = 2/3$	13.5%	13.5%	19%	6.58%	6.5%	6.3%	79.9%	80%	74.7%
$d = 3/4$	14.6%	13.5%	15.5%	6.9%	6.58%	6.3%	78.3%	79.9%	78.24%

FIG. 1 – Économie concurrentielle : les autocorrélations du PIB et du salaire nominal

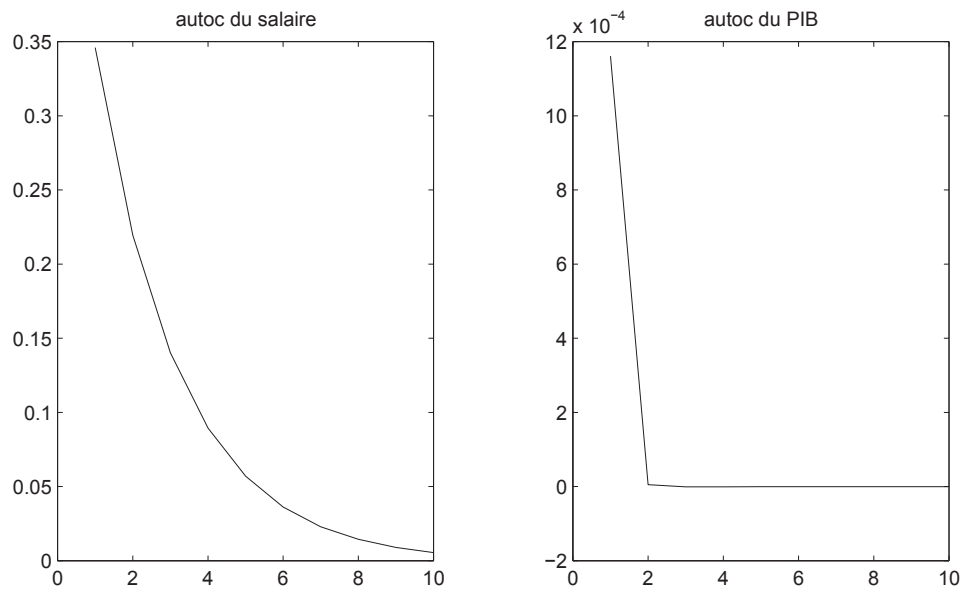


FIG. 2 – Avec contrats : Les autocorrélations du PIB et du salaire nominal

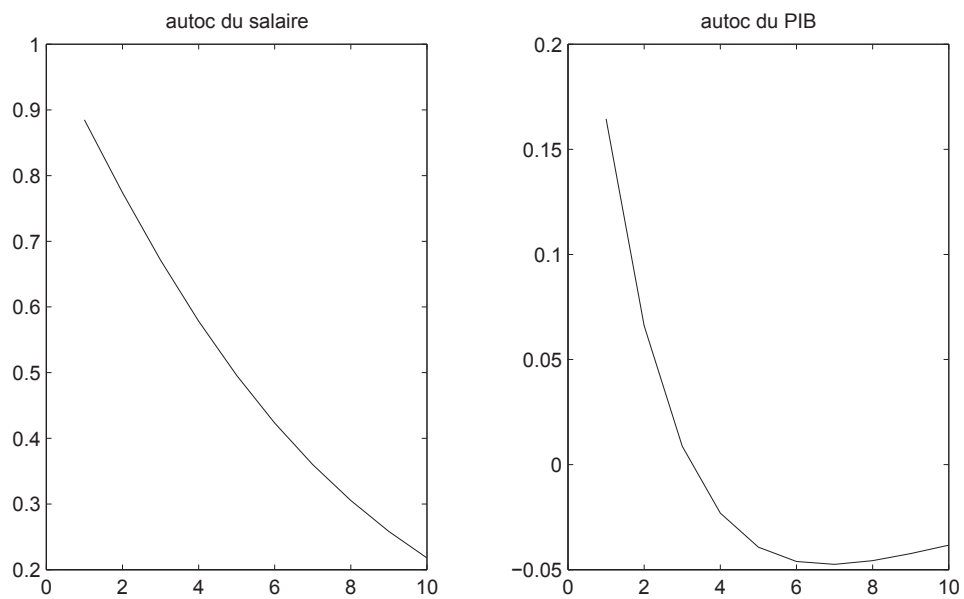




FIG. 3 – Économie concurrentielle : effet du choc technologique (hausse de 1%)

FIG. 4 – Économie concurrentielle : effet du choc monétaire (hausse de 1%)

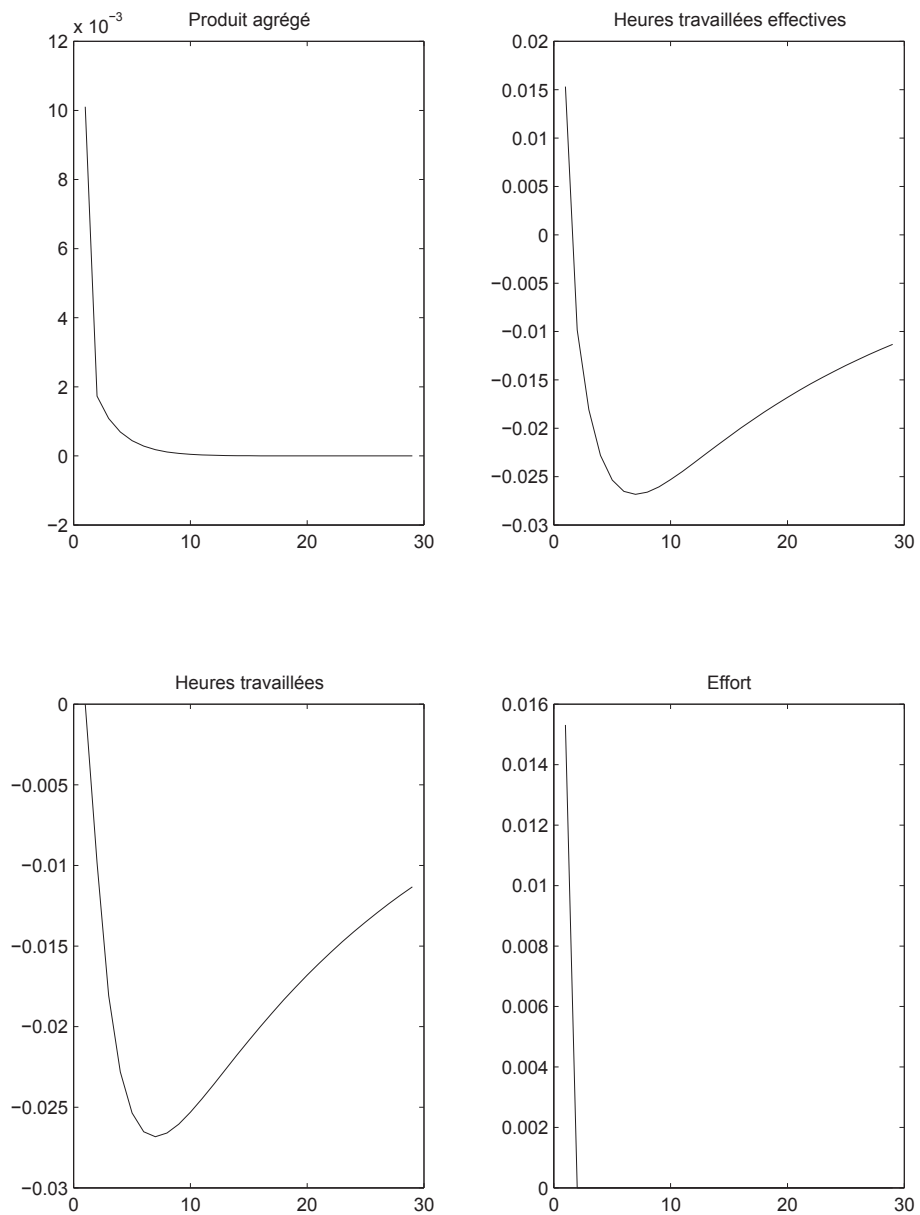


FIG. 5 – Économie avec contrats de salaire : effet du choc technologique (hausse de 1%)

FIG. 6 – Économie avec contrats : effet du choc monétaire (hausse de 1%)

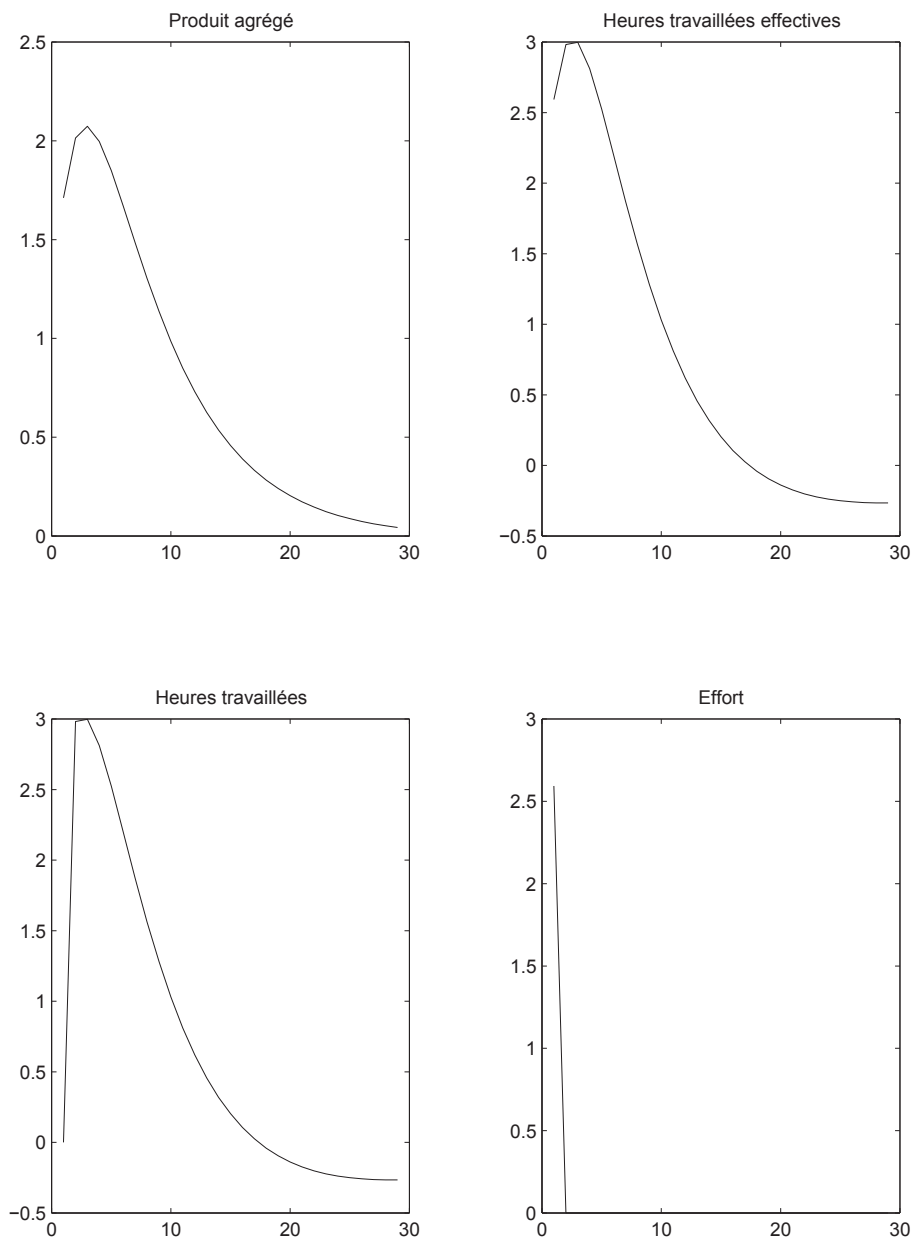


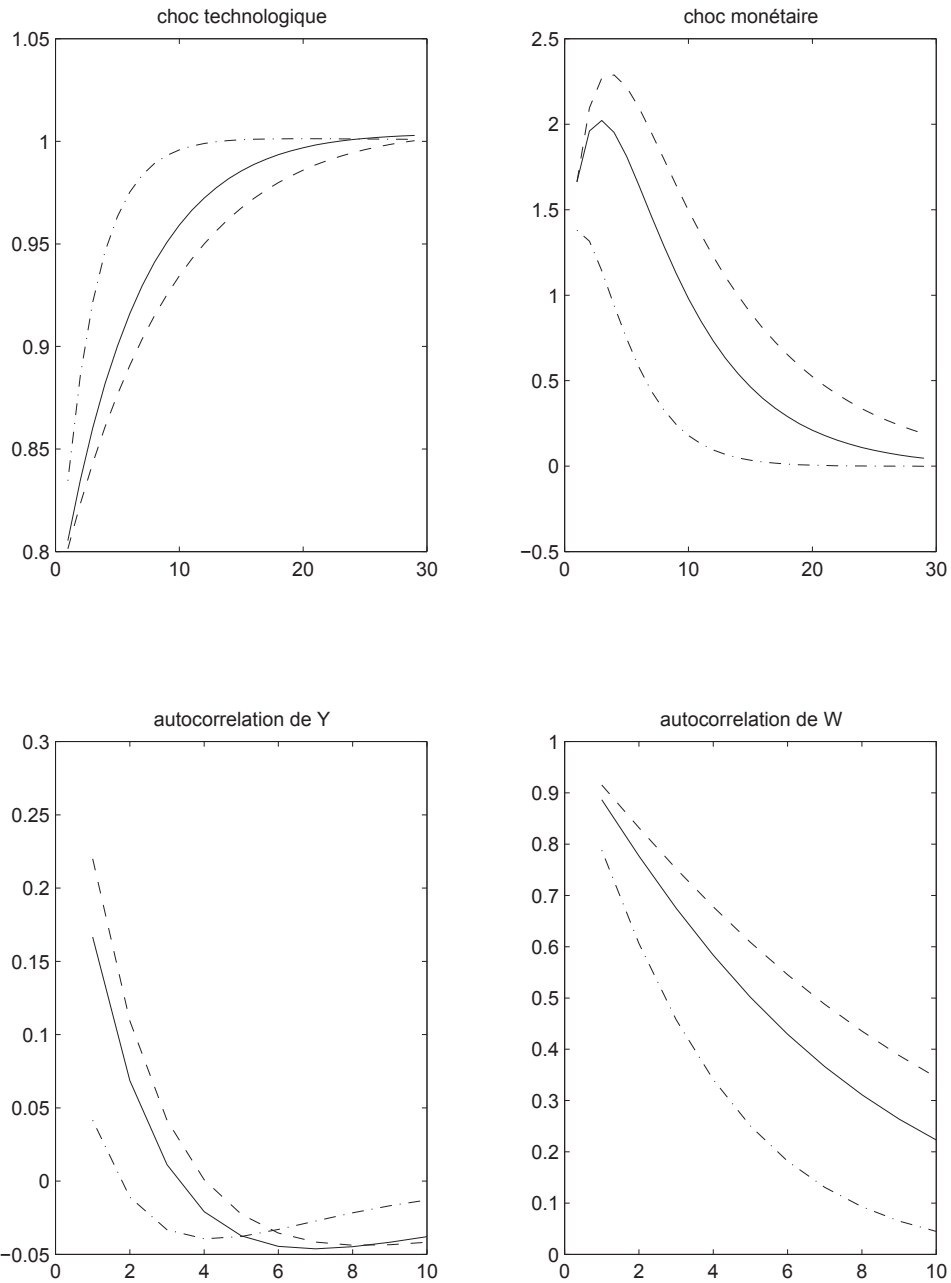
FIG. 7 – Contrat de deux périodes

- : valeur de  $\varphi$  égale 0.1

- - : valeur de  $\varphi$  égale 0.05

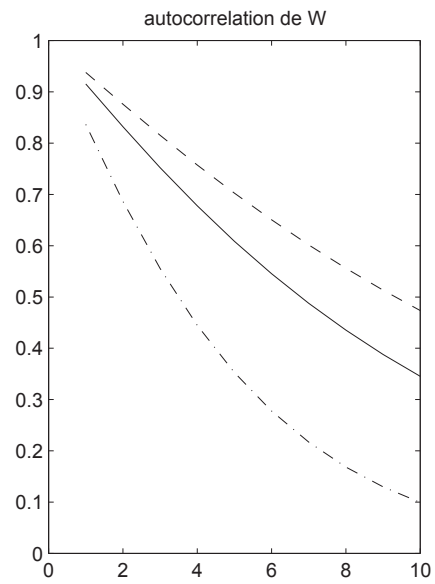
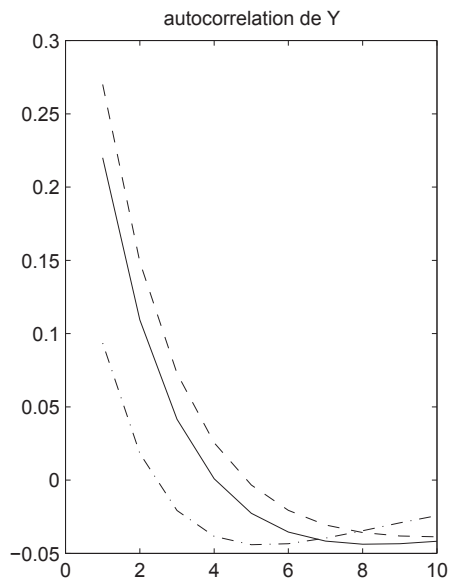
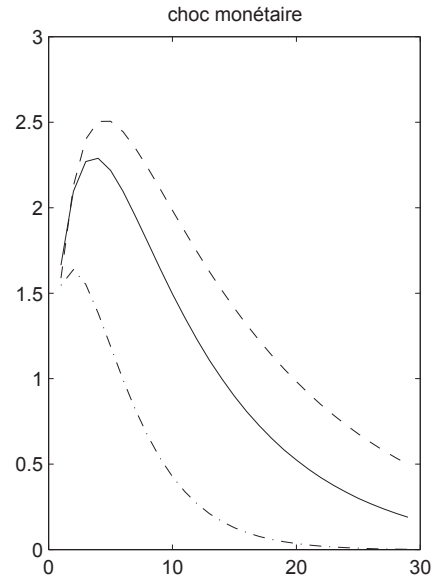
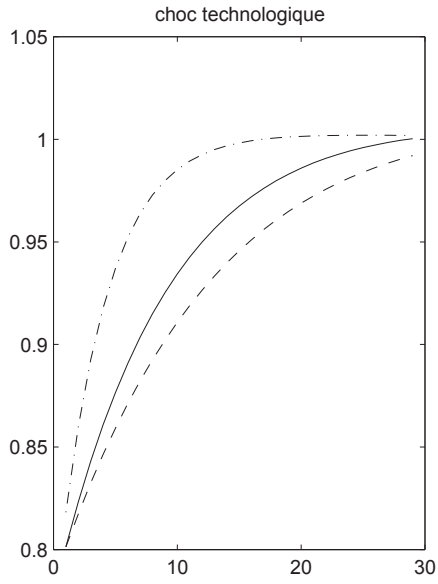
-.- : valeur de  $\varphi$  égale 0.5

FIG. 8 – Contrat de trois périodes



- : valeur de  $\varphi$  égale 0.1  
 - - : valeur de  $\varphi$  égale 0.05  
 - . - : valeur de  $\varphi$  égale 0.5

FIG. 9 – Contrat de quatre périodes



- : valeur de  $\varphi$  égale 0.1
- - : valeur de  $\varphi$  égale 0.05
- . - : valeur de  $\varphi$  égale 0.5

# Références

- Ambler S., A. Guay et L. Phaneuf (2001), "Wage Contracts and Labor Adjustment Costs as Endogenous Propagation Mechanisms," *Mimeo*, Université du Québec à Montréal et CREFÉ.
- Aiyagari, S.,R.(1995), "On the Contribution of Technology Shocks to Business Cycles," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Winter.
- Bénassy, J.P. (1995), "Money and Wage Contracts in an Optimizing Model of Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, pp.303-315.
- Bils, M. et C. Y long (1998), "Wage and the Allocation of Hours and Effort," *Mimeo, University of Pennsylvania*.
- Bils, M. et J. O. Cho (1994), "Cyclical Factor Utilisation," *Journal of Monetary Economic*, vol. 33, pp.319-354.
- Blanchard, O. J. (1989), "A Traditional Interpretation of Economic Fluctuations," *American Economic Review*, vol. 79, pp.1146-1164.
- Burnside, C. et M. Eichenbaum (1996), "Factor Hoarding and the Propagation of Business Cycle Shocks," NBER, *american economic Review*, 86, pp.1154-1174
- Burnside, C., M. Eichenbaum et S.Rebelo (1993), "Labor Hoarding and the Business Cycle ," *Journal of Political Economy*, vol. 101, pp.245-273.
- Calvo, G. A (1983), "Staggerd Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, pp.383-398.



- Charles I. Evans (1992), "Productivity Shocks and Real Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, vol.29, pp.191-208.
- Cho, J.O (1990), "Money, Nominal Contracts, and the Business Cycle : I. one period Contract Case," *Working paper* vol.90. Institute for Economic Research.
- Cho, J.O. et T. F. Cooley (1994), "Employment and Hours over the Business Cycle," *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol.18, pp.411-432.
- Cho, J.O. et T. F. Cooley (1995), "The Business Cycle with Nominal Contracts," *Economic Theory*, vol. 6, pp.13-33.
- Cho, J., O., P. Merrigan et L. Phaneuf (1998), "Employment and Hours, Weeks Worked and Intertemporal Substitution," *Journal of Monetary Economics*, vol. 41, pp. 185-199.
- Christiano, L. J. et M. Eichenbaum (1992), "Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor Market Fluctuations," *American Economic Review*, vol. 82, pp. 893-920.
- Christiano, L. J. et M. Eichenbaum, et C.L. Evans (1996), "Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock, " *NBER, Working paper. # 3920*.
- Christiano, L. J. et M. Eichenbaum, et C.L. Evans (1991), "Sticky Price and Limited Participation Models of Money : a Comparison, " *NBER, Working paper. # 5804*.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, et C.L. Evans (1994), "The Effects of Monetary Policy Shocks : Evidence from the Flow of Funds," *Review of Economics and Statistics*, pp.16-34.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, et C.L. Evans (1998), "Monetary Policy Shocks : What Have We Learned and to What End?" *NBER, Working paper. # 6400*.
- Cogley, T et J. M. Nason (1995), "Output Dynamics in Real-Business Cycle Models", *American Economic Review*, vol. 85, pp. 492-509.

- Cooley, Thomas F., ed. (1995), *Frontiers of Business Cycle Research*. (Princeton, Princeton University Press)
- Cooley, T. F. et G. D. Hansen (1989), "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model," *American Economic Review*, vol. 79, pp. 733-748.
- Cooley, T. F. et M. Ogaki (1996), "A Time Series Analysis of Real Wages, Consumption, and Asset Returns : a Cointegration-Euler Equation Approach," *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, pp. 119-134.
- Croushore, D. (1993), "Money in the Utility Function : Functional Equivalence to a Shopping-Time Model," *Journal of Macroeconomics*, vol. 15, pp. 175-182.
- Eichenbaum, M., L. P Hansen et K. J. Singleton (1988), "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, pp. 51-78.
- Galí, J. (1999), "Technology, Employment, and the Business Cycle : Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?" *American Economic Review*, vol. 89, pp. 249-271.
- Geweke, J (1989), "Bayesian Inference in Econometric Models Using Monte Carlo Integration ," *Econometrica*, vol. 37, pp. 1317-1339.
- Hall, G, J. (1996), "Overtime, Effort, and the Propagation of Business Cycle Shocks", *Journal of Monetary Economics*, vol. 38, pp. 139-160.
- Hall, R, P. (1988), "Substitution over Time in Work and Consumption," *NBER Working Paper # 2789*.
- Hall, R, P. (1989), "Invariance Properties of Solow's Productivity Residual", *NBER Working Paper # 3034*.
- Hansen, L. P. et T. J. Sargent (1998), "Recursive Linear Models of Dynamic Economics", *Mimeo*. University of Chicago, Department of Economics.

- Hansen, L. P. (1982), "Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators", *Econometrica*, vol. 50, pp. 1029-1054.
- Hansen, L. P., et K. J. Singleton (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica*, vol. 50, pp. 1269-1285.
- Hansen, G. D. et R. Wright (1992), "The Labor Market in Real Business Cycle Theory," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Spring, pp. 2-12.
- King, R. G., et C. I. Plosser (1988), "Real Business Cycles," *Journal of Monetary Economics*, vol. 21, pp. 191-193.
- King, R. G., C. I. Plosser, et S. T. Rebelo (1988), "Production Growth and Business Cycles : The Basic Neoclassic Model," *Journal of Monetary Economics*, vol. 21, pp. 195-232.
- King, R. G. et M. W. Watson (1996), "Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle" *Review of Economics and Statistics*, vol. 78, pp. 35-53.
- Kydland, F. E. et E. C. Prescott (1982), "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, vol. 50, pp. 1345-1370.
- Long, J. B. et J. C. Plosser (1983), "Real Business Cycles," *Journal of Political Economy*, vol. 91, pp. 39-69.
- Prescott, E. c. (1986), "Theory Ahead of Business Cycle Measurement", *Quarterly Review*, pp. 9-22.
- Taylor, J. B. (1980), "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, vol. 37, pp. 345-370.
- Yun, T. (1996), "Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles", *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, pp. 345-370.