

Les effets des chocs dans un modèle du cycle économique avec chômage

*Michelle Alexopoulos**

Introduction

Dans la plupart des modèles à participation limitée, une forte élasticité de l'offre de travail doit être postulée pour que ceux-ci parviennent à expliquer l'ampleur de la variation de l'emploi et la faiblesse de celle des salaires réels au cours du cycle économique¹. Or, d'après les résultats empiriques obtenus au niveau microéconomique, cette élasticité est habituellement peu élevée². De nombreux chercheurs ont avancé que l'ajout de frictions sur le marché du travail pourrait aider à rendre compte du comportement des salaires et de l'emploi sans nécessiter l'adoption d'hypothèses non validées par les estimations microéconomiques. La présente étude examine donc si un modèle à participation limitée reposant sur une observation imparfaite de l'effort décrit mieux le comportement des salaires et de l'emploi durant le cycle économique. Ce type de friction a été choisi en partie à cause des observations empiriques recueillies aux États-Unis et au Canada à l'appui du modèle du tire-au-flanc, inspiré de la théorie du salaire d'efficience³.

1. Voir par exemple Christiano, Eichenbaum et Evans (1997), Gust (1997) ainsi que Rotemberg et Woodford (1996).

2. Selon certaines études, dont celles de MaCurdy (1981), de Card (1991) et de Pencavel (1986), l'élasticité de l'offre de travail des hommes avoisine zéro aux États-Unis.

3. Voir notamment Gera et Grenier (1994), Blanchflower et Oswald (1994) de même que Campbell (1989) pour des résultats portant sur le Canada, et Alexopoulos (2000) et Katz (1986) pour un survol des résultats concernant les États-Unis.

* L'auteure tient à remercier Marty Eichenbaum, Larry Christiano, Angelo Melino, Tricia Gladden, Marco Bassetto, Gadi Barlevy et Scott Hendry pour leurs remarques précieuses, ainsi que le Fonds Connaught et le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada pour leur aide financière.

Le modèle du cycle économique examiné ici présente trois caractéristiques principales : i) les ménages prennent leurs décisions en matière d'épargne nominale avant de connaître la valeur des chocs de la période; ii) les entreprises n'observent qu'imparfaitement l'effort fourni par les salariés; iii) les employés qui sont pris à paiser ne reçoivent pas de prime. La première caractéristique est courante dans les modèles à participation limitée et la seconde dans les modèles à la Shapiro-Stiglitz (1984) faisant appel au salaire d'efficience et à la notion de tire-au-flanc. La troisième représente cependant une innovation par rapport au modèle standard de Shapiro et Stiglitz.

Certains auteurs, notamment Alexopoulos (2000 et 2002), Felices (2001) ainsi que Burnside, Eichenbaum et Fisher (2000), ont cherché à vérifier dans quelle mesure les modèles à la Shapiro-Stiglitz peuvent rendre compte des faits observés aux États-Unis. Notre principal objectif est d'établir si ce type de modèle peut aider à expliquer l'existence de chômage involontaire ainsi que le comportement des salaires et de l'emploi au Canada.

D'après nos résultats, les versions estimées du modèle avec observation imparfaite de l'effort produisent en général de plus petites variations des salaires et des variations plus prononcées de l'emploi que ne le font les modèles classiques à participation limitée, et ce, sans qu'il soit nécessaire de postuler de fortes marges bénéficiaires ou une élasticité élevée de l'offre de travail. Dans le modèle avec assurance partielle du revenu, la variation des salaires est plus faible et la variation de l'emploi plus marquée que dans le modèle avec assurance complète. Lorsque les coûts d'ajustement du capital sont pris en compte, toutefois, chacun de ces deux modèles reproduit mieux les fluctuations des salaires et de l'emploi au Canada que le modèle classique à participation limitée.

De plus, les réactions du modèle aux chocs technologiques et aux chocs de politique monétaire et de politique budgétaire sont conformes, sur le plan qualitatif, aux observations empiriques recueillies aux États-Unis et au Canada⁴. Après un choc de politique monétaire restrictif, la production réelle, l'emploi, la consommation, l'investissement, les profits et le salaire réel diminuent, tandis que le taux d'intérêt augmente. Par ailleurs, après un choc de politique budgétaire expansionniste, la production, l'emploi et l'investissement s'accroissent, alors que le salaire réel, la consommation et les prix baissent. Le sens de ces réactions ne dépend pas de la nature des modalités de partage des risques convenues entre les travailleurs.

4. Voir Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2002), Ramey et Shapiro (1998), Edelberg, Eichenbaum et Fisher (1998), Christiano, Eichenbaum et Evans (1997 et 1998) ainsi que Sims et Zha (1996) pour des résultats portant sur les États-Unis. Cushman et Zha (1997) de même que Fung et Gupta (1997) présentent des résultats pour le Canada.

Cependant, la mesure dans laquelle les travailleurs sont protégés des risques influe sur l'importance des réactions. Par exemple, un choc de politique monétaire a des effets beaucoup plus grands sur l'emploi et des effets plus faibles sur le salaire réel dans le modèle avec assurance partielle du revenu que dans le modèle avec assurance complète.

Tous les modèles du salaire d'efficience partent du postulat que le salaire influe sur la productivité du travailleur. Toutefois, la raison du lien existant entre le salaire et la productivité varie d'un modèle à l'autre. Dans le nôtre, comme dans les autres modèles de la lignée Shapiro-Stiglitz (1984), ce lien est attribuable au fait que l'entreprise ne peut observer que d'une façon imparfaite l'effort fourni par le travailleur⁵. Au moment de décider du niveau d'effort exigé, du salaire et du niveau d'emploi, les entreprises tiennent donc compte des contraintes d'incitation des travailleurs. À l'équilibre, le salaire offert aux travailleurs et le niveau d'effort exigé seront fixés de manière à ce que ceux-ci fournissent volontairement le niveau d'effort optimal.

Le modèle du tire-au-flanc présente plusieurs caractéristiques intéressantes. Premièrement, il permet l'existence de chômage, car le salaire optimal choisi par les entreprises peut les amener à ne pas engager tous les travailleurs à l'équilibre. Deuxièmement, les fluctuations de l'emploi représentent des variations du nombre de salariés et non du nombre d'heures travaillées par salarié lorsqu'il subsiste des chômeurs à l'équilibre⁶. Troisièmement, l'emploi et le salaire sont déterminés par la demande de travail et les contraintes d'incitation individuelles en présence de chômage. Par conséquent, le comportement du salaire et de l'emploi ne dépend pas de l'élasticité de l'offre de travail. Quatrièmement, le modèle est conforme aux résultats voulant que le taux de salaire soit inversement lié au niveau de chômage⁷.

Une fois intégrées à un modèle standard du cycle économique, les caractéristiques du modèle du tire-au-flanc lui permettraient peut-être de reproduire le comportement des salaires et de l'emploi sans nécessiter une élasticité élevée de l'offre de travail. Prenons par exemple un modèle simple du salaire d'efficience comme celui de Solow (1979), où le salaire réel offert aux travailleurs par les entreprises est fixé une fois pour toutes et où le chômage est involontaire. Si les entreprises veulent accroître leurs effectifs,

5. Ces modèles postulent que la surveillance des employés est imparfaite, soit parce qu'il n'existe pas de système de contrôle parfait, soit parce que les coûts de mise en place d'un tel système seraient trop élevés pour en justifier l'adoption.

6. Selon Lilien et Hall (1986), le gros de la variabilité des heures travaillées est imputable aux variations du nombre de salariés.

7. Voir Blanchflower et Oswald (1994).

elles peuvent embaucher des chômeurs au salaire existant. Étant donné que l'emploi fluctue en fonction des conditions du marché, mais pas le salaire, ce modèle aboutit aux mêmes résultats qu'un modèle néoclassique simple où le travail est divisible et l'élasticité des offres de travail individuelles est infinie.

Encouragés par les prédictions du modèle du salaire d'efficience de Solow, plusieurs auteurs, dont Danthine et Donaldson (1995), Gomme (1999) et Kimball (1994), ont examiné celles de modèles d'équilibre général à la Shapiro-Stiglitz (1984) où il est postulé que les travailleurs qui sont pris à paresser sont congédiés sur-le-champ. En général, leurs modèles ne produisent pas de fortes variations de l'emploi ni de faibles variations des salaires⁸. C'est pourquoi nous adoptons une hypothèse différente dans notre modèle : au lieu d'être licenciés, les employés qui sont pris à paresser doivent renoncer à une partie de leur rémunération pour la période (c'est-à-dire à une prime ou à une augmentation de salaire)⁹.

Cette pénalité monétaire est intéressante pour deux grandes raisons. D'abord, les résultats dont font état Agell et Lundborg (1995), Malcomson (1998), Hall (1993) et Weiss (1990) indiquent que les entreprises ont plus souvent recours à ce genre de sanction qu'au congédiement pur et simple. Ensuite, cette façon de procéder leur permet de punir les employés qui paressent même lorsque l'économie est au plein emploi. Par conséquent, en période de faible chômage, les modèles intégrant une pénalité monétaire ne conduisent pas à des salaires aussi fortement procycliques et à un niveau d'emploi aussi faiblement procyclique que les modèles traditionnels à la Shapiro-Stiglitz où la seule sanction possible est le licenciement.

À la section 1, nous décrivons un modèle à participation limitée avec observation imparfaite de l'effort et pénalité monétaire. À la section 2, nous présentons les valeurs estimées des paramètres des différentes versions du modèle ainsi que leurs implications empiriques pour les propriétés des

8. Dans le modèle où elles congédient en fin de période les travailleurs qui sont pris à paresser, les entreprises doivent augmenter le salaire qu'elles versent à leurs employés lorsque l'économie se rapproche du plein emploi, car la diminution de la durée attendue du chômage a pour effet de ramener à zéro la valeur de la pénalité associée au congédiement. Autrement dit, la pente de la contrainte d'incitation devient infinie lorsque le taux de chômage tend vers zéro. Comme les salaires sont déterminés par l'intersection de la demande de travail et de cette contrainte, des modifications de la demande de travail engendrent de fortes variations du nombre d'employés et de faibles variations des salaires réels lorsque le taux de chômage est bas. Le modèle prédit donc des salaires nettement procycliques.

9. Ce cadre d'analyse est semblable à ceux d'Alexopoulos (2000), de Burnside, Eichenbaum et Fisher (2000) ainsi que de Felices (2001).

moments d'ordre 2 des salaires et de l'emploi au Canada. Puis nous passons en revue les réactions de l'économie modélisée à des chocs technologiques, de politique monétaire et de politique budgétaire, en les comparant à celles obtenues dans d'autres études. Les résultats du modèle avec observation imparfaite de l'effort sont ensuite confrontés à ceux d'un modèle classique à participation limitée avec travail divisible. Enfin, nous exposons nos conclusions et proposons des pistes de recherche pour l'avenir.

1 Le modèle

Le modèle décrit ici ressemble beaucoup à celui d'Alexopoulos (2002)¹⁰. L'économie comprend six secteurs : l'autorité monétaire, les intermédiaires financiers, l'État, les familles et les individus dont elles sont composées, les fabricants du bien final et les producteurs de biens intermédiaires.

1.1 L'autorité monétaire

Chaque période, l'autorité monétaire augmente l'offre de monnaie au sein de l'économie en transférant X_t unités de monnaie aux intermédiaires financiers. Le taux d'expansion monétaire, x_t , est défini comme suit :

$$x_t = \frac{X_t}{M_t} = \frac{M_{t+1} - M_t}{M_t},$$

où M_t est le stock de monnaie nominal au début de la période t et X_t est la quantité de monnaie injectée dans l'économie. Par hypothèse, le stock de monnaie correspond à M2 et x_t suit un processus AR(1)¹¹ :

$$x_t - \mu_x = \rho_x(x_{t-1} - \mu_x) + \varepsilon_{xt},$$

où μ_x est le taux d'expansion monétaire moyen et ε_{xt} est un processus non autocorrélé de moyenne nulle et d'écart-type σ_x ¹².

10. Dans cette étude, nous avons cherché à établir si un modèle du tire-au-flanc avec pénalité monétaire pouvait expliquer le comportement observé des salaires réels et de l'emploi aux États-Unis.

11. Christiano, Eichenbaum et Evans (1998) font ressortir les points communs entre un modèle où la politique monétaire est exogène et un modèle où l'autorité monétaire suit une politique endogène comme la règle de Taylor.

12. Cette hypothèse est conforme à la conclusion de Christiano, Eichenbaum et Evans (1998) voulant que x_t suive un processus AR(1) si le stock de monnaie est mesuré par M2.

1.2 Intermédiaires financiers

Au début de chaque période, les familles confient à un continuum d'intermédiaires financiers parfaitement concurrentiels des dépôts D_t , mesurés en termes nominaux, afin que ceux-ci soient investis pour la durée de la période. Puis les intermédiaires financiers reçoivent une injection de monnaie fixe X_t de l'autorité monétaire.

Comme dans le modèle classique à participation limitée, nous faisons l'hypothèse que les producteurs de biens intermédiaires empruntent au taux d'intérêt brut R_t les sommes requises pour payer leur masse salariale. La condition d'équilibre du marché des prêts est

$$L_t = D_t + X_t, \quad (1)$$

où L_t désigne le montant total des emprunts contractés par les producteurs de biens intermédiaires à la période t et $D_t + X_t$ est l'offre totale de prêts. À la fin de chaque période, ces producteurs remboursent leurs emprunts avec les intérêts, et les intermédiaires financiers rendent aux familles leurs dépôts majorés de l'intérêt couru, $R_t + D_t$, et leur versent $R_t + X_t$ à titre de profits.

1.3 État

Chaque période, l'État achète G_t unités du bien final. Il paie ses achats en prélevant un impôt forfaitaire sur chaque famille. La contrainte budgétaire de l'État à la période t est donc

$$G_t \leq \text{Impôt}_t,$$

où Impôt_t est le montant des impôts perçus. Comme toutes les familles sont identiques dans le modèle, chaque famille paie le même impôt.

1.4 Familles et individus

Dans les modèles avec chômage, les revenus individuels sont hétérogènes s'ils ne sont pas entièrement assurés. Si un agent peut transférer sa richesse d'une période à une autre, la somme qu'il décide d'épargner au cours d'une période dépend de tous ses antécédents d'emploi. Afin d'isoler l'incidence de l'hypothèse d'observation imparfaite de l'effort et de faciliter la comparaison de notre modèle avec le modèle classique à participation limitée, nous posons des hypothèses qui assurent l'homogénéité des

problèmes d'optimisation des travailleurs. Plus précisément, nous postulons que les travailleurs appartiennent à des familles¹³.

L'économie est constituée d'un grand nombre de familles, dont chacune est formée d'un continuum d'agents éternels répartis sur l'intervalle $[0,1]$. Nous faisons l'hypothèse que ceux-ci ne possèdent pas directement d'actifs financiers et que la propriété du stock de capital, des intermédiaires financiers et des producteurs de biens intermédiaires est partagée à parts égales entre les familles. Chaque famille puise dans les revenus qu'elle tire de ses actifs financiers pour payer ses impôts, investir dans des biens de capital et acheter des biens de consommation.

1.4.1 Une famille représentative

Chaque période, la famille doit déterminer combien de biens de capital (I_t) et de biens de consommation (c_t^f) elle désire acquérir, combien de dépôts (D_t) elle souhaite effectuer chez les intermédiaires financiers et de combien de monnaie (M_{t+1}) elle veut disposer au début de la période suivante. Étant donné la contrainte de participation limitée, la famille décide du montant de ses dépôts en termes nominaux avant de connaître les chocs de la période.

Une fois les chocs connus, la famille paie ses impôts, $Impôt_t$, et acquiert I_t et c_t^f en puisant dans l'encaisse qu'elle détient au début de la période, M_t/P_t , et dans les revenus qu'elle tire de son capital, $r_t K_t$. Comme les profits et le revenu d'intérêts que génèrent les dépôts sont remis à la famille à la fin de la période, ils ne peuvent servir à l'achat de biens durant la période t . Par conséquent, la contrainte de liquidité de la famille et le montant de ses encaisses sont définis ainsi :

$$P_t c_t^f \leq M_t - D_t - P_t Impôt_t + P_t r_t K_t - P_t I_t, \quad (2)$$

$$M_{t+1} = \left[M_t - D_t - P_t c_t^f - P_t Impôt_t + P_t r_t K_t - P_t I_t \right] + R_t [D_t + X_t] + P R_t. \quad (3)$$

13. Deux autres méthodes ont été proposées dans les recherches antérieures en vue d'assurer l'homogénéité des revenus. Dans la première, les travailleurs jouissent d'une protection complète de leurs revenus en cas de chômage. La seconde consiste à ajouter des entrepreneurs au modèle, lesquels peuvent épargner et accumuler du capital, contrairement aux travailleurs. Les résultats obtenus à l'aide des versions de notre modèle à participation limitée fondées sur ces deux méthodes ne sont pas significativement différents de ceux du modèle reposant sur une structure familiale.

Dans ces équations, $R_t X_t$ et PR_t représentent les profits que la famille reçoit respectivement des intermédiaires financiers et des producteurs de biens intermédiaires au cours de la période t . Étant donné que la famille redistribue c_t^f à ses membres avant que les entreprises n'embauchent leurs employés, chaque membre de la famille reçoit une part égale.

Comme dans le modèle classique à participation limitée, la famille assume, par hypothèse, des coûts d'ajustement lorsqu'elle modifie son stock de capital ou son flux monétaire vers le marché des biens. Ces coûts d'ajustement, qui sont semblables à ceux décrits par Christiano et Eichenbaum (1992a) ainsi que par Christiano et Fisher (1998), rendent les effets des chocs de politique monétaire persistants. En particulier, nous postulons que chaque membre de la famille consacre une partie de son temps de loisir au remaniement des achats de la famille si le flux monétaire vers le marché des biens change. De plus, l'existence de coûts d'ajustement dans le cas du capital signifie que le stock de capital à la fin de la période, K_{t+1} , est établi de la façon suivante :

$$K_{t+1} = \left[\gamma_1 I_t^\nu + \gamma_2 K_t^\nu \right]^{\frac{1}{\nu}}, \quad (4)$$

où I_t est l'investissement à la période t , $\nu \leq 1$ détermine les coûts d'ajustement du stock de capital, tandis que γ_1 et γ_2 sont des constantes supérieures à zéro. Comme dans Christiano et Fisher (1998), ces constantes sont définies de façon à ce que le loyer du capital et l'investissement en régime permanent (*steady state*) ne dépendent pas de ν :

$$\gamma_1 = \delta^{1-\nu} \text{ et } \gamma_2 = (1 - \delta),$$

où δ est le taux de dépréciation du capital. Lorsque $\nu = 1$, l'équation (4) se ramène à une équation d'accumulation classique de type linéaire.

1.4.2 Membres de la famille

Bien que les membres de la famille n'aient pas directement accès aux marchés financiers ou du capital, ils ont droit à une certaine consommation, c_t^f , payée à même les revenus que la famille tire de ses placements et de son stock de capital. Ils peuvent augmenter leur niveau de consommation au delà de c_t^f en cherchant un emploi auprès des producteurs de biens intermédiaires. Par hypothèse, ces derniers ont des fonctions de production identiques. Ils offrent donc le même salaire aux travailleurs et leur demandent le même niveau d'effort. Comme l'effort déployé est observé de

façon imparfaite, le travailleur embauché doit décider s'il fournira le niveau d'effort stipulé dans le contrat.

Chaque travailleur embauché par un producteur de biens intermédiaires signe un contrat d'une période, qui précise le taux de salaire réel applicable, w_t , le nombre d'heures qu'il doit travailler, f , et le niveau d'effort que l'entreprise lui demande de fournir, e_t ¹⁴. Tous les employés touchent à l'avance une fraction s de leur salaire. À la fin de la période, le reste, $(1-s)w_t f$, est versé uniquement aux employés qui n'ont pas été réprimandés pour avoir paresse. Chaque salarié sait que, s'il paresse, il existe une probabilité d ($d < 1$) qu'on s'en aperçoive.

En plus des biens de consommation fournis par la famille (c_t^f), les membres de celle-ci qui ne travaillent pas peuvent se procurer des biens de consommation avec le montant qu'ils reçoivent du fonds d'assurance emploi de leur famille, à la condition qu'ils n'aient refusé aucune offre d'emploi. Ce fonds d'assurance est financé par des montants fixes, F_t , que sont tenus de verser chacun des membres de la famille occupant un emploi. L'argent du fonds est ensuite redistribué en totalité aux membres de la famille en chômage pendant la période. Le fonds protège les chômeurs contre toute chute importante de leur consommation. Dans la présente étude, nous avons recours à deux types de modalités de partage des risques — l'assurance partielle et l'assurance complète du revenu — afin de mesurer la sensibilité des résultats au degré de protection dont jouissent les travailleurs.

1.4.3 Le problème d'optimisation du travailleur

La consommation des travailleurs est la somme de leur part de la consommation familiale, c_t^f , et de leur revenu salarial après versement de leur cotisation au fonds d'assurance, $w_t - F_t$, tandis que la consommation des chômeurs est leur part de la consommation familiale, c_t^f , majorée du montant qu'ils reçoivent du fonds d'assurance familial. c_t est la consommation des salariés qui ne paressent pas et des tire-au-flanc qui ne sont pas détectés, c_t^s est la consommation des employés pris à paresser et c_t^u est la consommation des chômeurs, soit :

$$c_t = c_t^f + w_t f - F_t, \quad (5)$$

$$c_t^s = c_t^f + s w_t f - F_t, \quad (6)$$

14. Pour alléger la notation, l'indice désignant chacune des entreprises est omis dans ce qui suit, puisque celles-ci sont toutes identiques et qu'elles choisiront les mêmes valeurs.

$$c_t^u = \begin{cases} c_t^f + \frac{N_t}{1-N_t} F_t & \text{si le chômeur n'a pas reçu d'offre d'emploi,} \\ c_t^f & \text{s'il a rejeté une offre d'emploi,} \end{cases} \quad (7)$$

où N_t est le nombre total de membres de la famille qui occupent un emploi à la période t . L'utilité de l'individu est donc décrite par la fonction

$$u(\tilde{c}_t, \hat{e}_t) = \ln(\tilde{c}_t) + \theta \ln(T - \vartheta(\hat{e}_t > 0)(f\hat{e}_t + \xi)) - \theta \ln(1 + H(Q_t, Q_{t-1})), \quad (8)$$

où \tilde{c}_t est la consommation de ce dernier, \hat{e}_t l'effort qu'il fournit au travail, T le temps total dont il dispose, ξ la désutilité liée à l'effort et $\vartheta(\cdot)$ une fonction indicatrice égale à un si $\hat{e}_t > 0$ et à zéro sinon¹⁵. Le terme $-\theta \ln(1 + H(\cdot, \cdot))$ découle de l'hypothèse que chaque individu consacre une partie de son temps de loisir,

$$\frac{H(\cdot, \cdot)}{1 + H(\cdot, \cdot)},$$

au remaniement du flux monétaire de la famille vers le marché des biens. Cette hypothèse garantit qu'à l'équilibre, les membres de la famille sans emploi consacrent plus de temps à ce remaniement que les autres membres. Nous faisons ici l'hypothèse que

$$H(Q_t, Q_{t-1}) = a_0 \left\{ \exp \left[a_1 \left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}} - 1 - x^s \right) \right] + \exp \left[-a_1 \left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}} - 1 - x^s \right) \right] - 2 \right\},$$

$$\text{où } Q_t = M_t - D_t. \quad (9)$$

Par conséquent, si le flux monétaire vers le marché des biens ne change pas, il n'y a aucun coût d'ajustement.

Une fois les chocs survenus, tous les membres de la famille cherchent un emploi. Si les entreprises fixent le salaire à un niveau supérieur à celui qui assure l'égalité de l'offre et de la demande sur le marché du travail, seule une partie des travailleurs se voit offrir un emploi et il subsiste des chômeurs à l'équilibre. Les membres de la famille qui reçoivent une offre d'emploi doivent décider i) s'ils l'acceptent; et ii) s'ils se conformeront aux conditions du contrat. Puisque ceux qui rejettent une offre d'emploi n'ont

15. Comme les entreprises ne peuvent pas observer parfaitement l'effort, elles ne peuvent non plus observer si les travailleurs supportent le coût ξ .

pas droit à la prestation d'assurance emploi, les offres d'emploi sont toujours acceptées. Par ailleurs, l'effort fourni par un travailleur correspond à

$$\hat{e}_t = \begin{cases} e_t & \text{si } e_t \leq \frac{T}{f} \left(1 - \left(\frac{c_t}{c_t^s} \right)^{-\frac{d}{\theta}} \right) - \frac{\xi}{f} \\ 0 & \text{si } e_t \geq \frac{T}{f} \left(1 - \left(\frac{c_t}{c_t^s} \right)^{-\frac{d}{\theta}} \right) - \frac{\xi}{f} \end{cases} .$$

Par conséquent, l'employé fournit l'effort demandé si sa contrainte d'incitation est respectée, c'est-à-dire si

$$u(c_t, e_t) \geq du(c_t^s, 0) + (1 - d)u(c_t, 0) \quad (CI).$$

1.4.4 Le problème d'optimisation de la famille

Chaque période, les entreprises embauchent N_t membres de la famille. Parmi ceux-ci, N_t^s sont des tire-au-flanc et $N_t - N_t^s$ fournissent le niveau d'effort \hat{e}_t . Étant donné la fonction d'utilité de chacun des membres de la famille, la forme des coûts d'ajustement et les définitions de c_t , de c_t^s et de c_t^u , le problème d'optimisation de la famille peut être exprimé de la manière suivante :

$$\max_{\{c_t^f, K_{t+1}, M_{t+1}, D_t\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \begin{array}{l} (N_t - dN_t^s) \ln(c_t) + dN_t^s \ln(c_t^s) + (1 - N_t) \ln(c_t^u) \\ + (N_t - N_t^s) \theta \ln(T - f\hat{e}_t - \xi) + (1 - (N_t - N_t^s)) \theta \ln(T) \\ - \theta \ln(1 + H(Q_t, Q_{t-1})) \end{array} \right\}$$

sous réserve des équations (2) à (4), où

$$F_t = \begin{cases} (1 - N_t) s w_t f & \text{avec assurance partielle du revenu} \\ (1 - N_t) w_t f & \text{avec assurance complète du revenu} \end{cases} .$$

À l'équilibre, la contrainte de liquidité est vérifiée, et les entreprises offrent aux employés un salaire qui n'en incite aucun à paresser (c'est-à-dire $N_t^s = 0$). Les équations d'Euler ayant trait aux dépôts et aux biens de capital de la famille peuvent donc s'écrire comme suit¹⁶ :

$$E_{t-1} \left\{ \begin{array}{l} \left(\frac{U_{c_t^f}}{P_t} \right) - \theta \frac{H_1(Q_t, Q_{t-1})}{1 + H(Q_t, Q_{t-1})} - \beta \theta \frac{H_2(Q_{t+1}, Q_t)}{1 + H(Q_{t+1}, Q_t)} \\ - \beta R_t \left[\left(\frac{U_{c_{t+1}^f}}{P_{t+1}} \right) - \theta \frac{H_1(Q_{t+1}, Q_t)}{1 + H(Q_{t+1}, Q_t)} - \beta \theta \frac{H_2(Q_{t+2}, Q_{t+1})}{1 + H(Q_{t+2}, Q_{t+1})} \right] \end{array} \right\} = 0$$

et

$$E_t \left\{ U_{c_t^f} \frac{\partial I_t}{\partial K_{t+1}} - \beta U_{c_{t+1}^f} \left(r_{t+1} - \frac{\partial I_{t+1}}{\partial K_{t+1}} \right) \right\} = 0,$$

où

$$U_{c_t^f} = \frac{N_t}{c_t} + \frac{1 - N_t}{c_t^u},$$

$$H_1(Q_t, Q_{t-1}) = \frac{a_0 a_1}{Q_{t-1}} \left\{ \begin{array}{l} \exp \left[a_1 \left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}} - 1 - x^s \right) \right] \\ - \exp \left[-a_1 \left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}} - 1 - x^s \right) \right] \end{array} \right\},$$

$$H_2(Q_t, Q_{t-1}) = -H_1(Q_t, Q_{t-1}) \frac{Q_t}{Q_{t-1}},$$

$$\frac{\partial I}{\partial K_{t+1}} = \delta^{\frac{v-1}{v}} (K_{t+1}^v - (1-\delta)K_t^v)^{\frac{1}{v}-1} K_{t+1}^{v-1},$$

16. Par souci de simplicité, nous supposons que les familles ne croient pas que leurs choix peuvent influencer sur la probabilité d'obtenir un emploi. Alexopoulos (2001) présente un modèle plus complexe qui aboutit à la même répartition.

$$\frac{\partial I_{t+1}}{\partial K_{t+1}} = \delta^{\frac{v-1}{v}} (K_{t+2}^v - (1-\delta)K_{t+1}^v)^{\frac{1}{v}-1} (\delta-1)K_{t+1}^{v-1}.$$

1.5 Fabricants du bien final

Le bien final, Y_t , est fabriqué et vendu aux agents par des entreprises parfaitement concurrentielles. Il est obtenu en combinant les biens intermédiaires fabriqués selon la fonction de production suivante :

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{it}^{\frac{1}{\mu}} di \right]^{\mu},$$

où Y_{it} est l'intrant fourni par le i^e producteur de biens intermédiaires à la période t et $1 \leq \mu < \infty$ est une mesure de la substituabilité des intrants. Par conséquent, un fabricant du bien final qui est représentatif est confronté au problème d'optimisation suivant à la période t :

$$\max_{Y_t, \{Y_{it}\}_0^1} P_t Y_t - \int_0^1 P_{it} Y_{it} di \text{ à condition que } Y_t = \left[\int_0^1 Y_{it}^{\frac{1}{\mu}} di \right]^{\mu},$$

où P_t est le prix du bien final et P_{it} est le prix du i^e bien intermédiaire à la période t . Les équations d'Euler sous-jacentes à ce problème définissent la fonction de demande suivante pour les biens intermédiaires :

$$Y_{it} = Y_t \left(\frac{P_{it}}{P_t} \right)^{\frac{\mu}{1-\mu}}.$$

La demande du bien produit par l'entreprise i est donc une fonction croissante de la production totale, Y_t , et une fonction décroissante du prix du bien intermédiaire, P_{it} . Il découle de ces équations de demande et de la condition de nullité des profits que le prix du bien final est

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{it}^{\frac{1}{1-\mu}} di \right]^{-(1-\mu)}.$$

1.6 Producteurs de biens intermédiaires

Les biens intermédiaires sont produits par un continuum d'entreprises placées en situation de concurrence monopolistique et réparties sur

l'intervalle $[0,1]$. Le i^e bien intermédiaire est obtenu au moyen de la fonction de production suivante¹⁷ :

$$Y_{it} = A_t K_{it}^\alpha ((N_{it} - N_{it}^s) f \hat{e}_{it})^{1-\alpha}.$$

Dans cette équation, $0 < \alpha < 1$, N_{it} , N_{it}^s et K_{it} désignent respectivement le nombre total d'employés, le nombre de tire-au-flanc et la quantité de capital louée pour la période t par l'entreprise i . A_t est l'état de la technologie, tel que $\ln A_t = (1 - \rho_A) \ln A + \rho_A \ln A_{t-1} + \varepsilon_{A,t}$, $-1 < \rho_A < 1$, $\varepsilon_{A,t}$ étant un processus non autocorrélé de moyenne nulle et d'écart-type σ_A . Cette fonction signifie qu'une entreprise doit recevoir de ses employés une quantité positive de travail effectif pour produire. Chaque travailleur engagé par l'entreprise est au travail pendant une période fixe, f , et fournit une unité de travail effectif, $f \hat{e}_{it}$, s'il ne paresse pas. L'entreprise loue son capital sur un marché parfaitement concurrentiel une fois les chocs connus, et le nombre de producteurs de biens intermédiaires est fixe.

Après avoir observé les chocs, les entreprises annoncent le nombre de travailleurs qu'elles désirent embaucher, de même que le salaire qu'elles sont prêtes à leur verser et l'effort attendu de leur part. Un salaire de base de $sw_{it}f$ est garanti par contrat aux travailleurs qui acceptent un emploi¹⁸. En outre, ces derniers savent qu'ils toucheront un montant supplémentaire de $(1-s)w_{it}f$ s'ils ne sont pas pris à paresser et que la probabilité qu'ils se fassent prendre s'ils paressent est de $d < 1$ ^{19, 20}.

Une fois les travailleurs engagés, chaque entreprise contracte au taux d'intérêt brut R_t un emprunt bancaire correspondant à la masse salariale

17. La forme de la fonction de production part du postulat voulant que les employés qui ne paressent pas fournissent le niveau d'effort \hat{e}_{it} alors que les tire-au-flanc ne fournissent aucun effort.

18. Ce modèle postule que s est un paramètre exogène, mais il aboutit aux mêmes résultats qu'un modèle où : i) s ne peut s'établir en deçà d'une valeur minimale (en vertu d'une disposition légale ou d'une norme de l'industrie, par exemple); et ii) la valeur de s est fixée de façon endogène par les entreprises. Comme, en pareil cas, les entreprises choisiraient la plus faible valeur de s possible, cette valeur minimale peut être considérée comme la valeur du paramètre exogène s dans notre modèle.

19. Dans ce cas, $[1-s]w_{it}$ peut être interprété comme une prime versée seulement aux travailleurs non punis.

20. Pour simplifier l'exposé, nous supposons que les entreprises versent toujours la prime aux employés qui ne paressent pas. Les résultats ne seraient pas différents si nous adoptions plutôt les hypothèses suivantes : i) il existe une relation continue entre les travailleurs et leurs employeurs; ii) les entreprises acquièrent une réputation de mauvais employeur si elles ne versent pas de primes aux tire-au-flanc non décelés; iii) les travailleurs engagés par de mauvais employeurs ne fournissent aucun effort, car ils ne s'attendent pas à toucher leur prime; et iv) les marges bénéficiaires des entreprises sont raisonnablement élevées.

nominale, $P_t w_{it} f N_{it} = W_{it} f N_{it}$. Bien qu'elle dispose de l'argent nécessaire pour payer tout le monde avant même que la production ne débute, l'entreprise choisit de conserver une partie $(1 - s)$ du montant emprunté. En agissant ainsi, elle montre qu'elle a bien l'intention de payer les employés travaillants et de sévir à l'endroit de ceux qui paressent.

Les biens produits sont vendus aux entreprises qui fabriquent le bien final. Ensuite, les producteurs de biens intermédiaires versent aux familles le loyer du capital et remboursent leurs emprunts bancaires majorés des intérêts courus. Tout résidu est entièrement redistribué aux familles à la fin de la période à titre de profits.

Comme les employés embauchés ont des caractéristiques identiques, un producteur de biens intermédiaires représentatif est confronté au problème d'optimisation suivant à la période t :

$$\max_{\{P_{it}, w_{it}, N_{it}, K_{it}, e_{it}\}} \{P_{it}(A_t K_{it}^\alpha (f e_{it} N_{it})^{1-\alpha}) - R_t P_t w_{it} f N_{it} - P_t r_t K_{it}\},$$

sous réserve des fonctions de demande suivantes pour la période :

$$P_{it}^{\frac{\mu}{\mu-1}} (A_t K_{it}^\alpha (f e_{it} N_{it})^{1-\alpha}) - P_t^{\frac{\mu}{\mu-1}} Y_t = 0$$

et des contraintes touchant les incitations et la rationalité du travailleur :

$$u(c_{it}, e_{it}) \geq du(c_{it}^s, 0) + (1 - d)u(c_{it}, 0) \quad (CI),$$

$$u(c_{it}, e_{it}) \geq u(c_t^u, 0) \quad (RT).$$

Dans ces équations, $u(\cdot, \cdot)$ désigne l'utilité du travailleur représentatif pour la période, e_{it} est le niveau d'effort stipulé dans le contrat, tandis que c_{it} , c_{it}^s et c_t^u sont les niveaux de consommation des employés non punis, des tire-au-flanc avérés et des chômeurs, respectivement. De plus, w_{it} désigne le taux de salaire réel offert par l'entreprise et r_t le taux de rendement réel du capital.

La contrainte d'incitation définit la relation entre l'effort et le salaire puisque la forme d'assurance emploi dont bénéficient les membres de la famille signifie que la contrainte de rationalité des individus n'intervient pas à l'équilibre. Étant donné les définitions de c_{it} et de c_{it}^s à l'équilibre (c'est-à-dire les équations [5] et [6]), la contrainte d'incitation implique que l'effort

est fonction du salaire réel, du niveau des prix et des transferts entre les membres de la famille :

$$e_{it}(w_{it}) = \frac{T}{f} \left(1 - \left(\frac{c_{it}}{c_{it}^s} \right)^{-\frac{d}{\theta}} \right) - \frac{\xi}{f}.$$

Les équations d'Euler associées au problème d'optimisation de l'entreprise impliquent

$$\frac{e'_{it}(w_{it})w_{it}}{e_{it}(w_{it})} = 1 \quad (\text{la condition de Solow})$$

$$\frac{Y_{it}(1-\alpha)}{N_{it} \mu} = \frac{P_t}{P_{it}} f w_{it} R_t$$

$$\frac{Y_{it}\alpha}{K_{it}\mu} = \frac{P_t}{P_{it}} r_t$$

$$P_{it}^{\frac{-\mu}{1-\mu}} Y_{it} = P_t^{\frac{-\mu}{1-\mu}} Y_t.$$

La condition de Solow montre que l'entreprise se comporte de façon à minimiser les coûts par unité d'effort. Étant donné la fonction d'utilité des travailleurs, cette condition signifie que les entreprises choisissent un salaire qui assure qu'à l'équilibre

$$\frac{c_{it}}{c_{it}^s} = \text{const} \Rightarrow e_{it} = \frac{T}{f} \left(1 - (\text{const})^{-\frac{d}{\theta}} \right) - \frac{\xi}{f} = e.$$

Comme les producteurs de biens intermédiaires disposent tous de la même technologie et que tous les travailleurs sont identiques, le salaire offert à ceux-ci et l'effort demandé sont les mêmes dans toutes les entreprises. Les équations d'Euler supposent également que l'entreprise établit son prix à la période t en appliquant une marge bénéficiaire fixe au coût marginal en t :

$$P_{it} = \mu C M_{it}.$$

Enfin, la demande d'encaisses à l'équilibre peut être exprimée ainsi :

$$L_t = \int_0^1 W_{it} f N_{it} di,$$

puisque les entreprises empruntent de l'argent aux intermédiaires financiers pour payer leur masse salariale, que $L_t = D_t + X_t$ et qu'aucun employé ne paresse à l'équilibre.

2 Les résultats empiriques

Aux fins d'estimation du modèle, la croissance est prise en compte en intégrant à la fonction de production un progrès technique exogène qui accroît l'efficacité du facteur travail, ce qui donne

$$Y_{it} = A_t K_{it}^\alpha (\gamma^t N_{it} f \hat{e}_{it})^{1-\alpha},$$

où $\gamma \geq 1$. Par ailleurs, les dépenses publiques évoluent, par hypothèse, selon la règle $G_t = \gamma^t \exp(g_t)$, où $g_t = (1 - \rho_g)\mu_g + \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_{g,t}$, $-1 < \rho_g < 1$. $\varepsilon_{g,t}$ est un processus non autocorrélé de moyenne nulle et d'écart-type σ_g .²¹

Pour évaluer le modèle, nous faisons appel à une procédure fondée sur la méthode des moments généralisés (GMM) et semblable à celle décrite par Christiano et Eichenbaum (1992b). Les données canadiennes proviennent des comptes nationaux trimestriels de l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE), de la base de données sectorielles et internationales de l'OCDE et de Statistique Canada²².

Après avoir estimé les paramètres et les moments d'ordre 2, nous avons effectué les tests suivants : i) nous avons utilisé le test de Wald pour comparer les moments d'ordre 2 obtenus à partir des données à ceux tirés du modèle; ii) nous avons examiné si les prédictions du modèle concernant les réactions de l'économie aux chocs sont conformes, sur le plan qualitatif, aux résultats des études empiriques^{23, 24}.

21. Au moment d'estimer g_t , nous avons ajouté le terme $\tau_g \times t$ pour tenir compte de l'évolution tendancielle des dépenses publiques depuis la Deuxième Guerre mondiale.

22. L'Annexe 1 décrit en détail les données et l'Annexe 2 fait état de la procédure GMM employée, qui repose sur les équations d'Euler associées au modèle intégrant le progrès technique.

23. Ce test de Wald porte sur l'hypothèse que les deux séries de paramètres estimés sont issues de la même population. Pour une analyse approfondie de ce test, voir Christiano et Eichenbaum (1992b).

24. Les différentes hypothèses ont été testées séparément en raison des propriétés peu satisfaisantes des tests de Wald de type GMM en petit échantillon. Voir Burnside et Eichenbaum (1996b) à ce sujet.

Les paramètres du modèle ne sont pas tous estimés à partir des équations d'Euler. Les valeurs de β , T , f , ξ , θ , ν , a_1 et a_2 sont conformes à celles que l'on trouve habituellement dans la littérature²⁵ :

β	T	f	ξ	θ	ν	a_1	a_2
$\left(\frac{1}{1,03}\right)^{0,25}$	1,369	1	16	1,5	1	2	2

Afin d'aider à déterminer la valeur du ratio $\frac{d}{\theta}$ et du paramètre s dans la contrainte d'incitation, le ratio $\frac{c_t}{c_t^s}$ a été fixé à 1,0526. Cette valeur a été choisie de façon à ce que la prime corresponde environ à 5 % de la rémunération totale, compte tenu de la valeur estimée de $\frac{d}{\theta}$ ²⁶. Les autres paramètres du modèle ont été estimés à partir des données au moyen de la procédure GMM :

$$\left\{ \frac{d}{\theta}, \delta, \tau_g, \mu_g, \rho_g, \sigma_g, \ln(A), \rho_A, \sigma_A, A_y, \ln(\gamma), \alpha, \ln\left(\frac{g}{y}\right), \mu_x, \mu, \rho_x, \sigma_x \right\},$$

25. Le paramètre f , qui influe seulement sur le niveau d'effort, est normalisé à un. La valeur de T est choisie de manière à ce que le temps dont disposent les travailleurs soit égal à quinze heures par jour pour un trimestre donné. Le paramètre ξ équivaut à un coût fixe de dix minutes par jour, $\nu = 1$ signifie qu'il n'y a aucun coût d'ajustement pour le capital, les valeurs de a_1 et de a_2 sont celles utilisées par Christiano, Eichenbaum et Evans (1997), tandis que les valeurs de θ et de β sont comprises dans la fourchette des valeurs généralement employées dans la littérature. Les principaux résultats présentés ici sont robustes par rapport à de faibles variations des valeurs des paramètres ξ , θ , ν , a_1 et a_2 .

26. Nous avons examiné la sensibilité du modèle à une variation de la valeur de $\frac{c_t}{c_t^s}$, puisque celle-ci n'est jamais observée à l'équilibre. De manière générale, de faibles variations de cette valeur ont peu d'effets sur les moments d'ordre 2 et les réactions du modèle aux chocs. La valeur de $(1 - s)$ est conforme aux primes moyennes indiquées dans des enquêtes telles que celle de l'ICSA (2001), dont l'échantillon comprend des entreprises canadiennes.

tout comme les moments d'ordre 2 :

$$\left\{ \frac{\sigma_c}{\sigma_y}, \frac{\sigma_i}{\sigma_y}, \frac{\sigma_g}{\sigma_y}, \sigma_w, \sigma_n, \sigma_y \right\},$$

dans le cas des données dépouillées de leur composante tendancielle²⁷. Les valeurs estimées des paramètres des différentes versions du modèle à participation limitée avec observation imparfaite de l'effort (appelé ci-après modèle du salaire d'efficience) sont présentées aux Tableaux 1 à 3, accompagnées des paramètres estimés pour le modèle classique à participation limitée avec travail divisible et coûts d'ajustement du capital²⁸. Un examen des résultats révèle que la majorité des valeurs obtenues sont semblables à celles que l'on trouve couramment dans la littérature²⁹, à l'exception des valeurs de la marge bénéficiaire et de α dans le modèle classique à participation limitée lorsque $\nu = 0,8$. Le résultat voulant qu'une marge bénéficiaire élevée aide ce type de modèle à mieux reproduire le comportement des salaires et de l'emploi aux États-Unis est analysé dans Christiano, Eichenbaum et Evans (1998).

Les paramètres estimés pour le modèle du salaire d'efficience sont pratiquement identiques à ceux du modèle à participation limitée, à l'exception de θ et de $\frac{d}{\theta}$ ³⁰. Les différences entre les prédictions de ces modèles peuvent donc s'expliquer en grande partie par les équations et les paramètres qui influent sur le marché du travail et les coûts d'ajustement.

27. Les paramètres A_y et $\frac{g}{y}$ sont estimés respectivement à partir des conditions

$$E(\ln(Y_t) - A_y - t \times \ln(\gamma)) = 0 \text{ et } E\left(\ln(G_t) - \ln(Y_t) - \ln\left(\frac{g}{y}\right)\right) = 0.$$

En ce qui concerne les moments d'ordre 2, la composante tendancielle est éliminée grâce à un filtre de Hodrick et Prescott dans lequel la valeur du paramètre de lissage, λ , est fixée à 1 600.

28. Le modèle classique à participation limitée avec travail divisible s'inspire du modèle de Christiano, Eichenbaum et Evans (1997). Voir l'Annexe 3.

29. Par exemple, la marge bénéficiaire estimée dans le modèle du salaire d'efficience, μ , est voisine de la valeur de 1,2 indiquée dans Hornstein (1993), mais inférieure à celle retenue dans des modèles tels que celui de Christiano, Eichenbaum et Evans (1997) (qui postulent une valeur de 1,4). De plus, la valeur de α est comprise dans la fourchette [0,25, 0,43] utilisée dans Greenwood, Rogerson et Wright (1995).

30. Dans le cas du modèle à participation limitée, les paramètres suivants sont estimés :

$$\left\{ \theta, \delta, \tau_g, \mu_g, \rho_g, \sigma_g, \ln(A), \rho_A, \sigma_A, A_y, \ln(\gamma_y), \alpha, \ln\left(\frac{g}{y}\right), \mu_x, \mu, \rho_x, \sigma_x \right\},$$

où θ est le coefficient du loisir dans la fonction d'utilité du travailleur.

Tableau 1
Valeurs estimées des paramètres des modèles

Paramètre	$\nu = 1$		
	Modèle du salaire d'efficience		Modèle classique à participation limitée
	Assurance partielle du revenu	Assurance complète du revenu	
μ	1,2342 (0,0842)	1,2690 (0,0164)	1,2964 (0,0825)
$\ln A$	0,0534 (0,0148)	0,0500 (0,0106)	0,0025 (0,0106)
ρ_A	0,9264 (0,0153)	0,9268 (0,0147)	0,9272 (0,0148)
σ_A	0,0078 (0,0006)	0,0078 (0,0005)	0,0077 (0,0006)
A_y	0,0869 (0,0143)	0,0869 (0,0143)	0,0869 (0,0143)
$\ln(\gamma)$	0,0026 (0,0001)	0,0026 (0,0001)	0,0026 (0,0001)
δ	0,0151 (0,0008)	0,0151 (0,0008)	0,0151 (0,0008)
α	0,3272 (0,0460)	0,3082 (0,0101)	0,2933 (0,0449)
$\ln\left(\frac{g}{y}\right)$	1,4575 (0,0084)	1,4575 (0,0084)	1,4575 (0,0084)
$\frac{d}{\bar{\theta}}$	0,2338 (0,0160)	0,2393 (0,0047)	s.o.
θ	s.o.	s.o.	1,6060 (0,0922)
ρ_g	0,9717 (0,0148)	0,9717 (0,0148)	0,9717 (0,0148)
τ_g	0,0003 (0,0002)	0,0003 (0,0002)	0,0003 (0,0002)
σ_g	0,0136 (0,0011)	0,0136 (0,0011)	0,0136 (0,0011)
μ_g	1,5219 (0,0279)	1,5219 (0,0279)	1,5219 (0,0279)
ρ_x	0,5529 (0,1121)	0,5529 (0,1121)	0,5529 (0,0761)
μ_x	0,0240 (0,0026)	0,0240 (0,0026)	0,0240 (0,0026)
σ_x	0,0131 (0,0023)	0,0131 (0,0023)	0,0131 (0,0023)

Nota : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Tableau 2
Valeurs estimées des paramètres des modèles

Paramètre	$v = 0,9$		
	Modèle du salaire d'efficience		Modèle classique à participation limitée
	Assurance partielle du revenu	Assurance complète du revenu	
μ	1,2524 (0,0915)	1,2699 (0,0487)	1,2716 (0,0825)
$\ln A$	0,0516 (0,0164)	0,0499 (0,0118)	0,0007 (0,0053)
ρ_A	0,9266 (0,0154)	0,9268 (0,0147)	0,9269 (0,0147)
σ_A	0,0078 (0,0006)	0,0078 (0,0006)	0,0078 (0,0006)
A_y	0,0869 (0,0143)	0,0869 (0,0143)	0,0869 (0,0143)
$\ln(\gamma)$	0,0026 (0,0001)	0,0026 (0,0001)	0,0026 (0,0001)
δ	0,0150 (0,0009)	0,0150 (0,0009)	0,0150 (0,0009)
α	0,3173 (0,0498)	0,3077 (0,0266)	0,3068 (0,0219)
$\ln\left(\frac{g}{y}\right)$	1,4575 (0,0084)	1,4575 (0,0084)	1,4575 (0,0084)
$\frac{d}{\bar{\theta}}$	0,2377 (0,0168)	0,2400 (0,0095)	s.o.
θ	s.o.	s.o.	1,6315 (0,0517)
ρ_g	0,9717 (0,0148)	0,9717 (0,0148)	0,9717 (0,0148)
τ_g	0,0003 (0,0002)	0,0003 (0,0002)	0,0003 (0,0002)
σ_g	0,0136 (0,0011)	0,0136 (0,0011)	0,0136 (0,0011)
μ_g	1,5219 (0,0279)	1,5219 (0,0279)	1,5219 (0,0279)
ρ_x	0,5529 (0,1121)	0,5529 (0,1121)	0,5529 (0,1121)
μ_x	0,0240 (0,0026)	0,0240 (0,0026)	0,0240 (0,0026)
σ_x	0,0131 (0,0023)	0,0131 (0,0023)	0,0131 (0,0023)

Nota : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Tableau 3
Valeurs estimées des paramètres des modèles

Paramètre	$v = 0,8$		
	Modèle du salaire d'efficience		Modèle classique à participation limitée
	Assurance partielle du revenu	Assurance complète du revenu	
μ	1,2734 (0,0990)	1,2695 (0,0487)	1,5041 (0,1515)
$\ln A$	0,0496 (0,0165)	0,0500 (0,0136)	0,0274 (0,0174)
ρ_A	0,9269 (0,0151)	0,9268 (0,0147)	0,9310 (0,0129)
σ_A	0,0078 (0,0006)	0,0078 (0,0006)	0,0075 (0,0006)
A_y	0,0869 (0,0143)	0,0869 (0,0143)	0,0869 (0,0143)
$\ln(\gamma)$	0,0026 (0,0001)	0,0026 (0,0001)	0,0026 (0,0001)
δ	0,0148 (0,0009)	0,0148 (0,0009)	0,0148 (0,0009)
α	0,3058 (0,0538)	0,3080 (0,0426)	0,1800 (0,0825)
$\ln\left(\frac{g}{y}\right)$	1,4575 (0,0084)	1,4575 (0,0084)	1,4575 (0,0084)
$\frac{d}{\bar{\theta}}$	0,2420 (0,0176)	0,2404 (0,0145)	s.o.
θ	s.o.	s.o.	1,4274 (0,0991)
ρ_g	0,9717 (0,0148)	0,9717 (0,0148)	0,9717 (0,0148)
τ_g	0,0003 (0,0002)	0,0003 (0,0002)	0,0003 (0,0002)
σ_g	0,0136 (0,0011)	0,0136 (0,0011)	0,0136 (0,0011)
μ_g	1,5219 (0,0279)	1,5219 (0,0279)	1,5219 (0,0279)
ρ_x	0,5529 (0,1121)	0,5529 (0,1121)	0,5529 (0,1121)
μ_x	0,0240 (0,0026)	0,0240 (0,0026)	0,0240 (0,0026)
σ_x	0,0131 (0,0023)	0,0131 (0,0023)	0,0131 (0,0023)

Nota : Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Les modèles sont ensuite résolus à l'aide des valeurs estimées des paramètres et de la technique de linéarisation décrite par Christiano (1998), puis les profils de réaction aux chocs de politique budgétaire, aux chocs technologiques et aux chocs de politique monétaire sont calculés.

2.1 Chocs de politique budgétaire

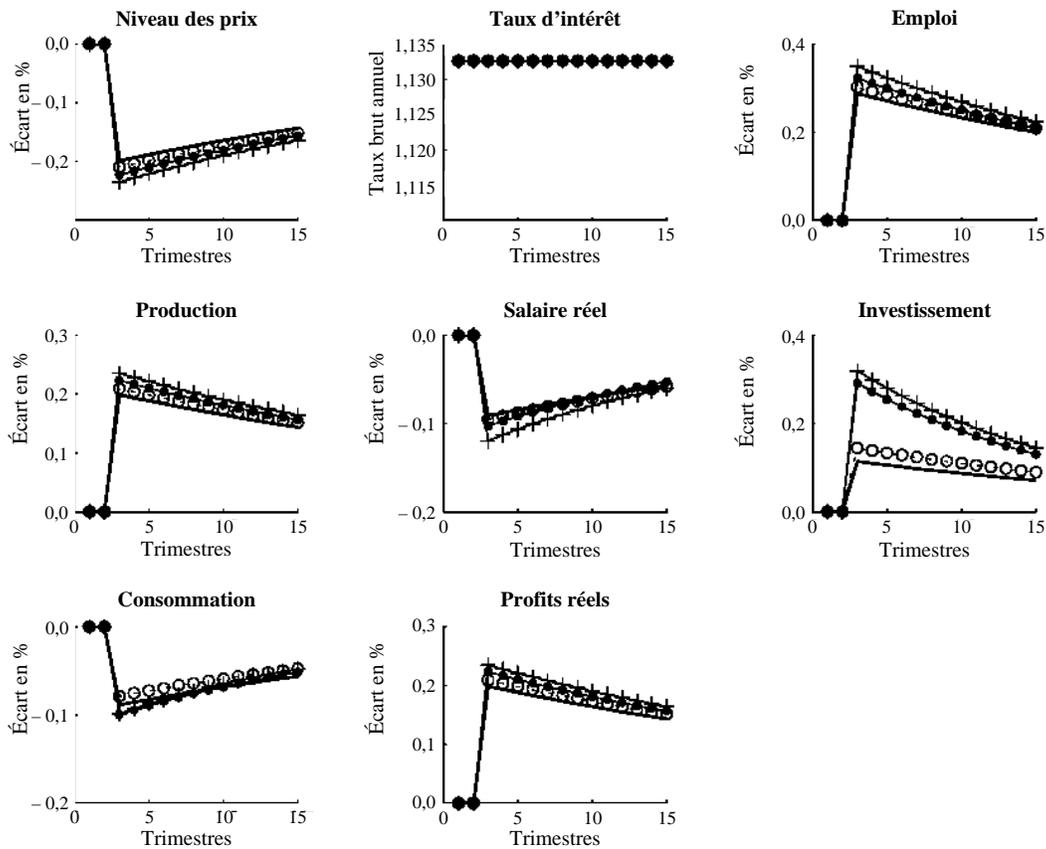
Les Figures 1 et 2 illustrent les effets d'une hausse exogène des dépenses publiques dans le modèle du tire-au-flanc et le modèle classique à participation limitée. Les prédictions sont les mêmes dans les deux modèles sur le plan qualitatif. En particulier, la production, l'emploi, l'investissement et le taux d'intérêt augmentent tous, tandis que la consommation et le salaire réel diminuent. Toutefois, contrairement à ce qu'observent Edelberg, Eichenbaum et Fisher (1998), le niveau des prix ne monte dans aucun des deux modèles à la suite d'un accroissement exogène des dépenses publiques.

La Figure 1 révèle également que l'ampleur des réactions à un choc exogène de politique budgétaire dans le modèle du salaire d'efficiencia dépend de la forme des transferts de revenu à l'intérieur des familles ainsi que des coûts d'ajustement du capital. En particulier, le modèle avec assurance complète du revenu (lignes — et • - •) produit des réactions plus faibles que ne le fait le modèle avec assurance partielle (lignes - + - et - o -), et ce, pour toutes les variables sauf la consommation. De plus, la comparaison des réactions entre les modèles où $\nu = 1$ et ceux où $\nu = 0,8$ indique qu'une hausse des coûts d'ajustement du capital réduit les effets du choc sur toutes les variables, surtout dans le cas du modèle du salaire d'efficiencia avec assurance partielle du revenu. Enfin, une comparaison des Figures 1 et 2 fait clairement ressortir que c'est dans ce dernier modèle que l'on observe les plus fortes augmentations de l'emploi, de la production et de l'investissement et les baisses les plus marquées du salaire et des prix.

Ces réactions s'expliquent assez aisément de façon intuitive. Dans le modèle du salaire d'efficiencia, une hausse exogène inattendue des dépenses publiques provoque d'abord un recul de l'investissement et de la consommation des familles, toutes les autres variables demeurant constantes. La chute de c_t^f se traduit par une progression de la consommation des employés non punis relativement à celle des employés punis, $\frac{c_t}{c_t^s}$.

Par conséquent, au taux de salaire réel et au niveau d'effort initiaux, l'utilité d'un employé qui travaille est supérieure à celle d'un employé qui paresse compte tenu de la baisse de c_t^f . Pour dissuader les employés de paresser, les

Figure 1
Modèle du salaire d'efficiency
Réactions à un choc de politique budgétaire expansionniste



Nota : Assurance partielle du revenu, $v = 1,0$: -+-+
 Assurance partielle du revenu, $v = 0,8$: -o-o-
 Assurance complète du revenu, $v = 1,0$: ●-●-
 Assurance complète du revenu, $v = 0,8$: ———
 Écart en % : écart en pourcentage par rapport au niveau de régime permanent

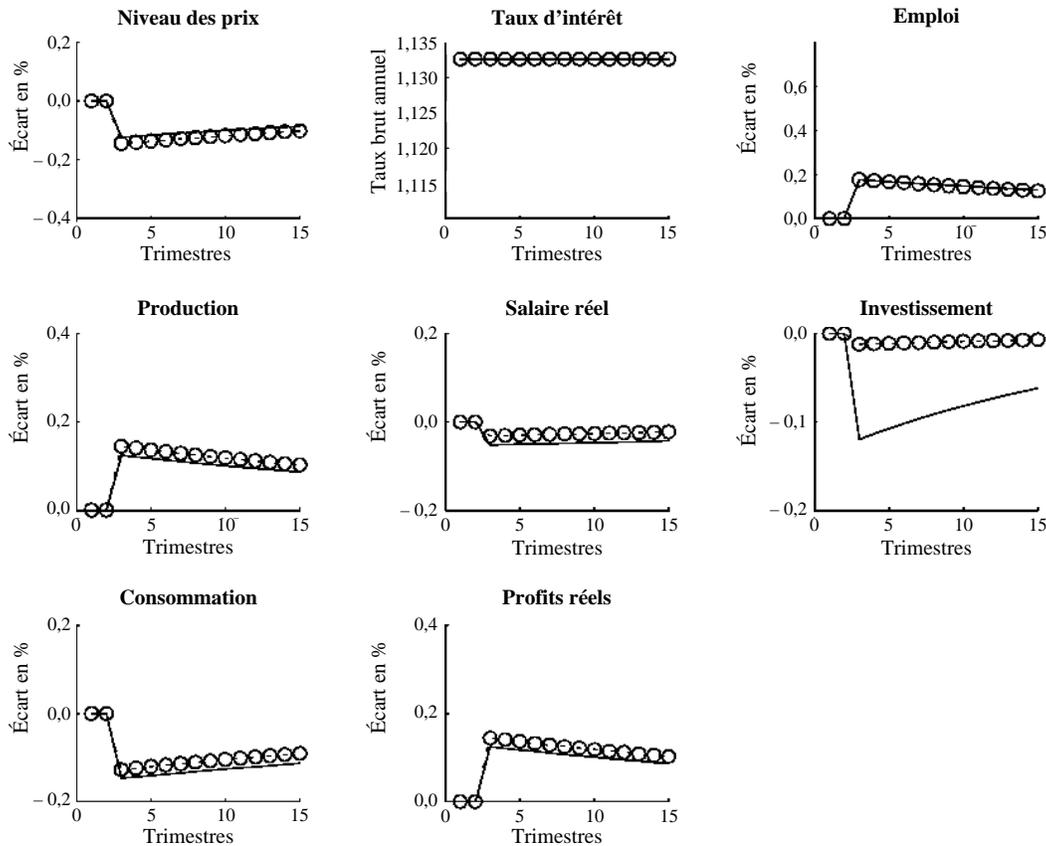
entreprises réduisent le salaire réel offert jusqu'à ce que ceux-ci soient de nouveau indifférents entre travailler ou paresser, c'est-à-dire jusqu'à ce que

$$\frac{c_t}{c_t^s} = \text{constante}.$$

À ce taux de salaire plus bas, la productivité marginale du travail est supérieure au coût marginal, ce qui amène les entreprises à embaucher de nouveaux travailleurs. Comme le niveau d'effort demandé demeure le même à l'équilibre et que le nombre d'heures effectivement travaillées augmente, la production s'accroît³¹.

31. À condition qu'au départ, il y ait suffisamment de chômeurs pour satisfaire la demande de travail supplémentaire des entreprises.

Figure 2
Modèle classique à participation limitée
Réactions à un choc de politique budgétaire expansionniste



Nota : Modèle à participation limitée, $v = 1,0$: —
 Modèle à participation limitée, $v = 0,8$: -o-o-
 Écart en % : écart en pourcentage par rapport au niveau de régime permanent

L'accroissement de la production fait diminuer le prix du bien final et augmenter le rendement du capital, tant observé qu'attendu, de sorte que chaque famille peut acheter davantage de biens. Toutefois, l'importance exacte de la hausse de c_t^f dépend de la réaction de l'investissement aux chocs. Si, par exemple, la majoration des dépenses publiques est persistante, les familles investiront davantage dans les biens de capital en raison de la forte montée du rendement attendu du capital. Dans ce cas, le gros de l'augmentation du pouvoir d'achat de la famille est consacré à l'investissement, et la hausse de c_t^f est faible.

Dans la pratique, c_t^f diminue à cause de la vive progression de l'investissement et des impôts. En conséquence, le salaire réel recule et les entreprises embauchent plus de travailleurs, ce qui accroît la production et fait baisser les prix. Enfin, l'effet initial du choc sur le taux d'intérêt est nul,

puisque le montant nominal des dépôts est déterminé avant le choc et que le stock de monnaie n'augmente pas.

2.2 Chocs technologiques

Les Figures 3 et 4 illustrent les réactions du modèle du salaire d'efficience et du modèle classique à participation limitée à un choc qui accroît de 1 % le niveau de la technologie. Dans les deux modèles, un choc technologique favorable entraîne une baisse des prix et une hausse de toutes les autres variables³². La Figure 3 indique également : i) qu'une moins grande protection du revenu des agents se traduit par une plus forte réaction de l'emploi et de la production; et ii) qu'une majoration des coûts d'ajustement du capital atténue les effets positifs du choc sur la production, l'emploi et l'investissement et amplifie l'incidence du choc sur le salaire et la consommation. La comparaison des Figures 3 et 4 fait ressortir certaines différences quant à l'importance des réactions. En effet, dans le cas du modèle du salaire d'efficience, les prix diminuent davantage, le salaire réel augmente un peu moins et les réactions de l'emploi, de la production, de l'investissement et de la consommation sont généralement plus accusées.

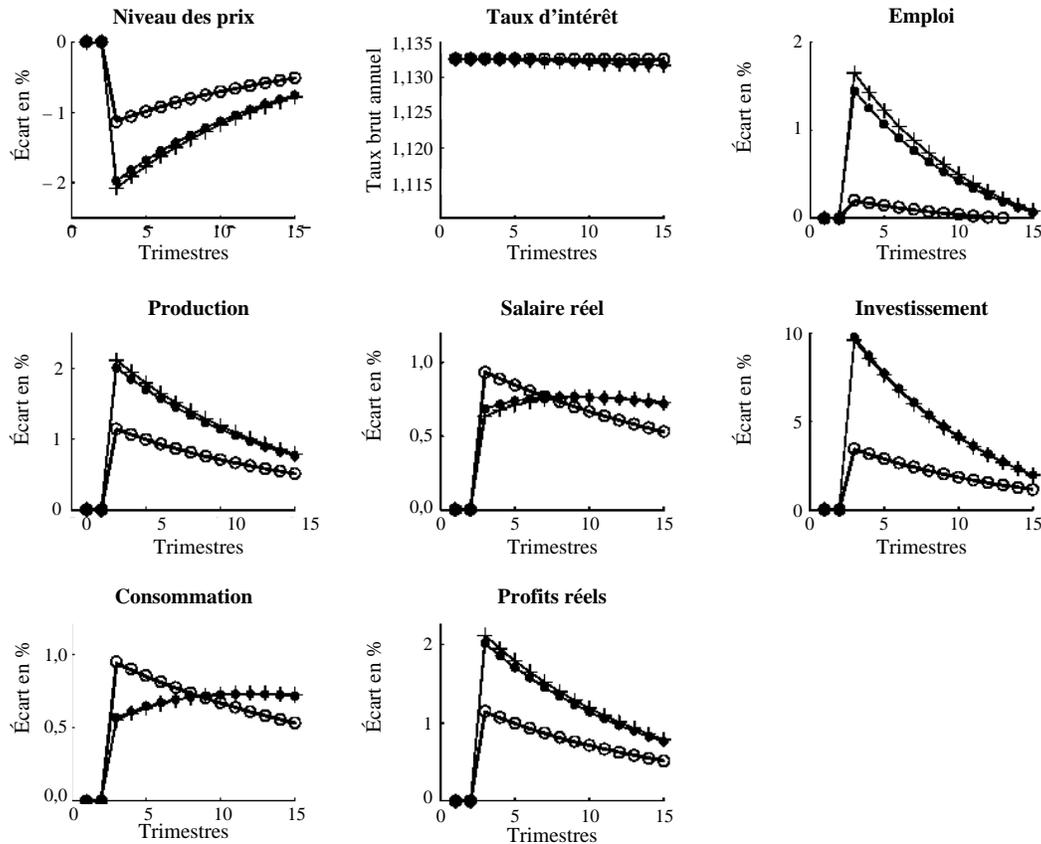
Ces réactions s'expliquent par le fait qu'un choc technologique favorable accroît à la fois la production et la productivité marginale du travail dans le modèle du salaire d'efficience. La progression de la production exerce deux effets. Premièrement, elle fait baisser le prix du bien final, ce qui améliore le pouvoir d'achat de la famille, toutes choses égales par ailleurs. Deuxièmement, elle provoque une hausse du rendement réel du capital. Ces deux effets font en sorte que chaque famille peut acheter davantage de biens de consommation et de capital. La hausse de c_t^f modifie la valeur de la pénalité infligée aux employés pris à paresser par son effet sur $\frac{c_t^f}{c_t^s}$, puisque

$$\frac{c_t^f}{c_t^s} = \frac{w_t f - F_t + c_t^f}{s w_t f - F_t + c_t^f}.$$

Outre la variation de c_t^f induite par celle de la production, le choc technologique favorable engendre une augmentation du rendement attendu du capital étant donné qu'il est persistant. Cette hausse incite la famille à investir davantage dans les biens de capital, ce qui atténue les effets de

32. Ces effets ont été recensés dans de nombreuses études et sont étayés par les résultats de Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2002). Toutefois, selon d'autres travaux, dont ceux de Basu, Fernald et Kimball (1999) et de Galí (1999), le progrès technique pourrait avoir des effets négatifs à court terme et expansionnistes seulement à long terme.

Figure 3
Modèle du salaire d'efficiency
Réactions à un choc technologique favorable

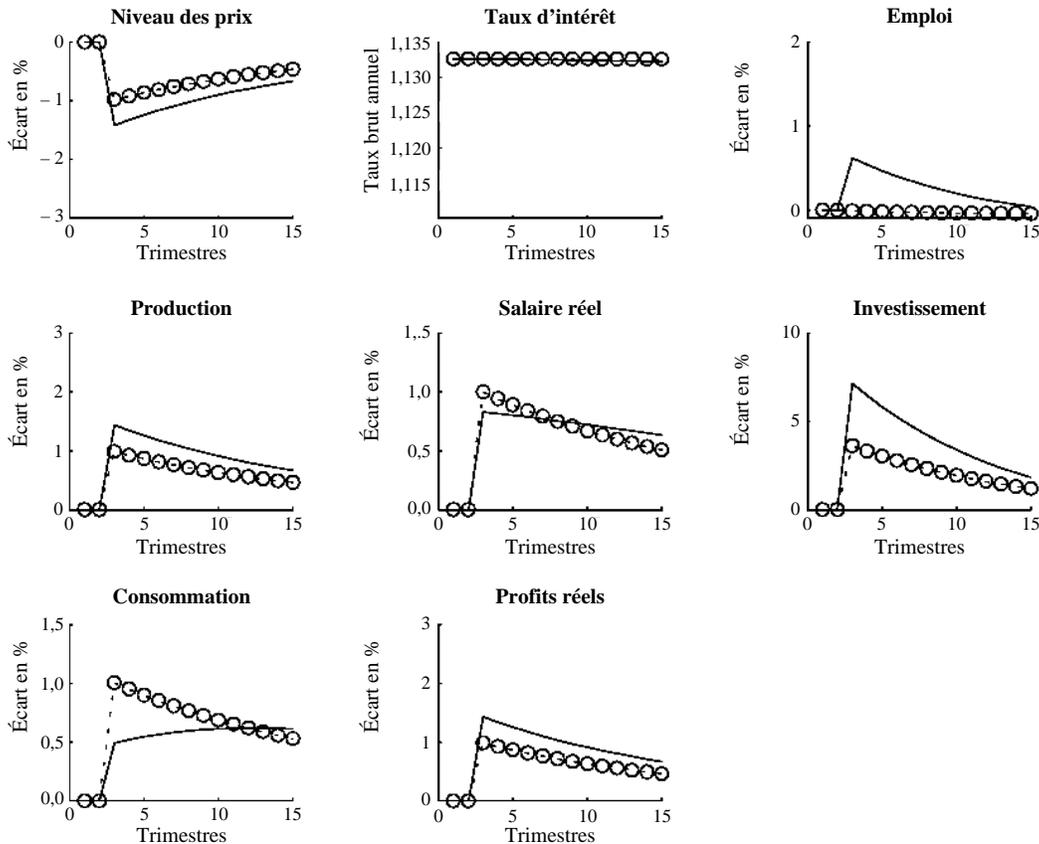


Nota : Assurance partielle du revenu, $v = 1,0$: -+-+
 Assurance partielle du revenu, $v = 0,8$: -o-o-
 Assurance complète du revenu, $v = 1,0$: ●-●-
 Assurance complète du revenu, $v = 0,8$: —
 Écart en % : écart en pourcentage par rapport au niveau de régime permanent

l'accroissement de $r_t K_t$ et de la baisse de P_t sur c_t^f . Toutefois, les résultats portent à croire que l'effet net d'un choc technologique sur c_t^f est positif.

Les entreprises réagissent à la montée de la consommation en majorant le salaire pour dissuader les employés de paresser, ce qui fait augmenter le coût marginal du travail. En pratique, toutefois, la productivité marginale du travail s'élève davantage que le coût marginal. Par conséquent, les modèles prédisent qu'un choc technologique favorable entraîne une hausse de la production, de l'emploi, de la consommation, de l'investissement et du salaire, mais une baisse des prix. Enfin, le modèle prévoit aussi que l'effet initial du choc sur le taux d'intérêt est nul, puisque le stock de monnaie n'est pas touché par le choc et que le montant des dépôts demeure fixe initialement à cause de l'hypothèse de participation limitée.

Figure 4
Modèle classique à participation limitée
Réactions à un choc technologique favorable

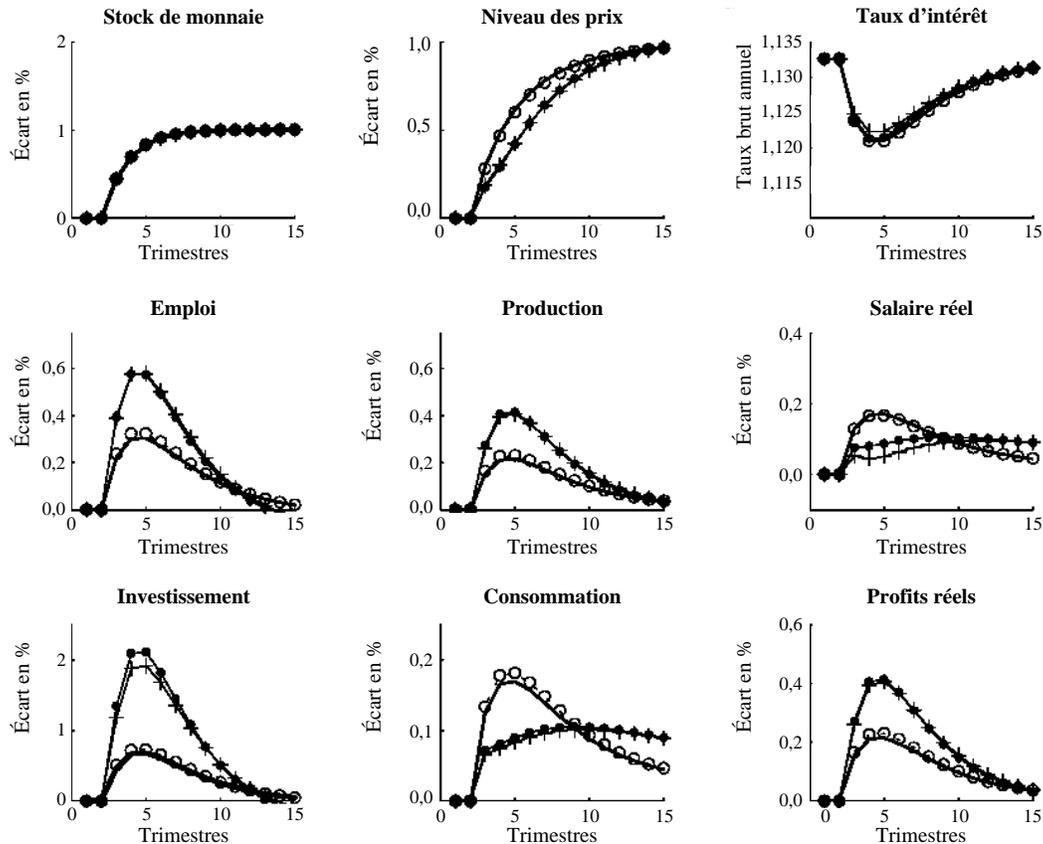


Nota : Modèle à participation limitée, $v = 1,0$: —
 Modèle à participation limitée, $v = 0,8$: -o-o-
 Écart en % : écart en pourcentage par rapport au niveau de régime permanent

2.3 Chocs de politique monétaire

Les Figures 5 et 6 font état des réactions du modèle du salaire d'efficacité et du modèle à participation limitée à un choc de politique monétaire expansionniste. Même si les réactions des deux modèles sont conformes aux résultats qualitatifs obtenus par Christiano, Eichenbaum et Evans (1997) ainsi que par Sims et Zha (1996), elles diffèrent sur le plan quantitatif. La Figure 5 montre que l'ampleur des réactions du modèle du salaire d'efficacité dépend de la forme des transferts entre les membres de la famille. Une comparaison des Figures 5 et 6 permet de mettre en lumière certaines différences dans les réactions des deux modèles. Dans le modèle du salaire d'efficacité avec assurance partielle du revenu, l'inflation est plus faible, la réaction du salaire réel est moins prononcée et la réaction de la production, de la consommation, de l'emploi et de l'investissement est plus

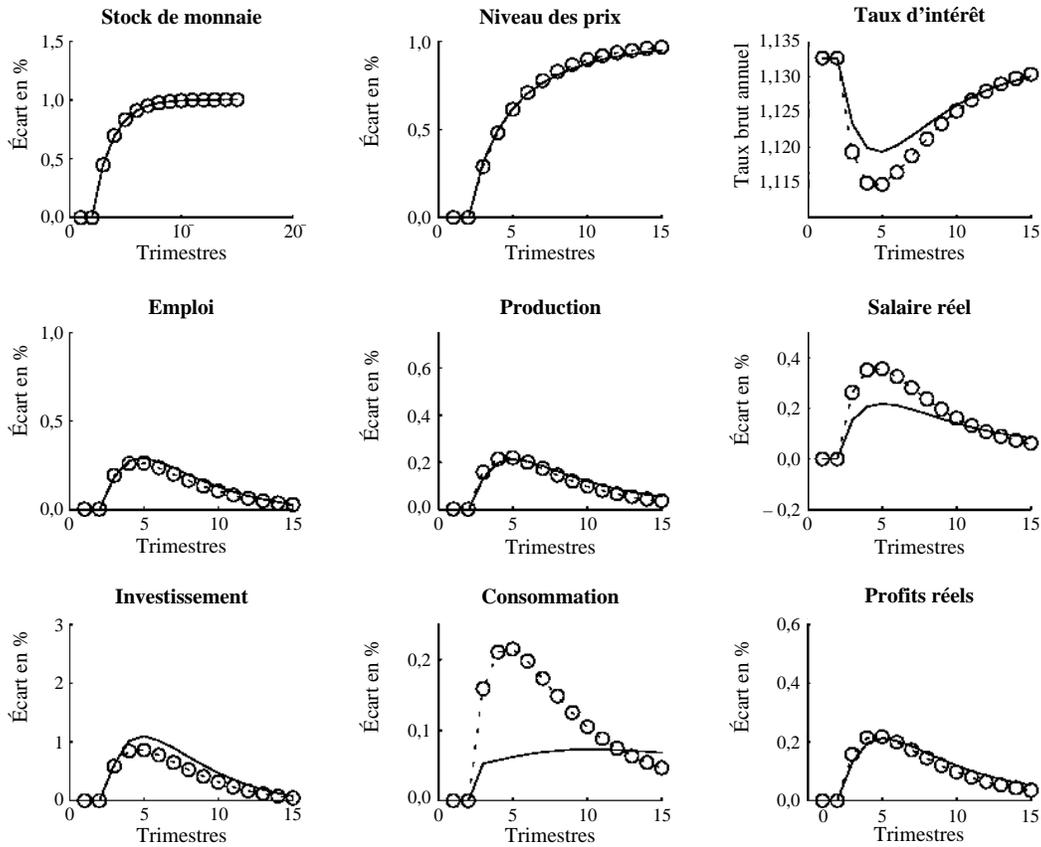
Figure 5
Modèle du salaire d'efficiency
Réactions à un choc de politique monétaire expansionniste



forte que dans le modèle avec assurance complète du revenu et le modèle classique à participation limitée. Ces figures montrent aussi qu'une hausse des coûts d'ajustement du capital a pour effet de réduire l'augmentation de l'emploi, de la production et de l'investissement induite par un choc monétaire favorable et d'accentuer la réaction du salaire réel.

Dans le modèle du salaire d'efficiency avec pénalité monétaire, un accroissement inattendu du stock de monnaie a deux effets initiaux. Premièrement, les intermédiaires financiers ont davantage de fonds à prêter aux entreprises; ils abaissent donc le taux d'intérêt sur ces prêts pour inciter les entreprises à emprunter ces fonds supplémentaires. Toutes choses égales par ailleurs, la diminution du taux d'intérêt entraîne un recul du coût marginal du travail. Comme les entreprises qui maximisent leurs profits

Figure 6
Modèle classique à participation limitée
Réactions à un choc de politique monétaire expansionniste



Nota : Modèle à participation limitée, $v = 1,0$: —
 Modèle à participation limitée, $v = 0,8$: -o-o-
 Écart en % : écart en pourcentage par rapport au niveau de régime permanent

embauchent le nombre de travailleurs qui assure l'égalité entre la productivité marginale et le coût marginal du travail, la réduction du coût marginal du travail amène les entreprises à accroître leurs effectifs, ce qui donne lieu à une augmentation de la production et du rendement du capital.

Deuxièmement, la progression du stock de monnaie engendre des pressions à la hausse sur les prix si la production réagit peu, comme le montre clairement la condition d'équilibre du marché des biens :

$$P_t Y_t = \frac{1}{\left(1 - \frac{\alpha}{\mu}\right)} (M_t + X_t).$$

Une hausse du niveau des prix cause donc une baisse du pouvoir d'achat des familles puisqu'elles peuvent acheter moins de biens avec leurs encaisses.

Cette baisse se répercute à la fois sur leur consommation et leur investissement.

L'incidence d'un choc monétaire expansionniste sur c_t^f est généralement incertaine. Par exemple, si les familles réduisent suffisamment leur investissement par suite du choc, c_t^f peut augmenter malgré la diminution du pouvoir d'achat. Le cas échéant, la pénalité infligée aux employés pris à paresser leur paraîtra moins lourde, de sorte que les entreprises devront majorer le salaire pour que le niveau d'effort demeure inchangé à l'équilibre. Le relèvement du salaire accroît le coût marginal du travail pour un taux d'intérêt donné et entraîne une diminution du nombre de travailleurs engagés par les entreprises, toutes choses égales par ailleurs. Selon l'importance de la hausse de c_t^f , le salaire réel peut s'accroître suffisamment pour contrebalancer l'effet de la baisse du taux d'intérêt sur le coût marginal du travail. D'après nos résultats, il est cependant clair que l'emploi augmente à la suite d'un choc monétaire favorable.

2.4 Le test J

Les Tableaux 4 à 6 présentent les résultats de tests de Wald qui visent à valider l'hypothèse que les moments d'ordre 2 des modèles estimés sont tirés de la même population que les moments d'ordre 2 estimés à partir des données. Les résultats indiquent clairement que le modèle du salaire d'efficience parvient mieux à reproduire la faible variation du salaire réel et la forte variation de l'emploi. Le modèle du salaire d'efficience avec assurance partielle du revenu est celui qui génère la plus petite variation du salaire réel et la variation la plus prononcée de l'emploi. Une hausse des coûts d'ajustement du capital limite la variation de l'emploi et amplifie celle du salaire dans les deux versions du modèle. Les résultats montrent aussi que le modèle classique à participation limitée nécessite des coûts d'ajustement du capital plus importants pour générer les moments d'ordre 2 qui nous intéressent. Les deux modèles présentent la meilleure adéquation statistique lorsque $\nu = 0,8$. Toutefois, contrairement au modèle classique à participation limitée, le modèle du salaire d'efficience n'exige pas une marge bénéficiaire élevée ou une forte élasticité de l'offre de travail lorsque $\nu = 0,8$.

Conclusions

Nous avons élaboré un modèle du cycle économique où : i) les individus décident du montant de leur épargne nominale avant de connaître les chocs de la période; ii) les entreprises n'observent qu'imparfaitement l'effort au travail de leurs employés; et iii) les employés qui sont pris à paresser

Tableau 4
Moments d'ordre 2

Moment	$\nu = 1,0$					
	$\frac{\sigma_c}{\sigma_y}$	$\frac{\sigma_i}{\sigma_y}$	$\frac{\sigma_g}{\sigma_y}$	σ_n	σ_w	σ_y
Données canadiennes	0,8674 (0,0501)	2,9587 (0,3916)	0,9445 (0,1265)	0,0085 (0,0011)	0,0110 (0,0012)	0,0135 (0,0015)
Modèle du salaire d'efficience avec assurance partielle du revenu	0,2687 (0,0297)	4,6308 (0,9045)	0,6752 (0,1119)	0,0286 (0,0061)	0,0064 (0,0011)	0,0263 (0,0041)
Degré de signification	0,0000	0,0919	0,0921	0,0016	0,0074	0,0040
Modèle du salaire d'efficience avec assurance complète du revenu	0,2830 (0,0300)	4,9895 (0,3247)	0,6945 (0,0689)	0,0273 (0,0036)	0,0072 (0,0006)	0,0255 (0,0024)
Degré de signification	0,0000	0,0000	0,0571	0,0000	0,0021	0,0000
Modèle classique à participation limitée	0,3885 (0,0448)	5,0222 (0,8796)	1,0895 (0,1031)	0,0126 (0,0021)	0,0113 (0,0017)	0,0163 (0,0014)
Degré de signification	0,0000	0,0328	0,3114	0,1011	0,8830	0,1767

Tableau 5
Moments d'ordre 2

Moment	$\nu = 0,9$					
	$\frac{\sigma_c}{\sigma_y}$	$\frac{\sigma_i}{\sigma_y}$	$\frac{\sigma_g}{\sigma_y}$	σ_n	σ_w	σ_y
Données canadiennes	0,8674 (0,0501)	2,9587 (0,3916)	0,9445 (0,1265)	0,0085 (0,0011)	0,0110 (0,0012)	0,0135 (0,0015)
Modèle du salaire d'efficience avec assurance partielle du revenu	0,5834 (0,0602)	3,6206 (0,4973)	1,0145 (0,1038)	0,0165 (0,0029)	0,0097 (0,0016)	0,0175 (0,0016)
Degré de signification	0,0009	0,3000	0,6309	0,0141	0,5319	0,0722
Modèle du salaire d'efficience avec assurance complète du revenu	0,6007 (0,0350)	3,7061 (0,3045)	1,0438 (0,0900)	0,0158 (0,0022)	0,0102 (0,0010)	0,0170 (0,0012)
Degré de signification	0,0000	0,0771	0,4520	0,0045	0,5437	0,0895
Modèle classique à participation limitée	0,6654 (0,0327)	3,6281 (0,2442)	1,3301 (0,1088)	0,0091 (0,0012)	0,0120 (0,0011)	0,0133 (0,0009)
Degré de signification	0,0012	0,1434	0,0055	0,7702	0,5518	0,9221

Tableau 6
Moments d'ordre 2

Moment	$v = 0,8$					
	$\frac{\sigma_c}{\sigma_y}$	$\frac{\sigma_i}{\sigma_y}$	$\frac{\sigma_g}{\sigma_y}$	σ_n	σ_w	σ_y
Données canadiennes	0,8674 (0,0501)	2,9587 (0,3916)	0,9445 (0,1265)	0,0085 (0,0011)	0,0110 (0,0012)	0,0135 (0,0015)
Modèle du salaire d'efficacité avec assurance partielle du revenu	0,7898 (0,0670)	2,9948 (0,3166)	1,2046 (0,1199)	0,0135 (0,0025)	0,0113 (0,0016)	0,0145 (0,0012)
Degré de signification	0,3851	0,9426	0,0951	0,0807	0,8935	0,5405
Modèle du salaire d'efficacité avec assurance complète du revenu	0,7931 (0,0520)	2,9754 (0,2546)	1,2393 (0,1075)	0,0127 (0,0022)	0,0114 (0,0013)	0,0143 (0,0010)
Degré de signification	0,2840	0,9661	0,0470	0,0916	0,8134	0,6751
Modèle classique à participation limitée	0,9973 (0,1094)	3,7253 (0,5692)	1,3823 (0,1405)	0,0103 (0,0017)	0,0164 (0,0031)	0,0128 (0,0011)
Degré de signification	0,3111	0,2786	0,0076	0,4027	0,1170	0,7220

renoncent à une hausse de leur rémunération. Les deux premières hypothèses sont courantes dans les modèles à participation limitée et le modèle du tire-au-flanc, respectivement, mais la troisième diffère de celle qui est habituellement adoptée dans ce dernier modèle. La nature différente de la punition infligée explique en bonne partie le fait que notre modèle puisse produire une forte variation de l'emploi et une faible variation du salaire réel sans nécessiter de hautes marges bénéficiaires ni une élasticité élevée de l'offre de travail. Notre modèle est donc plus conforme aux estimations microéconomiques des marges bénéficiaires et de l'élasticité des offres individuelles de travail.

Les résultats quantitatifs sont sensibles à la formule de protection du revenu adoptée. Nous avons constaté en particulier que le modèle du salaire d'efficacité avec assurance partielle du revenu tend à générer une variation de l'emploi supérieure à celle que l'on observe dans les données et que l'introduction de faibles coûts d'ajustement du capital améliore la performance du modèle. Comme celui-ci peut produire de très fortes fluctuations de l'emploi, il se pourrait que la prise en compte de coûts d'ajustement du travail améliore encore cette performance.

Nous avons examiné les réactions du modèle du salaire d'efficacité à des chocs de politique monétaire et de politique budgétaire, de même qu'à des

chocs technologiques. Les réactions à un choc de politique monétaire expansionniste concordent avec les observations empiriques : le salaire réel, la production, l'emploi, l'investissement et le niveau des prix augmentent, tandis que le taux d'intérêt brut diminue. Après un choc de politique budgétaire expansionniste, l'emploi, la production et l'investissement progressent, le taux d'intérêt brut s'accroît faiblement, tandis que le salaire réel et la consommation baissent. Bien que ces réactions soient conformes aux observations de Ramey et Shapiro (1998) ainsi que d'Edelberg, Eichenbaum et Fisher (1998), le modèle prédit aussi un recul du niveau des prix, à l'encontre des données empiriques.

Enfin, les réactions du modèle du salaire d'efficience à un choc technologique favorable sont semblables, sur le plan qualitatif, à celles du modèle classique à participation limitée. Le modèle du salaire d'efficience avec pénalité monétaire prédit notamment qu'une hausse exogène du niveau de la technologie entraîne une augmentation du salaire réel, de l'emploi, de la production, de l'investissement et du loyer du capital, mais une diminution du niveau des prix. Bien que le modèle montre que les chocs technologiques favorables ont des effets expansionnistes à long terme, il n'indique pas que les effets initiaux de ces chocs peuvent être négatifs, comme l'ont constaté Basu, Fernald et Kimball (1999).

Sur le plan quantitatif, les réactions aux chocs de politique budgétaire et monétaire et aux chocs technologiques sont nettement différentes dans les deux modèles. Par exemple, dans le modèle du salaire d'efficience, tous ces chocs donnent lieu à de plus fortes hausses de l'emploi, de la production et de l'investissement que dans le modèle à participation limitée. Toutefois, la réaction du salaire, du niveau des prix et de la consommation dépend du type de choc. En particulier, le modèle du salaire d'efficience prédit des variations plus marquées du salaire réel et de plus petites variations de la consommation que le modèle à participation limitée dans le cas d'un choc de politique budgétaire, mais de plus faibles variations du salaire réel et de plus fortes variations de la consommation dans le cas d'un choc de politique monétaire ou d'un choc technologique. En outre, le niveau des prix réagit moins à un choc de politique monétaire et davantage à un choc de politique budgétaire ou à un choc technologique dans le modèle du salaire d'efficience que dans le modèle classique à participation limitée.

Les résultats de notre étude corroborent l'hypothèse que la prise en compte du concept de salaire d'efficience peut aider à reproduire la faible variation des salaires réels et la forte variation de l'emploi que l'on observe dans les données, sans nécessiter une élasticité élevée de l'offre de travail. De plus, le modèle du salaire d'efficience présenté ici cadre avec les données dont on dispose concernant la façon dont l'économie réagit aux chocs de politique

budgétaire et monétaire. Dans les travaux futurs, l'on devrait s'attacher : i) à améliorer les prédictions concernant la réaction de l'économie aux chocs technologiques et la réaction des prix aux chocs de politique budgétaire; et ii) à éliminer la nécessité d'introduire des coûts d'ajustement pour les flux monétaires vers le marché des biens.

Annexe 1

Les données

Pour estimer les modèles, nous avons constitué un ensemble de données semblable à celui de Burnside et Eichenbaum (1996a) à partir de séries trimestrielles provenant des comptes nationaux trimestriels de l'OCDE, de Statistique Canada, de la base de données sectorielles et internationales de l'OCDE et d'estimations de M2 pour la période 1961-1997. La série du stock de capital, K_t , est tirée de la base de données sectorielles et internationales de l'OCDE. Le stock de capital ainsi défini comprend les installations et le matériel des producteurs, le capital résidentiel privé ainsi que le capital non résidentiel de l'État.

Les définitions de la consommation privée, C_t , de l'investissement, I_t , et des dépenses publiques, G_t , sont conformes à celles des comptes nationaux de l'OCDE. L'indice implicite des prix du PIB, établi par rapport à l'année de référence 1992, est utilisé pour convertir les chiffres nominaux en chiffres réels. Le taux d'intérêt est le taux de base des prêts bancaires publié par Statistique Canada. Enfin, le stock de monnaie est mesuré par l'agrégat monétaire M2. La série sur M2 a été obtenue en combinant les données de Statistique Canada aux estimations de Metcalf, Redish et Shearer (1998) pour la période antérieure.

Deux autres variables étaient nécessaires pour estimer le modèle : les salaires et le niveau de l'emploi (ou les heures travaillées). La série sur le niveau de l'emploi a été créée à partir des données de Statistique Canada sur le taux de chômage, tandis que les salaires correspondent à la rémunération totale indiquée dans les comptes nationaux trimestriels de l'OCDE. Bien que nous utilisions directement le niveau de l'emploi dans le modèle du salaire d'efficience, nous estimons le modèle classique à participation limitée à l'aide du nombre d'heures travaillées, normalisé par le nombre d'heures pouvant être consacrées au loisir et au travail durant un trimestre.

Pour assurer la plus grande cohérence possible entre les modèles, les données ont toutes été divisées par le chiffre de la population active d'après Statistique Canada. Cette normalisation permet de calculer une série implicite des heures travaillées en formulant une hypothèse sur le nombre hebdomadaire d'heures travaillées par tête. L'hypothèse adoptée dans la présente étude est que les employés travaillent 40 heures par semaine. Ainsi, la série trimestrielle sur les heures travaillées a été créée au moyen de la formule $\frac{40 \times 52}{4}(1 - \mu_t)$, où μ_t est le taux de chômage. Cette série a été utilisée tant dans le modèle où le travail est divisible que dans celui où il est indivisible, après avoir été normalisée par le nombre d'heures que les individus peuvent consacrer au loisir et au travail durant un trimestre.

Annexe 2

Les équations estimées

Les paramètres du modèle du salaire d'efficience,

$$\left\{ \frac{d}{\theta}, \delta, \tau_g, \mu_g, \rho_g, \sigma_g, \ln(A), \rho_A, \sigma_A, A_y, \ln(\gamma), \alpha, \ln\left(\frac{g}{y}\right), \mu_x, \mu, \rho_x, \sigma_x \right\},$$

sont estimés simultanément à l'aide des contraintes identifiantes suivantes :

$$E\left(\frac{(1-\alpha)}{\mu} - \frac{R_t w_t N_t}{Y_t}\right) = 0$$

$$E(\ln(A_t) - \ln A - \rho_A \ln(A_{t-1})) = 0$$

$$E((\ln(A_t) - \ln A - \rho_A \ln(A_{t-1})) \times \ln(A_{t-1})) = 0$$

$$E((\ln(A_t) - \ln A - \rho_A \ln(A_{t-1}))^2 - \sigma_A^2) = 0$$

$$E(\ln(Y_t) - A_y - t \times \ln(\gamma)) = 0$$

$$E\left((\ln(Y_t) - A_y - t \ln(\gamma)) \times \frac{t}{149}\right) = 0$$

$$E\left(I_t - \delta \left(1 - \frac{1}{\nu}\right) (K_{t+1}^\nu - (1-\delta)K_t^\nu)^{\frac{1}{\nu}}\right) = 0$$

$$E\left(\begin{array}{c} umc_t \delta \left(1 - \frac{1}{\nu}\right) (K_{t+1}^\nu - (1-\delta)K_t^\nu)^{\frac{1}{\nu}-1} K_{t+1}^{\nu-1} \\ -\beta umc_{t+1} \left(\frac{\alpha Y_{t+1}}{\mu K_{t+1}} + (1-\delta)\delta \left(1 - \frac{1}{\nu}\right) (K_{t+2}^\nu - (1-\delta)K_{t+1}^\nu)^{\frac{1}{\nu}-1} K_{t+1}^{\nu-1}\right) \end{array}\right) = 0$$

$$E(N_t - N^{ss}) = 0$$

$$E\left(\ln(G_t) - \ln(Y_t) - \ln\left(\frac{g}{y}\right)\right) = 0$$

$$E\left(\ln\left(\frac{G_t}{\gamma^t}\right) - \mu_g - t \times \tau_g\right) = 0$$

$$E\left(\left(\ln\left(\frac{G_t}{\gamma^t}\right) - \mu_g - t \times \tau_g\right) \times \frac{t}{149}\right) = 0$$

$$E\left(\left((1 - \rho_g L) \times \left(\ln\left(\frac{G_t}{\gamma^t}\right) - \mu_g - t \times \tau_g\right)\right) \times \left(\ln\left(\frac{G_{t-1}}{\gamma^{t-1}}\right) - \mu_g - \tau_g \times (t-1)\right)\right) = 0$$

$$E\left(\left(\left((1 - \rho_g L) \times \left(\ln\left(\frac{G_t}{\gamma^t}\right) - \mu_g - t \times \tau_g\right)\right)\right)^2 - \sigma_g^2\right) = 0$$

$$E(x_t - (1 - \rho_x)\mu_x - \rho_x x_{t-1}) = 0$$

$$E((x_t - (1 - \rho_x)\mu_x - \rho_x x_{t-1}) \times x_{t-1}) = 0$$

$$E((x_t - (1 - \rho_x)\mu_x - \rho_x x_{t-1})^2 - \sigma_x) = 0,$$

où umc_t est l'utilité marginale de c_t^f pour la famille. Les paramètres du modèle classique à participation limitée sont estimés à l'aide du même schéma d'identification, mais en utilisant les données de notre modèle sur l'utilité marginale de la consommation, umc_t , le nombre effectif d'heures travaillées, N_t , et le nombre d'heures travaillées à l'équilibre, N^{ss} . Dans ce cas, l'équation qui assure l'égalité entre ces deux dernières variables permet de déterminer la valeur du paramètre θ , plutôt que celle du paramètre $\frac{d}{\theta}$, comme dans le modèle du salaire d'efficience.

Les contraintes identifiantes pour le test J sont décrites ci-dessous.

Pour tester les prédictions du modèle concernant les moments d'ordre 2,

$\left\{ \frac{\sigma_c}{\sigma_y}, \frac{\sigma_i}{\sigma_y}, \frac{\sigma_g}{\sigma_y}, \sigma_w, \sigma_n, \sigma_y \right\}$, nous avons utilisé les données filtrées,

$\left\{ c_t^{hp}, i_t^{hp}, g_t^{hp}, y_t^{hp}, n_t^{hp}, w_t^{hp} \right\}$, ainsi que les équations suivantes¹ :

$$E\left(\left(y_t^{hp}\right)^2 \left(\frac{\sigma_c}{\sigma_y}\right)^2 - \left(c_t^{hp}\right)^2\right) = 0$$

$$E\left(\left(y_t^{hp}\right)^2 \left(\frac{\sigma_i}{\sigma_y}\right)^2 - \left(i_t^{hp}\right)^2\right) = 0$$

$$E\left(\left(y_t^{hp}\right)^2 \left(\frac{\sigma_g}{\sigma_y}\right)^2 - \left(g_t^{hp}\right)^2\right) = 0$$

$$E\left(\left(n_t^{hp}\right)^2 - (\sigma_n)^2\right) = 0$$

$$E\left(\left(y_t^{hp}\right)^2 - (\sigma_y)^2\right) = 0$$

$$E\left(\left(w_t^{hp}\right)^2 - (\sigma_w)^2\right) = 0.$$

Ces moments ont été estimés simultanément avec les paramètres du modèle.

1. Le paramètre λ est égal à 1 600 lorsque les données sont filtrées.

Annexe 3

Le modèle classique à participation limitée

Le modèle classique à participation limitée avec travail divisible est fondé sur celui de Christiano, Eichenbaum et Evans (1997). Les six secteurs qu'il comprend sont identiques à ceux du modèle du salaire d'efficiency que nous avons présenté. Les problèmes d'optimisation de l'autorité monétaire, des fabricants du bien final et de l'État y sont les mêmes que dans le modèle du salaire d'efficiency, mais ceux du travailleur et des producteurs de biens intermédiaires ainsi que la condition d'équilibre du marché des prêts diffèrent légèrement en raison des hypothèses voulant que l'effort soit observable et le travail divisible.

Le problème d'optimisation du travailleur dans le modèle classique à participation limitée est

$$\{c_t, K_{t+1}, M_{t+1}, D_t\}_{t=0}^{\infty} \max E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln(C_t) + \theta \ln(1 - N_t) - \theta \ln(1 + H(Q_t, Q_{t-1})) \right] \right\},$$

sous les contraintes $P_t C_t \leq M_t - D_t - P_t \text{Impôt}_t + P_t r_t K_t - P_t I_t + W_t N_t$ et

$$M_{t+1} = M_t - D_t - P_t C_t - P_t \text{Impôt}_t + P_t r_t K_t + W_t N_t - P_t I_t + R_t [D_t + X_t] + PR_t,$$

$$\text{où } H(Q_t, Q_{t-1}) = a_0 \left\{ \exp \left[a_1 \left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}} - 1 - x^s \right) \right] + \exp \left[-a_1 \left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}} - 1 - x^s \right) \right] - 2 \right\}.$$

$Q_t = M_t - D_t$; C_t est la consommation de l'individu; N_t , le pourcentage du temps où il travaille pour une entreprise; r_t , le rendement réel du capital; K_t , le stock de capital existant à la période t ; P_t , le niveau des prix; M_t , le stock de monnaie en début de période; I_t , l'investissement; W_t , le salaire nominal; D_t , le montant nominal des dépôts choisi par le travailleur avant de connaître les chocs; R_t , le taux d'intérêt nominal; Impôt_t , l'impôt exigible à la période t ; $R_t X_t$ et PR_t , les profits redistribués respectivement par les intermédiaires financiers et les producteurs de biens intermédiaires.

Dans le modèle à participation limitée, les entreprises n'exigent pas que leurs employés fournissent un niveau d'effort particulier. Le problème d'optimisation des producteurs de biens intermédiaires pour la période t se présente ainsi :

$$\{P_{it}, N_{it}, K_{it}\} \max \left\{ P_{it} \left(A_t K_{it}^\alpha (N_{it})^{1-\alpha} \right) - R_t P_t W_{it} N_{it} - P_t r_t K_{it} \right\}$$

sous réserve des fonctions de demande pour la période :

$$P_{it}^{\frac{-\mu}{1-\mu}} \left(A_t K_{it}^\alpha (N_{it})^{1-\alpha} \right) - P_t^{\frac{-\mu}{1-\mu}} Y_t = 0.$$

Enfin, comme ces entreprises empruntent auprès des intermédiaires financiers pour payer les salaires, la condition d'équilibre du marché des prêts est

$$\int_0^1 W_{it} N_{it} di = D_t + X_t,$$

où $W_{it} N_{it}$ est la masse salariale de l'entreprise i à la période t , D_t sont les dépôts et X_t est la quantité de monnaie injectée dans l'économie.

Bibliographie

- Agell, J., et P. Lundborg (1995). « Theories of Pay and Unemployment: Survey Evidence from Swedish Manufacturing Firms », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 97, n° 2, p. 295-307.
- Alexopoulos, M. (2000). « Unemployment and the Business Cycle », Université de Toronto, manuscrit.
- (2001). « Notes on Shirking Efficiency Wage Models », Université de Toronto, manuscrit.
- (2002). « The Effects of Policy Shocks in a Monetary Business Cycle Model with Unemployment », Université de Toronto, manuscrit.
- Basu, S., J. Fernald et M. Kimball (1999). « Are Technology Improvements Contractionary? », Université du Michigan, manuscrit.
- Blanchflower, D. G., et A. J. Oswald (1994). *The Wage Curve*, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.
- Burnside, C., et M. Eichenbaum (1996a). « Factor-Hoarding and the Propagation of Business-Cycle Shocks », *American Economic Review*, vol. 86, n° 5, p. 1154-1174.
- (1996b). « Small-Sample Properties of GMM-Based Wald Tests », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 14, n° 3, p. 294-308.
- Burnside, C., M. Eichenbaum et J. D. M. Fisher (2000). « Fiscal Shocks in an Efficiency Wage Model », document de travail n° 7515, National Bureau of Economic Research.
- Campbell, C. M., III (1989). « Sectoral Wage Rigidity in the Canadian and French Economies », *European Economic Review*, vol. 33, n° 9, p. 1727-1749.
- Card, D. (1991). « Intertemporal Labor Supply: An Assessment », document de travail n° 3602, National Bureau of Economic Research.
- Christiano, L. J. (1998). « Solving Dynamic Equilibrium Models by a Method of Undetermined Coefficients », document de travail technique n° 225, National Bureau of Economic Research.
- Christiano, L. J., et M. Eichenbaum (1992a). « Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism », *American Economic Review*, vol. 82, n° 2, p. 346-353.
- (1992b). « Current Real-Business-Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations », *American Economic Review*, vol. 82, n° 3, p. 430-450.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum et C. L. Evans (1997). « Sticky Price and Limited Participation Models of Money: A Comparison », *European Economic Review*, vol. 41, n° 6, p. 1201-1249.

- Christiano, L. J., M. Eichenbaum et C. L. Evans (1998). « Modeling Money », document de travail n° 6371, National Bureau of Economic Research.
- Christiano, L., M. Eichenbaum et R. Vigfusson (2002). « What Happens After a Technology Shock? », Université Northwestern, manuscrit.
- Christiano, L. J., et J. D. M. Fisher (1998). « Stock Market and Investment Good Prices: Implications for Macroeconomics », Université Northwestern, manuscrit.
- Cushman, D., et T. Zha (1997). « Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates », *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, n° 3, p. 433-448.
- Danthine, J.-P., et J. B. Donaldson (1995). « Computing Equilibria of Nonoptimal Economies ». In : *Frontiers of Business Cycle Research*, sous la direction de T. F. Cooley, Princeton (New Jersey), Princeton University Press, p. 65-97.
- Edelberg, W., M. Eichenbaum et J. Fisher (1998). « Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases », document de travail n° 6737, National Bureau of Economic Research.
- Felices, G. J. (2001). « Efficiency Wages in a New Keynesian Framework », Université de New York, manuscrit.
- Fung, B., et R. Gupta (1997). « Cash Setting, the Call Loan Rate, and the Liquidity Effect in Canada », *Revue canadienne d'économique*, vol. 30, n° 4, p. 1057-1082.
- Galí, J. (1999). « Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? », *American Economic Review*, vol. 89, n° 1, p. 249-271.
- Gera, S., et G. Grenier (1994). « Interindustry Wage Differentials and Efficiency Wages: Some Canadian Evidence », *Revue canadienne d'économique*, vol. 27, n° 1, p. 81-100.
- Gomme, P. (1999). « Shirking, Unemployment and Aggregate Fluctuations », *International Economic Review*, vol. 40, n° 1, p. 3-21.
- Greenwood, J., R. Rogerson et R. Wright (1995). « Household Production in Real Business Cycle Theory ». In : *Frontiers of Business Cycle Research*, sous la direction de T. F. Cooley, Princeton (New Jersey), Princeton University Press, p. 157-174.
- Gust, C. J. (1997). « Staggered Price Contracts and Factor Immobilities: The Persistence Problem Revisited », Université Northwestern, manuscrit.
- Hall, J. D. (1993). « The Wage Setters' Guide to Wage Rigidity », Université de Southampton, thèse de maîtrise.

- Hornstein, A. (1993). « Monopolistic Competition, Increasing Returns to Scale, and the Importance of Productivity Shocks », *Journal of Monetary Economics*, vol. 31, n° 3, p. 299-316.
- ICSA (International Customer Service Association) (2001). *Customer Service Industry Incentives, Bonuses and Employee Retention*.
- Katz, L. (1986). « Efficiency Wage Theories: A Partial Evaluation », *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 1, p. 235-276.
- Kimball, M. S. (1994). « Labor-Market Dynamics When Unemployment Is a Worker Discipline Device », *American Economic Review*, vol. 84, n° 4, p. 1045-1059.
- Lilien, D. M., et R. E. Hall (1986). « Cyclical Fluctuations in the Labor Market ». In : *Handbook of Labor Economics*, vol. II, sous la direction de O. Ashenfelter et R. Layard, Amsterdam, North-Holland, p. 1001-1038.
- MaCurdy, T. E. (1981). « An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting », *Journal of Political Economy*, vol. 89, n° 6, p. 1059-1085.
- Malcomson, J. (1998). *Individual Employment Contracts*, Université de Southampton, coll. « Discussion Papers in Economics and Econometrics », n° 9804.
- Metcalf, C., A. Redish et R. Shearer (1998). « New Estimates of the Canadian Money Stock, 1871–1967 », *Revue canadienne d'économique*, vol. 31, n° 1, p. 104-124.
- Pencavel, J. (1986). « Labor Supply of Men: A Survey ». In : *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, sous la direction de O. Ashenfelter et R. Layard, Amsterdam, North-Holland, p. 3-102.
- Ramey, V. A., et M. D. Shapiro (1998). « Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending ». In : *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, sous la direction de B. T. McCallum et C. I. Plosser, vol. 48, p. 145-194.
- Rotemberg, J. J., et M. Woodford (1996). « Real-Business-Cycle Models and the Forecastable Movements in Output, Hours, and Consumption », *American Economic Review*, vol. 86, n° 1, p. 71-89.
- Shapiro, C., et J. E. Stiglitz (1984). « Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device », *American Economic Review*, vol. 74, n° 3, p. 433-444.
- Sims, C. A., et T. Zha (1996). « Does Monetary Policy Generate Recessions? », Université Yale, manuscrit.
- Solow, R. M. (1979). « Another Possible Source of Wage Stickiness », *Journal of Macroeconomics*, vol. 1, n° 1, p. 79-82.
- Weiss, A. (1990). *Efficiency Wages: Models of Unemployment, Layoffs, and Wage Dispersion*, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.