

La validité empirique de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne dans le cas du Canada

Alain Guay, Richard Luger et Zhenhua Zhu

Introduction

Le profil d'évolution à court terme de l'inflation et son interaction cyclique avec les agrégats réels sont des questions importantes aussi bien en théorie qu'en pratique, en particulier dans l'optique de la conduite de la politique monétaire. La vigueur de l'activité économique et le faible niveau de l'inflation récemment observés dans plusieurs pays soulèvent des doutes quant à l'utilité de la courbe de Phillips traditionnelle pour modéliser le comportement de l'inflation.

Une classe récente de modèles dynamiques d'équilibre général stochastiques qui intègrent des caractéristiques keynésiennes telles qu'une concurrence imparfaite et des rigidités nominales invitent à un regard nouveau sur la nature de la dynamique de l'inflation. Ces modèles reposent sur un cadre d'optimisation où des entreprises placées en situation de concurrence imparfaite subissent un coût d'ajustement des prix. Le processus d'inflation y est décrit par la courbe de Phillips des nouveaux économistes keynésiens, qui possède deux traits distinctifs. Premièrement, le processus d'inflation a une composante prospective; deuxièmement, il est lié aux coûts marginaux réels. Ces caractéristiques résultent du fait que, dans un tel cadre d'optimisation, les entreprises établissent leurs prix en fonction de l'évolution attendue de la demande et des coûts des facteurs de production. Contrairement aux courbes de Phillips traditionnelles, qui sont de forme réduite et prêtent le flanc à la critique de Lucas, la courbe des nouveaux économistes keynésiens établit une relation structurelle dont les paramètres ne devraient pas être influencés par les changements de régime de politique monétaire. Cet aspect tire à conséquence dans un pays comme le Canada, car l'instabilité des paramètres des modèles de forme réduite représente une réelle possibilité depuis l'adoption d'un régime de cibles

d'inflation explicites. De plus, la courbe de Phillips des nouveaux économistes keynésiens (ci-après la « nouvelle courbe de Phillips keynésienne ») a des implications majeures pour la conduite de la politique monétaire, en ce sens qu'une banque centrale entièrement crédible peut provoquer une désinflation sans incidence récessionniste si l'inflation est un phénomène purement prospectif. Il est donc crucial d'établir si la nouvelle courbe de Phillips keynésienne est pertinente empiriquement.

Les récents travaux de Galí et Gertler (1999) et de Galí, Gertler et López-Salido (2001a) tendent à étayer la validité de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne pour les États-Unis et la zone euro. Ces auteurs estiment des versions hybrides de cette courbe dans lesquelles des retards de l'inflation sont également incorporés. D'après leurs résultats, la composante prospective est plus importante que la composante rétrospective et les coûts marginaux réels jouent un rôle statistiquement significatif. Dans ces études, les paramètres sont estimés à l'aide de la méthode des moments généralisés et la signification statistique est évaluée au moyen de la matrice de covariance estimée par la méthode de Newey-West.

Dans le présent document, nous examinons la validité empirique de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne dans le cas canadien. Nous nous penchons sur plusieurs problèmes économétriques importants soulevés par les méthodes couramment utilisées pour l'estimation et l'inférence dans les modèles fondés sur la nouvelle courbe de Phillips keynésienne, notamment le biais potentiel des paramètres estimés au moyen de la méthode des moments généralisés en présence de nombreux instruments et la faible puissance des tests de spécification en pareil cas. L'approche adoptée ici pour le choix des instruments tente d'atténuer ces problèmes économétriques. Nous évaluons aussi la robustesse des résultats obtenus à l'aide de cette approche.

Le reste de l'étude est structuré de la façon suivante. À la section 1, nous exposons le cadre théorique définissant la nouvelle courbe de Phillips keynésienne, décrivons différentes mesures du coût marginal et transposons le modèle au cas d'une économie ouverte. À la section suivante, nous nous penchons sur les problèmes économétriques associés à l'estimation par la méthode des moments généralisés, examinons divers problèmes que pose l'estimation de la forme explicite de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne et présentons notre stratégie d'estimation, basée sur l'emploi d'un estimateur « constamment actualisé » (ou estimateur CUE pour *continuous updating estimator*) corrigé du biais. Au moyen du même ensemble de données que Galí et Gertler (1999), nous montrons que les estimations obtenues par la méthode des moments généralisés sont sensibles au choix des instruments. Nous décrivons diverses mesures de la part du

facteur travail dans l'économie canadienne à la section 3 et les résultats des estimations à la section 4. Une interprétation des principaux résultats est offerte à la section 5, qui est suivie de la conclusion.

1 Les nouvelles courbes de Phillips keynésiennes

Dans la version proposée par Galí et Gertler (1999), la nouvelle courbe de Phillips keynésienne se fonde sur un schéma où les prix sont établis par des entreprises en situation de concurrence monopolistique. L'adoption d'une règle de révision des prix à la Calvo (1983) simplifie le problème d'agrégation. Cette règle est conforme à l'esprit du modèle à contrats échelonnés de Taylor (1980). Selon l'approche de Calvo, la probabilité qu'une entreprise révisé son prix au cours d'une période donnée est $1 - \theta$, et la probabilité que ce dernier demeure inchangé ou soit modifié proportionnellement à l'inflation tendancielle, Ω , est θ^1 . Ces probabilités sont indépendantes de l'évolution des prix de l'entreprise dans le passé, de sorte que la proportion des entreprises qui rajustent leurs prix à chaque instant est déterminée au hasard. La période moyenne durant laquelle un prix est fixé est ainsi donnée par $1/(1 - \theta)$.

Une entreprise qui révisé son prix au début de la période t maximise sa capitalisation boursière par la résolution du problème suivant :

$$\max_{P_t^*(s)} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i \lambda_{t+i} [P_t^*(s)\Omega^i Y_{t+i}(s) - CT(Y_{t+i}(s))], \quad (1)$$

où $1 - \theta$ représente la probabilité qu'elle modifie son prix au début d'une période donnée, β est le taux d'actualisation subjectif du propriétaire représentatif de l'entreprise, λ_{t+i} est l'utilité marginale de la consommation du propriétaire représentatif à la période $t+i$, et $Y_{t+i}(s)$ est la production de l'entreprise à la période $t+i$. $CT(Y_{t+i}(s))$ est le coût total nominal de l'entreprise en fonction de la production. L'entreprise est confrontée à une élasticité constante de la demande pour sa production égale à μ . La solution de ce problème de maximisation mène à des règles optimales de révision des prix, qui lient le prix optimal de l'entreprise à son coût marginal réel de production et à son prix optimal futur anticipé.

1. S'il y a une inflation tendancielle, ce rajustement est nécessaire en vue de maintenir les prix relatifs inchangés.

Pour une entreprise qui modifie son prix à la période t , le nouveau prix optimal est donné par

$$P_t^* = (1 - \beta\theta)E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta)^j cm_{t+j,t} \quad (2)$$

où $cm_{t+j,t}$ est le coût marginal nominal (calculé sous la forme d'un écart en pourcentage par rapport au niveau de régime permanent) pour un prix optimal fixé à la période t . Cette expression relie le prix optimal au flux actualisé des valeurs futures du coût marginal nominal de l'entreprise. On peut également montrer que le niveau global des prix, p_t , dépend du nouveau prix optimal, p_t^* , et du niveau des prix retardé, p_{t-1} , de la façon suivante :

$$p_t = (1 - \theta)p_t^* + \theta p_{t-1}. \quad (3)$$

En combinant les équations (2) et (3), on peut obtenir une relation de Phillips liant l'inflation actuelle à l'inflation future anticipée et aux coûts marginaux réels des entreprises. Le coût marginal réel moyen des entreprises doit être calculé par agrégation de l'ensemble des coûts marginaux réels des entreprises. Malheureusement, le problème de l'agrégation n'a été résolu qu'au moyen d'hypothèses très restrictives. Yun (1996) et Goodfriend et King (1997) ont postulé que chaque entreprise peut ajuster instantanément son propre stock de capital, de sorte que la productivité marginale du capital est la même pour toutes les entreprises et que toutes ont le même coût marginal. Danthine et Donaldson (2002) ont critiqué cette approche, du fait qu'elle revient à supposer que les coûts d'ajustement des stocks de capital physique sont d'un ordre de grandeur inférieur aux coûts d'ajustement des prix. Sbordone (2001) a montré que dans l'hypothèse où les stocks de capital relatifs des entreprises ne varient pas en fonction de leurs prix relatifs et si la fonction de production est de type Cobb-Douglas, le coût marginal moyen des entreprises peut être représenté par le coût unitaire moyen de main-d'œuvre. Cette hypothèse semble aussi insatisfaisante que celle de Yun, car, si le stock de capital augmente dans l'ensemble de l'économie, les entreprises ont des taux d'investissement nets identiques. Les approches de Yun et de Sbordone n'offrent guère d'intérêt sur le plan théorique et pourraient ne pas cadrer avec les données.

Ambler, Kurmann et Guay (2002) montrent comment passer du coût marginal réel moyen des entreprises qui révisent leurs prix au coût marginal réel moyen de l'ensemble des entreprises sans poser d'hypothèses particulières.

Cette nouvelle courbe de Phillips keynésienne a la même forme fonctionnelle que les précédentes décrites dans la littérature, mais ses paramètres sont liés de façon différente aux paramètres structurels sous-jacents. Plus précisément, les effets du coût marginal réel moyen et de l'inflation future anticipée sur l'inflation actuelle dépendent à la fois de l'élasticité du coût marginal réel par rapport à la production et des élasticité de la demande des entreprises.

Par un développement d'ordre 1, on a

$$cm_{t+j} \approx cm_{t+j,t} + \frac{\partial cm_{t+j,t}}{\partial y_{t+j,t}} \frac{\partial y_{t+j,t}}{\partial p_t^*} (p_{t+j} - p_t^*),$$

où $cm_{t+j,t}$ est le coût marginal réel de l'entreprise à la période $t+j$, lorsque son prix est fixé à la période t , et $y_{t+j,t}$ est la production de l'entreprise à $t+j$ pour un prix fixé à t . Nous pouvons reformuler cette expression comme suit :

$$cm_{t+j,t} \approx cm_{t+j} - \eta\mu(p_t^* - p_{t+j}), \quad (4)$$

où η représente l'élasticité du coût marginal par rapport à la production et μ l'élasticité de la demande à laquelle l'entreprise est confrontée.

La nouvelle courbe de Phillips keynésienne est alors donnée par

$$\pi_t = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta - \theta\eta\mu} cm_t + \beta E_t \pi_{t+1}. \quad (5)$$

Les dérivations présentées dans Yun (1996) et Goodfriend et King (1997) correspondent au cas où l'élasticité du coût marginal par rapport à la production (η) est égale à zéro. En effet, l'hypothèse selon laquelle les entreprises individuelles peuvent ajuster instantanément leur propre stock de capital implique que les entreprises n'ont aucune influence sur les prix des facteurs de production. Conjugué à une fonction Cobb-Douglas à rendements constants, le coût marginal réel est alors indépendant de la production.

Dans l'hypothèse où le stock de capital relatif n'est pas influencé par les changements du prix relatif ou de la production relative, le coût marginal réel d'une entreprise est mis en relation avec le coût marginal réel de l'ensemble des entreprises par l'expression suivante :

$$cm_{t,t} = cm_t + \frac{\alpha}{(1-\alpha)} \mu (p_t^* - p_t),$$

que l'on peut réécrire comme suit :

$$cm_{t,t} = cm_t + \frac{\alpha}{(1-\alpha)} \frac{\theta}{(1-\theta)} \mu \pi_t,$$

où α représente la part du capital dans la fonction Cobb-Douglas à rendements constants. Étant donné la formulation générale citée plus haut (équation [4]), cette hypothèse implique la relation suivante :

$$\frac{\alpha}{(1-\alpha)} = \eta,$$

dont la validité a également été montrée par Ambler, Kurmann et Guay (2002).

Enfin, sous certaines conditions, les coûts marginaux moyens peuvent à leur tour être liés à la production, ce qui crée un point de jonction entre la nouvelle courbe de Phillips keynésienne et la courbe de Phillips traditionnelle (dans laquelle l'écart de production est une variable explicative clé).

Galí et Gertler (1999) étendent le modèle de base de Calvo pour tenir compte de l'inertie de l'inflation, en permettant à un sous-ensemble d'entreprises d'employer une règle rétroactive simple. La version hybride de la courbe de Phillips pour la formulation générale élaborée par Ambler, Kurmann et Guay (2002) s'écrit ainsi :

$$\pi_t = \lambda \left(\frac{1}{(1-\eta\mu)} \right) cm_t + \gamma_p E_t \pi_{t+1} + \gamma_r \pi_{t-1},$$

où

$$\lambda = \left(\frac{(1-\omega)(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} \right) \phi^{-1},$$

$$\gamma_p = \beta\theta\phi^{-1},$$

$$\gamma_r = \omega\phi^{-1},$$

$$\phi = \theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)],$$

et où ω représente la proportion des entreprises qui emploient une règle rétroactive simple. La nouvelle courbe de Phillips hybride associée à l'hypothèse d'agrégation examinée par Yun (1996) et Goodfriend et King (1997) est présentée dans Galí et Gertler (1999), et celle fondée sur

l'hypothèse de Sbordone (2001) est décrite dans Galí, Gertler et López-Salido (2001). On peut facilement obtenir ces formulations particulières à partir de la forme générale exposée ci-dessus.

1.1 Mesures du coût marginal

Diverses mesures du coût marginal ont été envisagées dans les travaux empiriques consacrés à la nouvelle courbe de Phillips keynésienne. La mesure la plus simple du coût marginal réel repose sur une fonction de production Cobb-Douglas (voir Galí et Gertler, 1999). Supposons la fonction Cobb-Douglas suivante :

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t H_t)^{(1-\alpha)},$$

où K_t est le stock de capital, A_t est le progrès technique qui accroît l'efficacité du facteur travail et H_t représente les heures travaillées. Le coût marginal réel est alors donné par $S_t/(1-\alpha)$, où $S_t = W_t H_t / P_t Y_t$ est la part du revenu du travail dans le revenu total. Exprimé en écart log-linéaire par rapport à son niveau de régime permanent, le coût marginal réel est donné par

$$cm_t = s_t = w_t + h_t - p_t - y_t.$$

Rotemberg et Woodford (1999), Galí, Gertler et López-Salido (2001a), Gagnon et Khan (2001), et Sbordone (2001) considèrent une fonction Cobb-Douglas où le facteur travail ne peut descendre au-dessous d'un minimum incompressible. Dans ce cas, la fonction de production a la forme suivante :

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t (H_t - \bar{H}))^{(1-\alpha)},$$

où le terme \bar{H} désigne le nombre des heures qui doivent être travaillées peu importe le niveau de production. D'après Sbordone (2001), une fois exprimé en écart log-linéaire, le coût marginal s'écrit

$$cm_t = s_t + b h_t,$$

où

$$b = \frac{\bar{H}/H}{1 - \bar{H}/H}$$

et H est le nombre d'heures travaillées en régime permanent. La mesure du coût marginal, dans ce cas, est augmentée d'un terme qui dépend des heures travaillées.

Enfin, nous pouvons considérer les coûts d'ajustement du travail. À cette fin, nous définissons la forme fonctionnelle suivante pour le coût d'ajustement du travail² :

$$\frac{\phi}{2}(H_t - H_{t-1})^2,$$

où ϕ est le coefficient applicable au coût d'ajustement du travail. On peut montrer que le coût marginal réel, en écart log-linéaire, est donné par

$$cm_t = s_t + \phi H \left(\frac{H}{(1-\alpha)Y} \right) \Delta H_t - \beta \phi H \left(\frac{H}{(1-\alpha)Y} \right) E_t \Delta H_{t+1}, \quad (6)$$

où H/Y est la valeur des heures travaillées, en régime permanent, rapportée à celle de la production. Cette définition du coût marginal réel enrichit la dynamique, par comparaison à celles examinées précédemment, par la prise en compte du nombre anticipé d'heures travaillées.

1.2 Cadre d'économie ouverte

Suivant Galí et Monacelli (2002), dans le cas d'une économie ouverte, le coût marginal réel peut être exprimé en écart log-linéaire de la façon suivante :

$$cm_t = s_t + (\tilde{p}_t - p_t),$$

où \tilde{p}_t représente l'indice des prix à la consommation³. La variable \tilde{p}_t est définie par l'expression suivante :

$$\tilde{p}_t = (1 - \Theta)p_t + \Theta p_{mt},$$

où p_{mt} est l'indice des prix à l'importation (en écart logarithmique) et Θ mesure le degré d'ouverture de l'économie. En combinant ces deux expressions, on peut redéfinir le coût marginal réel ainsi :

$$cm_t = s_t + \Theta(p_{mt} - p_t), \quad (7)$$

où $(p_{mt} - p_t)$ représente les termes de l'échange.

2. Ambler, Guay et Phaneuf (1999) présentent des estimations du paramètre associé au coût d'ajustement du travail dans un modèle dynamique d'équilibre général stochastique.

3. Ambler, Kurmann et Guay (2002) aboutissent également à cette formulation, mais par un autre chemin.

Selon la loi du prix unique, le taux de change réel est proportionnel aux termes de l'échange (Galí et Monacelli, 2002). Par conséquent,

$$q_t = (1 - \Theta)(p_{mt} - p_t),$$

où q_t est le taux de change réel. Le coût marginal réel peut alors être exprimé en fonction du taux de change réel :

$$cm_t = s_t + \frac{\Theta}{1 - \Theta} q_t. \quad (8)$$

L'estimation de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne dans un cadre d'économie ouverte sera fondée sur les équations (7) et (8).

2 Aspects liés à l'estimation

2.1 Estimation par la méthode des moments généralisés

La forme réduite du modèle hybride peut s'écrire ainsi :

$$\pi_t = \gamma_p \pi_{t+1} + \gamma_r \pi_{t-1} + \lambda cm_t + \varepsilon_{t+1}, \quad (9)$$

où ε_{t+1} est un terme d'erreur de prévision qui est orthogonal à l'ensemble d'informations disponible à la période t , c'est-à-dire

$$E[(\pi_t - \gamma_p \pi_{t+1} - \gamma_r \pi_{t-1} - \lambda cm_t) Z_t] = 0, \quad (10)$$

où Z_t est un vecteur d'instruments datés de la période t ou de périodes antérieures. La condition d'orthogonalité de l'équation (10) constitue la base de l'estimation du modèle par la méthode des moments généralisés. Galí et Gertler (1999) utilisent cette technique avec quatre retards pour chacune des variables suivantes : inflation, part du revenu du travail, écart de production⁴, écart entre les taux d'intérêt à long terme et à court terme, inflation salariale et inflation des prix des produits de base. Enfin, ils estiment la matrice de covariance par la méthode de Newey-West, en fixant le nombre des retards à douze, afin d'obtenir les écarts-types des paramètres du modèle. Ces choix étant faits, ils concluent que : i) le modèle est statistiquement significatif; et ii) γ_p est statistiquement plus grand que γ_r . Ils interprètent ces résultats comme une validation de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne dans le

4. En général, l'écart de production est obtenu par l'application du filtre de Hodrick-Prescott ou l'imposition d'une tendance quadratique à l'ensemble de l'échantillon. L'utilisation de telles mesures de l'écart de production comme instruments n'est pas appropriée, car celles-ci enfreignent la condition d'orthogonalité de base de la méthode des moments généralisés.

cas des États-Unis. Vu le nombre relativement élevé de conditions de moments⁵, les estimations présentées par Galí et Gertler sont potentiellement biaisées, car il est bien connu que le biais des estimateurs obtenus par la méthode des moments généralisés (GMM) augmente avec le nombre de conditions de moments (Newey et Smith, 2001). Pour illustrer cet effet, considérons la simulation de Monte-Carlo suivante. Supposons que les données soient générées par le processus ARMA

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1},$$

où $\rho = 0,1$, $\theta = 0,5$ et $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0,1)$. La méthode des moments généralisés donne des estimations convergentes de ρ . Les conditions de moments sont fondées sur

$$E(\varepsilon_t Z_t) = 0,$$

où $Z_t = (y_{t-2}, y_{t-3}, \dots, y_{t-k})'$ est un vecteur d'instruments valables (car il exclut y_{t-1}). La taille de l'échantillon est fixée à 100, et nous étudions l'effet d'une augmentation du nombre de conditions de moments. La simulation de Monte-Carlo est basée sur 10 000 tirages, et la procédure de sélection automatique des retards de Newey et West (1994) a servi à estimer la matrice de pondération. Le Tableau 1 indique le biais de l'estimateur GMM en fonction du nombre de conditions de moments, $k - 2$. Il est clair que le biais augmente avec le nombre des moments (retards de y_t) inclus dans le vecteur d'instruments. Lorsqu'il n'y a que deux instruments, l'estimateur est pratiquement exempt de biais. Lorsqu'il y en a dix, le biais semble être du même ordre que la valeur vraie du paramètre. Cette simple simulation de Monte-Carlo concorde avec les résultats théoriques de Newey et Smith (2001).

Tableau 1
Biais de l'estimateur GMM

$k - 2$	ρ_{GMM}	Biais
2	0,0942	-0,0058
3	0,1157	0,0157
4	0,1209	0,0109
5	0,1410	0,0410
6	0,1446	0,0446
7	0,1607	0,0607
8	0,1716	0,0716
9	0,1799	0,0799
10	0,1932	0,0932

5. Il y a 24 conditions de moments pour estimer les 3 paramètres de la forme réduite.

Un certain nombre d'auteurs ont également estimé la nouvelle courbe de Phillips keynésienne pour d'autres pays que les États-Unis, choisissant eux aussi de façon arbitraire l'ensemble d'instruments et le nombre de retards retenus dans la construction des écarts-types de Newey-West⁶. Voir par exemple Batini, Jackson et Nickell (2000), Galí, Gertler et López-Salido (2001a), Gagnon et Khan (2001) et Balakrishnan et López-Salido (2002).

Pour apprécier l'importance relative de ces choix dans le contexte de l'estimation par la méthode des moments généralisés, posons $\gamma = \gamma_p$ et considérons la forme réduite sous la contrainte $\gamma_p + \gamma_r = 1$:

$$\pi_t(\gamma) = \lambda(\gamma)cm_t + \varepsilon_{t+1}, \quad (11)$$

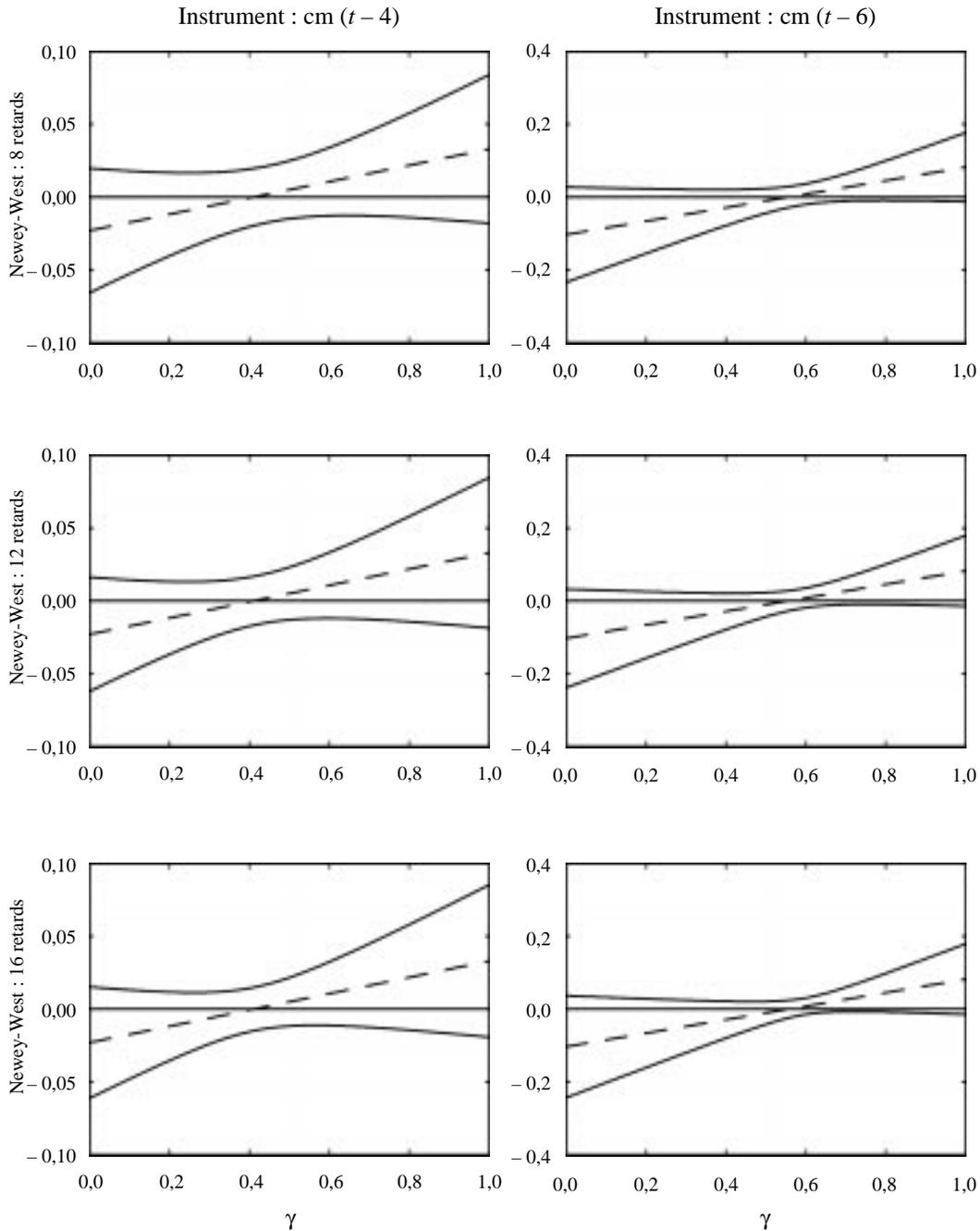
où $\pi_t(\gamma) = \pi_t - \pi_{t-1} - \gamma(\pi_{t+1} - \pi_{t-1})$. Pour une valeur fixe de $\gamma \in [0, 1]$, on peut estimer le paramètre $\lambda(\gamma)$ de façon convergente en utilisant pour variables instrumentales les valeurs du coût marginal réel datées de la période t et de périodes antérieures.

La Figure 1 a été établie à l'aide du même ensemble de données⁷ que celui employé par Galí et Gertler (1999). Elle montre l'incidence de différents instruments et de divers retards sur les écarts-types estimés par la méthode de Newey-West. Pour un instrument donné, il semble que le fait d'appliquer huit, douze et seize retards a peu d'effet sur les écarts-types obtenus. En revanche, le choix d'instrument est crucial, en particulier à la limite supérieure de l'intervalle $[0,1]$, où la composante prospective de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne est plus importante. Lorsque le sixième retard du coût marginal est utilisé comme instrument, les coûts marginaux ont tendance à jouer un rôle tout juste significatif pour certaines valeurs du paramètre de la composante prospective, au voisinage de 0,7, tandis que ce rôle est clairement non significatif lorsque le quatrième retard est retenu pour instrument. Notons également que la précision s'accroît lorsque le quatrième retard est l'instrument choisi, comme en témoignent les intervalles de confiance relativement plus étroits. La réduction des intervalles de confiance était à prévoir, car les valeurs plus récentes sont plus fortement corrélées avec le coût marginal contemporain et constituent, par conséquent, de meilleurs instruments.

6. Il existe quelques exceptions notables, dont Jondeau et Le Bihan (2001) et Lindé (2001), qui ont recours à des techniques de calcul du maximum de vraisemblance à information complète.

7. Il s'agit de données américaines trimestrielles allant du premier trimestre de 1960 au quatrième trimestre de 1997. L'inflation est la variation annualisée du logarithme de l'indice implicite des prix du PIB, et le coût marginal réel est donné par l'écart du logarithme de la part du revenu du travail dans le secteur des entreprises non agricoles par rapport à la moyenne de l'échantillon.

Figure 1
Effets de différentes variables instrumentales



Nota : Le trait discontinu dans chaque graphique montre les valeurs estimées de $\lambda(\gamma)$ dans le modèle $\pi_t(\gamma) = \lambda(\gamma)cm_t + \varepsilon_{t+1}$, où la variable instrumentale est soit le quatrième retard (graphiques de gauche) soit le sixième retard (graphiques de droite) du coût marginal réel. Les écarts-types calculés à l'aide de la méthode de Newey-West ont servi à construire les intervalles de confiance à 95 %, pour huit, douze et seize retards.

Globalement, ces résultats soulèvent des doutes quant à la robustesse des résultats présentés par Galí et Gertler (1999) et au rôle des coûts marginaux dans l'explication de l'inflation aux États-Unis.

2.2 Estimation à la Rudd-Whelan de la forme explicite

Comme le montrent Galí et Gertler (1999), la courbe de Phillips hybride a la forme explicite suivante, subordonnée à la trajectoire anticipée du coût marginal réel :

$$\pi_t = \delta_1 \pi_{t-1} + \frac{\lambda}{\delta_2 \gamma_p} \sum_{k=0}^{\infty} \delta_2^{-k} E_t[cm_{t+k}], \quad (12)$$

où δ_1 et δ_2 sont, respectivement, les racines stable et instable de la courbe de Phillips hybride, définies ainsi :

$$\delta_1 = \frac{1 - \sqrt{1 - 4\gamma_r \gamma_p}}{2\gamma_p}, \quad \delta_2 = \frac{1 + \sqrt{1 - 4\gamma_r \gamma_p}}{2\gamma_p}. \quad (13)$$

Une approche différente de la méthode des moments généralisés consiste à estimer directement la forme explicite, comme le font Rudd et Whelan (2001) et Galí, Gertler et López-Salido (2001a). Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, la représentation explicite définit les conditions d'orthogonalité suivantes :

$$E_t \left[\left(\pi_t - \delta_1 \pi_{t-1} - \frac{\lambda}{\delta_2 \gamma_p} \sum_{k=0}^{\infty} \delta_2^{-k} cm_{t+k} \right) Z_t \right] = 0, \quad (14)$$

où Z_t est un vecteur de variables instrumentales.

Dans cette approche, il est nécessaire de représenter la somme actualisée infinie des coûts marginaux réels par une somme tronquée. Après avoir fixé arbitrairement le facteur d'actualisation β , Rudd et Whelan utilisent douze valeurs futures du coût marginal réel pour construire la séquence actualisée des coûts marginaux réels. Galí, Gertler et López-Salido emploient quant à eux seize valeurs futures et, à la différence de Rudd et Whelan, ils estiment le facteur d'actualisation plutôt que d'en fixer la valeur arbitrairement. Dans les deux cas, toutefois, la nécessité de tronquer la somme entraîne une perte de degrés de liberté potentiellement importante compte tenu de la taille relativement faible de l'échantillon (généralement environ 30 ans de données trimestrielles). En outre, le mode de construction de la séquence actualisée des coûts marginaux futurs nécessite l'estimation d'un régresseur non observé. Pour le montrer, considérons le cas limite d'un

comportement purement prospectif. Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, la forme explicite devient alors

$$\pi_t = \lambda \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k c m_{t+k} + u_{t+1}, \quad (15)$$

où le nouveau terme d'erreur, u_{t+1} , est relié au terme d'erreur de prévision initial, ε_{t+1} , de la façon suivante :

$$u_{t+1} = \varepsilon_{t+1} + \gamma_p \pi_{t+1} - \lambda \sum_{k=1}^{\infty} \beta^k c m_{t+k}. \quad (16)$$

La présence d'un régresseur non observé est facile à constater. Puisque u_{t+1} dans l'équation (16) est autocorrélé (jusque dans un futur indéfini), il est essentiel que l'efficacité de l'estimateur GMM et la convergence des écarts-types connexes soient évaluées. De toute évidence, ce problème se pose également dans la courbe de Phillips hybride. L'estimation en présence d'un régresseur non observé conduit, de façon générale, à des estimateurs inefficaces qu'il faut corriger pour obtenir des estimateurs convergents des écarts-types (voir Pagan, 1984 et 1986; Murphy et Topel, 1985; et McAleer et McKenzie, 1991a et b). Galí, Gertler et López-Salido (2001b) admettent l'existence de ce problème, mais ne font aucune tentative pour en évaluer l'ampleur.

Un autre problème lié à la représentation explicite est qu'elle fait intervenir des paramètres difficiles à identifier localement, de sorte que l'utilisation d'intervalles de confiance de type Wald n'est pas appropriée. Le problème est que le ratio $\lambda/(\delta_2 \gamma_p)$ présente une discontinuité en chaque point de l'espace des paramètres où $\gamma_p = 0$. D'après Dufour (1997), on sait qu'il est possible, en pareil cas, de trouver une valeur de ce ratio telle que la distribution de la statistique de Wald s'écartera arbitrairement de toute « distribution approximative » (p. ex., la loi normale centrée réduite). Cela amène à croire que les inférences tirées de tests de Wald au sujet des paramètres structurels qui prennent la forme de ratios dans les modèles basés sur la nouvelle courbe de Phillips keynésienne posent problème dans le cas des méthodes d'estimation usuelles. D'autres techniques, par exemple la construction de régions de confiance par l'inversion de tests du rapport des vraisemblances, permettraient de tirer des déductions valables concernant les paramètres difficiles à identifier localement. Notons que les inférences tirées de tests de Wald demeurent valables pour les paramètres de la forme réduite qui sont localement identifiables.

2.3 Stratégie d'estimation

Notre stratégie d'estimation diffère sous trois aspects importants de celle employée dans les autres études empiriques de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne. Premièrement, nous utilisons des estimateurs corrigés du biais comme le préconisent Newey et Smith (2001). Deuxièmement, nous adoptons la procédure de sélection automatique des retards proposée par Newey et West (1994) pour le calcul de la matrice de variance-covariance des conditions de moments.

Ainsi que l'ont montré plusieurs études, les propriétés en petit échantillon des estimateurs de la méthode des moments dépendent de façon cruciale du nombre de retards retenus dans le calcul de cette matrice de variance-covariance. De plus, nous avons choisi d'exprimer les moments de l'échantillon en écarts par rapport à la moyenne de façon à accroître la puissance du test de suridentification, comme le suggère Hall (2000). Un test de spécification plus puissant est manifestement souhaitable pour répondre aux préoccupations soulevées par Dotsey (2002), qui souligne le manque de puissance du test de spécification standard utilisé par Galí et Gertler (1999). Troisièmement, dans le cas de la formulation non linéaire, nous employons un estimateur différent, qui a l'avantage de ne pas dépendre de la normalisation des conditions de moments, contrairement à l'estimateur GMM en deux étapes traditionnel.

Cet autre estimateur, que nous décrirons en premier, est l'estimateur CUE, introduit par Hansen, Heaton et Yaron (1996). Nous présenterons ensuite les estimateurs IV linéaire, GMM et CUE corrigés du biais que proposent Newey et Smith (2001).

L'estimateur GMM en deux étapes optimal de Hansen (1982) fondé sur la condition de moments

$$E[g(z_t, \beta_0)] = 0$$

est ainsi défini :

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta \in B} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(z_t, \beta)' \hat{\Omega}(\tilde{\beta})^{-1} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(z_t, \beta),$$

où $\tilde{\beta}$ est un estimateur de première étape habituellement obtenu avec la matrice identité comme matrice de pondération, et où $\hat{\Omega}^{-1}$ est un estimateur convergent de l'inverse de la matrice de variance-covariance des conditions de moments.

L'estimateur CUE est semblable à l'estimateur GMM, sauf que la fonction objectif est simultanément minimisée sur β et $\hat{\Omega}(\beta)$. Il est donné par

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta \in B} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(z_t, \beta)' \hat{\Omega}(\beta)^{-1} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(z_t, \beta).$$

Cet estimateur offre d'importants avantages par rapport à l'estimateur en deux étapes traditionnel. Premièrement, contrairement au GMM, il ne dépend pas de la normalisation des conditions de moments. Comme on peut le voir dans Galí et Gertler (1999), les résultats obtenus pour la nouvelle courbe de Phillips keynésienne et la version hybride dépendent de la normalisation adoptée dans la procédure d'estimation GMM. Deuxièmement, Newey et Smith (2001) ont établi que le biais asymptotique de l'estimateur CUE n'augmente pas avec le nombre de conditions de moments. Hansen, Heaton et Yaron (1996) ont montré que, dans le cas de modèles d'évaluation des actifs comportant plusieurs contraintes de suridentification, le biais de l'estimateur CUE en petit échantillon est plus faible que celui du GMM.

Il existe plus d'une méthode de correction du biais : le *jackknife*, le *bootstrap*, le sous-échantillonnage, les méthodes analytiques, pour ne citer que celles-là. Newey et Smith (2001) proposent une méthode de correction analytique du biais pour les estimateurs GMM et CUE basée sur des formules de calcul du biais asymptotique. Obtenues à partir d'un développement stochastique, ces formules permettent d'étudier les propriétés d'ordre supérieur à $1/\sqrt{T}$ des estimateurs GMM et de vraisemblance empirique généralisée. Le CUE corrigé du biais est utilisé pour l'estimation de la formulation non linéaire. Les formules de calcul du biais tirées de Newey et Smith (2001) sont adaptées à un contexte dynamique⁸. Du point de vue de l'exécution des calculs, cette méthode de correction analytique du biais est beaucoup plus simple que les méthodes de rééchantillonnage, en particulier pour les modèles non linéaires.

3 Mesure de la part du travail au Canada

La part du travail est définie ainsi :

$$\text{part du travail} = \frac{WN}{PY}, \quad (17)$$

8. La dérivation détaillée des formules est exposée dans Guay et Luger (2002).

où WN est le revenu nominal du travail et PY la production nominale. À partir de cette définition de base, plusieurs mesures de la part du travail peuvent être élaborées à l'aide des données canadiennes disponibles.

Une mesure naturelle de la part du travail est simplement le ratio de la rémunération totale des salariés dans l'économie au revenu national, soit :

$$\text{part du travail} = \text{salaires et traitements} / \text{PIB total.}$$

Certaines questions conceptuelles se posent, toutefois, quant à la mesure qu'il convient d'utiliser pour se conformer au cadre théorique du modèle. Premièrement, cette dernière devrait exclure les impôts indirects, car ceux-ci sont perçus par le gouvernement et ne font pas partie de la rémunération des salariés. Une mesure de la part du travail corrigée de l'effet des impôts indirects (part du travail_{horsii}) est donc construite sur le modèle de l'équation (17), sauf que, dans ce cas, le dénominateur est le PIB total diminué des impôts indirects (après déduction des subventions sur les facteurs de production et les produits).

Deuxièmement, une correction doit être effectuée afin de prendre en considération la rémunération des travailleurs autonomes. Compte tenu des données disponibles, le revenu des entreprises individuelles non agricoles peut être ajouté au numérateur de l'équation (17) de façon à inclure la part de la rémunération des travailleurs autonomes qui constitue un paiement pour le travail effectué plutôt que pour l'usage du capital. Ces deux effets peuvent être pris en compte conjointement, ce qui donne une mesure de la part du travail qui exclut les impôts indirects mais inclut le travail autonome (part du travail_{horsii+ta}).

Pour construire les trois premières mesures de la part du travail tout juste décrites, nous utilisons la série du PIB du revenu — calculée aux prix du marché — tirée des Comptes nationaux des revenus et dépenses. Mais on peut aussi déterminer la part du travail à l'aide de mesures reposant sur le coût des facteurs. Ces mesures peuvent être établies à partir des données relatives aux salaires et aux traitements et au PIB au coût des facteurs, disponibles au niveau sectoriel. En utilisant des données sectorielles, il est possible d'exclure les secteurs où la théorie ne s'applique pas. Par exemple, on peut écarter le secteur public en faisant valoir que les concepts de parts du travail et du capital ne s'appliquent qu'aux pans de l'économie soumis aux lois du marché. Le secteur agricole peut aussi être exclu en raison des

imposantes subventions versées aux agriculteurs. Cette mesure bonifiée revêt ainsi la forme suivante (hsap : hors secteurs agricole et public) :

$$\text{part du travail}_{\text{hsap}} = (\text{salaires et traitements dans l'ensemble de l'économie} - \text{salaires et traitements dans les secteurs agricole et public}) / (\text{PIB total} - \text{PIB des secteurs agricole et public}).$$

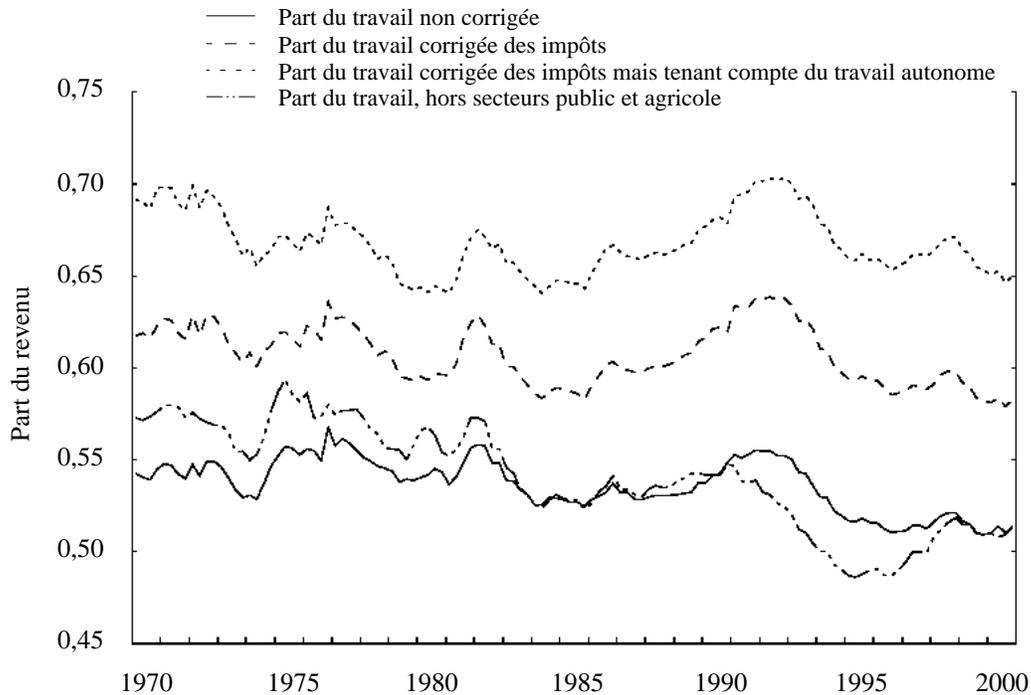
On peut voir, à la Figure 2, que les différentes mesures de la part du travail évoluent de façon similaire au cours de la période d'estimation. Les Figures 3 et 4 montrent l'écart en pourcentage de chaque mesure à sa moyenne, ainsi que la série de l'inflation (fondée sur l'indice implicite des prix du PIB).

À l'examen de ces figures, on constate que les diverses mesures de la part du travail présentent des relations très différentes avec l'inflation. Les corrélations croisées dynamiques sont illustrées aux Figures 5 et 6, d'où il ressort clairement que la quatrième mesure décrite ci-dessus est potentiellement la plus prometteuse à titre de variable explicative de l'inflation canadienne.

Notons la covariation négative de la troisième mesure avec la plupart des valeurs futures et passées de l'inflation. La Figure 7 montre les corrélations croisées dynamiques entre l'inflation et les impôts diminués des subventions sur les facteurs de production et les produits (graphique du haut) et entre l'inflation et le revenu des entreprises individuelles non agricoles (graphique du bas).

Les covariations fortement négatives observées expliquent pourquoi la troisième mesure (qui exclut les impôts mais tient compte du travail autonome) est incompatible avec la nouvelle courbe de Phillips keynésienne. Une explication possible de la covariation négative entre les impôts diminués des subventions et les valeurs futures et passées de l'inflation est que l'ascension des prix du pétrole dans les années 1970 et au début des années 1980 s'est également accompagnée de fortes subventions sur le pétrole importé. Par ailleurs, les covariations négatives entre le revenu des travailleurs autonomes et les valeurs futures et passées de l'inflation pourraient simplement être dues au fait que le travail autonome progressait vivement au moment même où l'inflation s'inscrivait en baisse. Enfin, les fonctions d'autocorrélation des différentes mesures de la part du travail sont illustrées aux Figures 8 et 9. La quatrième mesure affiche la plus forte persistance, une caractéristique bien connue du processus d'inflation.

Figure 2
Différentes mesures de la part du travail



4 Résultats pour le Canada

4.1 Estimation du modèle de base

Nous présentons d'abord les résultats de l'estimation de la forme réduite de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne (équation [5]), définie ainsi :

$$\pi_t = \kappa \lambda c m_t + \beta E_t \pi_{t+1},$$

où $\kappa = 1/(1 - \eta\mu)$. Selon l'approche de Yun (1996) et de Goodfriend et King (1997), on a $\kappa = 1$, tandis que, suivant Sbordone (2001), $\kappa = \frac{\alpha}{(1 - \alpha)\mu}$.

Cette forme réduite est estimée sur la période comprise entre le premier trimestre de 1970 et le quatrième trimestre de 2000. Comme il a été mentionné plus haut, l'inflation est mesurée par l'indice implicite des prix du PIB, tandis que $c m_t$ est le coût marginal réel exprimé en écart logarithmique par rapport à sa moyenne et calculé à l'aide de la part du travail dans les entreprises non agricoles. Nous faisons appel à plusieurs ensembles d'instruments pour étudier la robustesse des résultats de l'estimation : [1] deux retards de l'inflation et du coût marginal réel; [2] trois retards de l'inflation et du coût marginal réel; [3] quatre retards de l'inflation

Figure 3
Inflation et différentes mesures de la part du travail

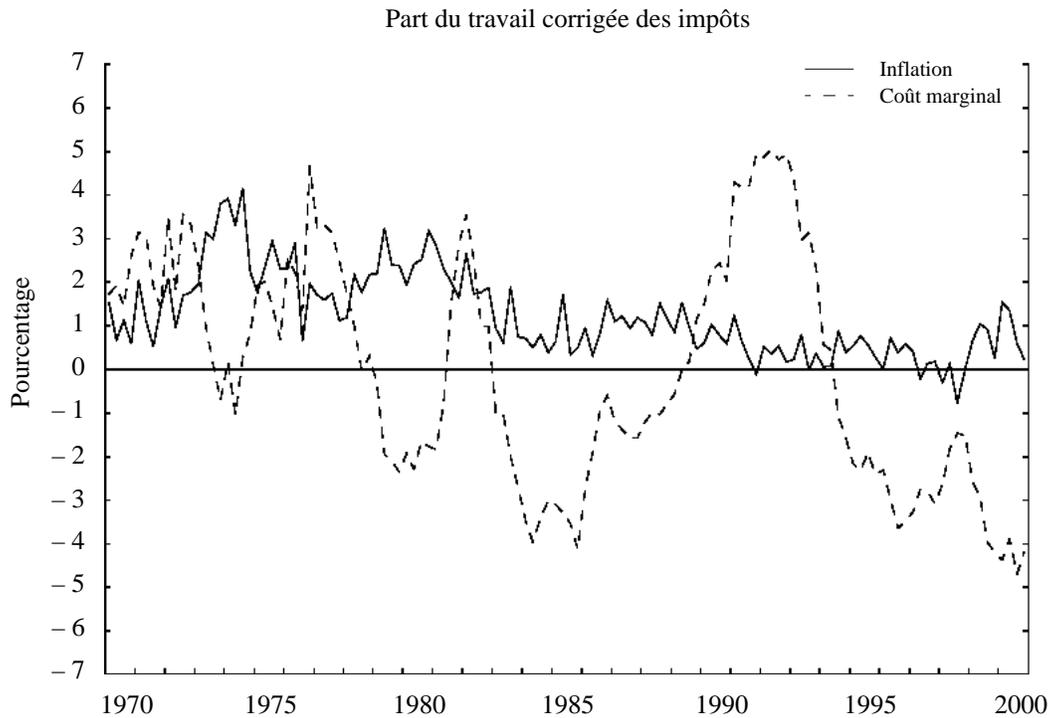
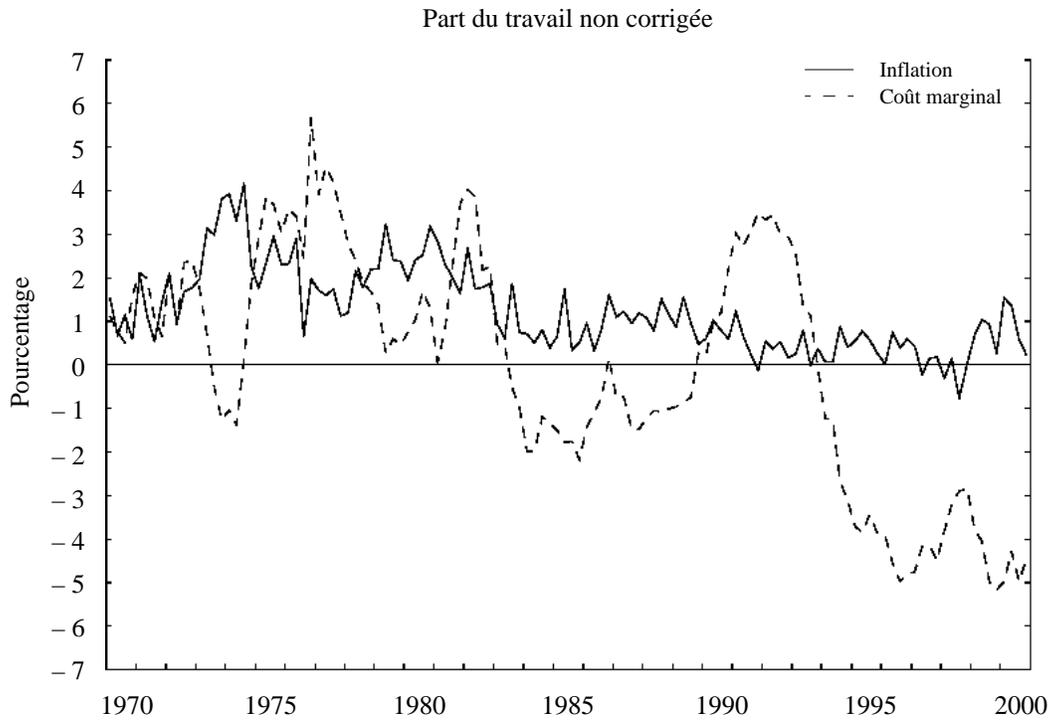


Figure 4
Inflation et différentes mesures de la part du travail

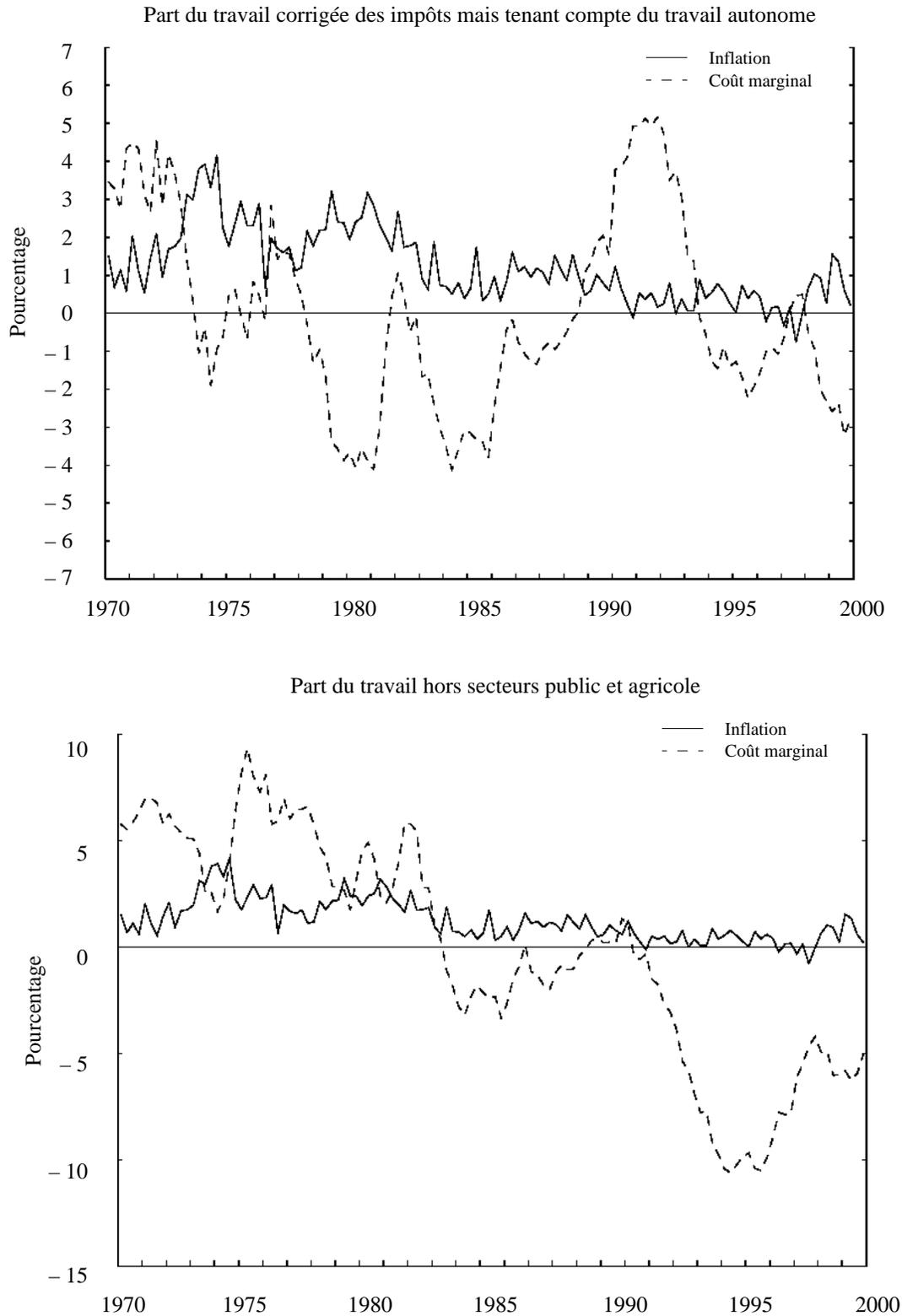


Figure 5
Corrélations croisées dynamiques : de 1970 à 2000

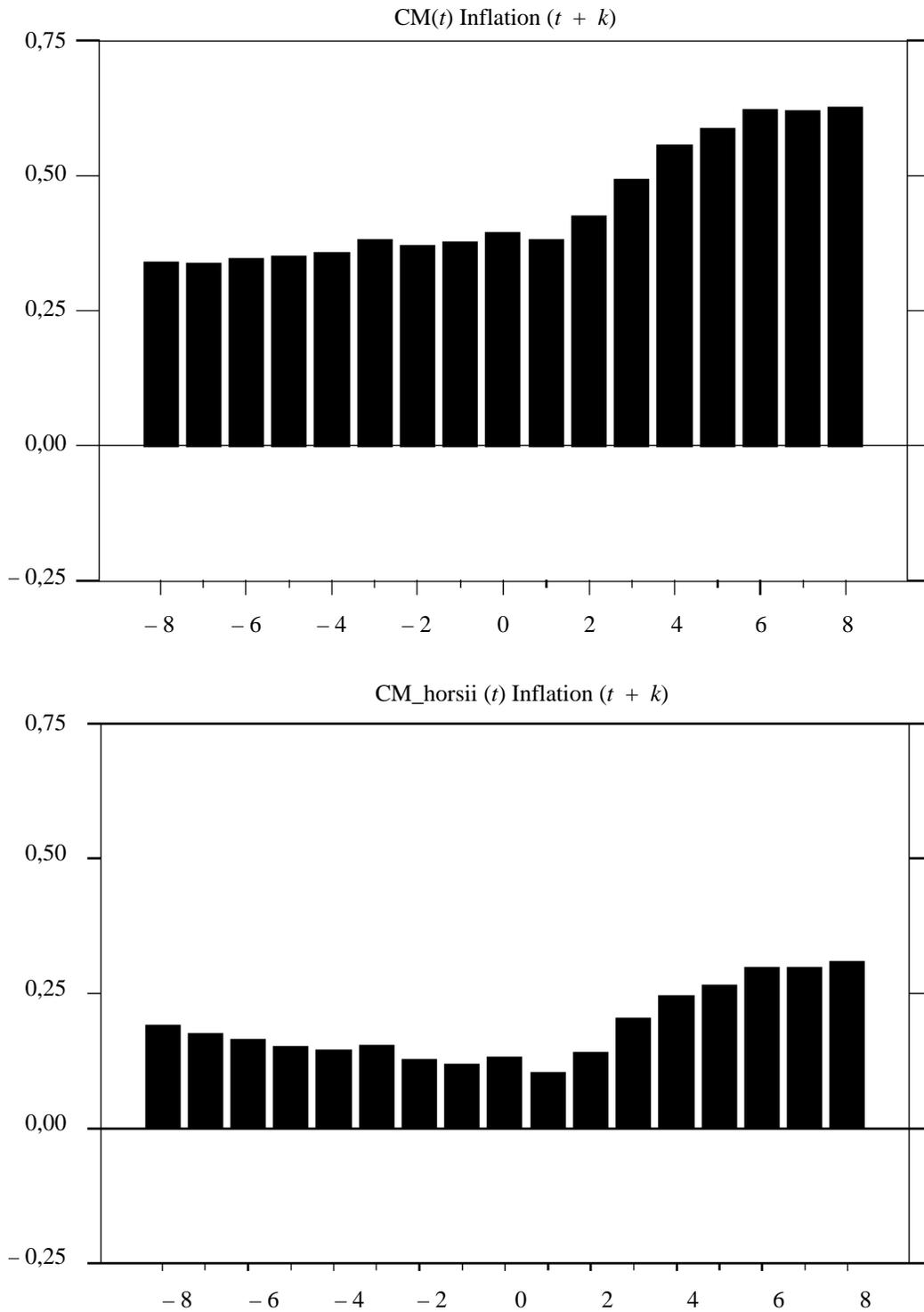


Figure 6
Corrélations croisées dynamiques : de 1970 à 2000

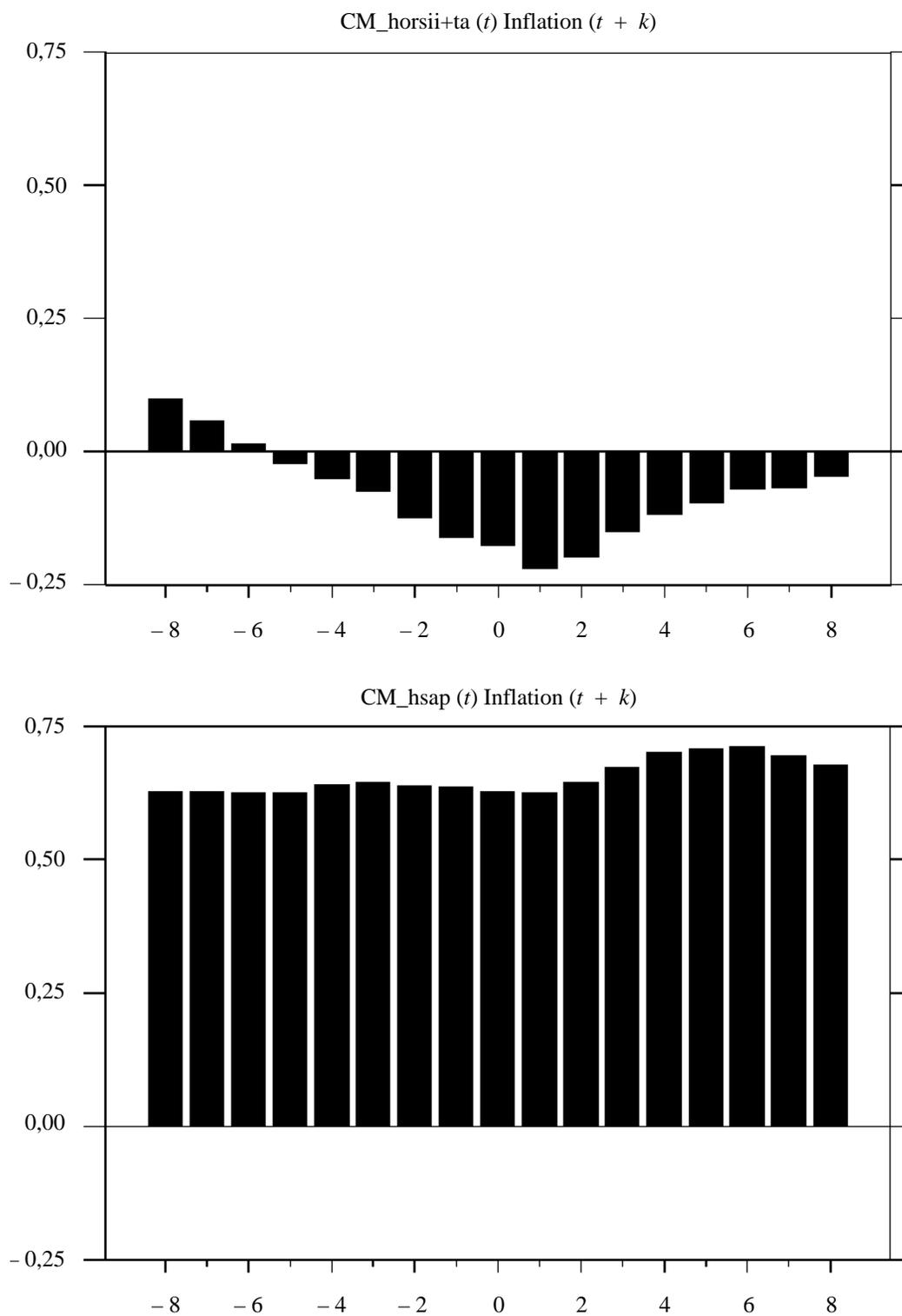


Figure 7
Corrélations croisées dynamiques : de 1970 à 2000

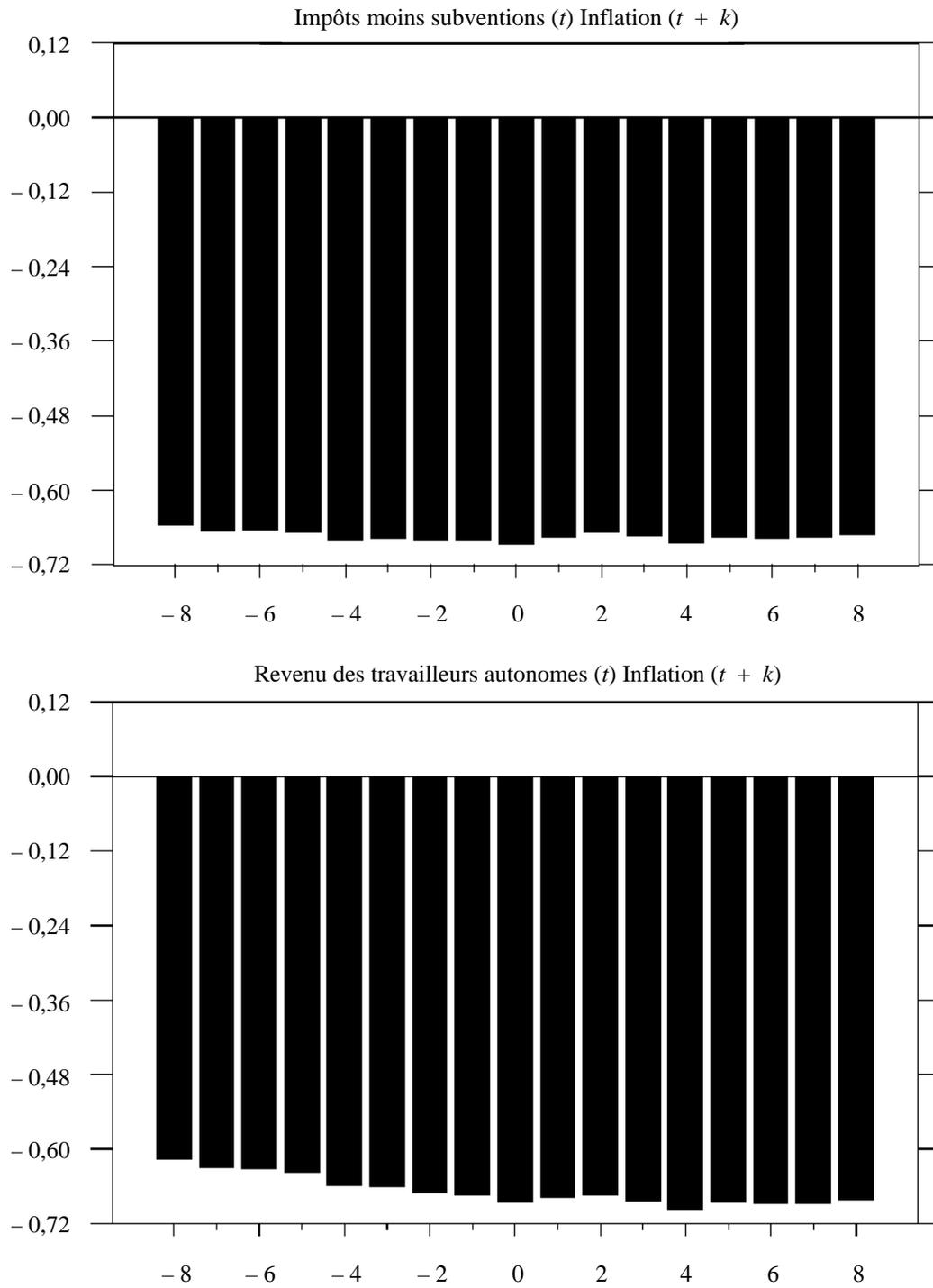


Figure 8
Fonction d'autocorrélation

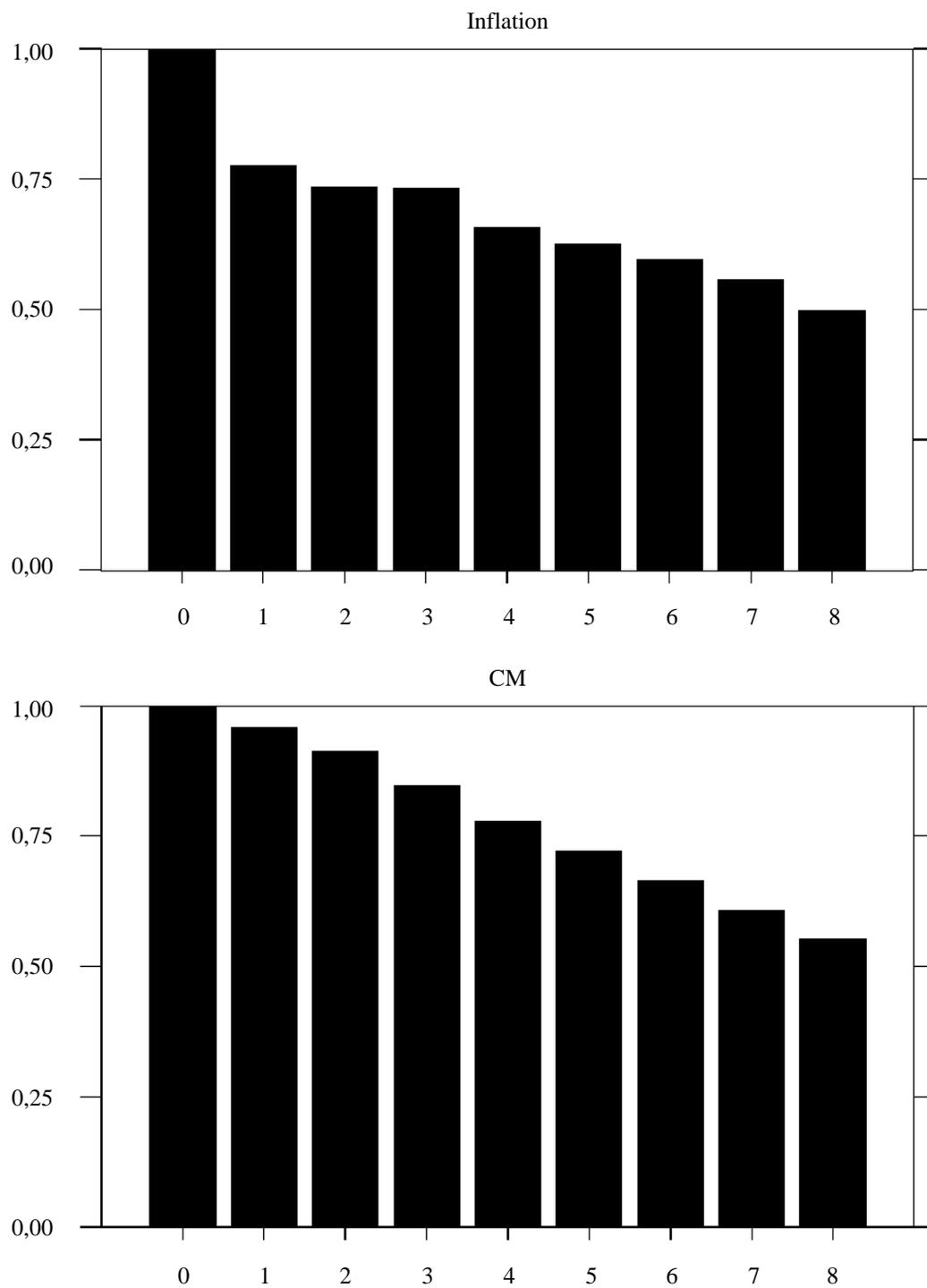
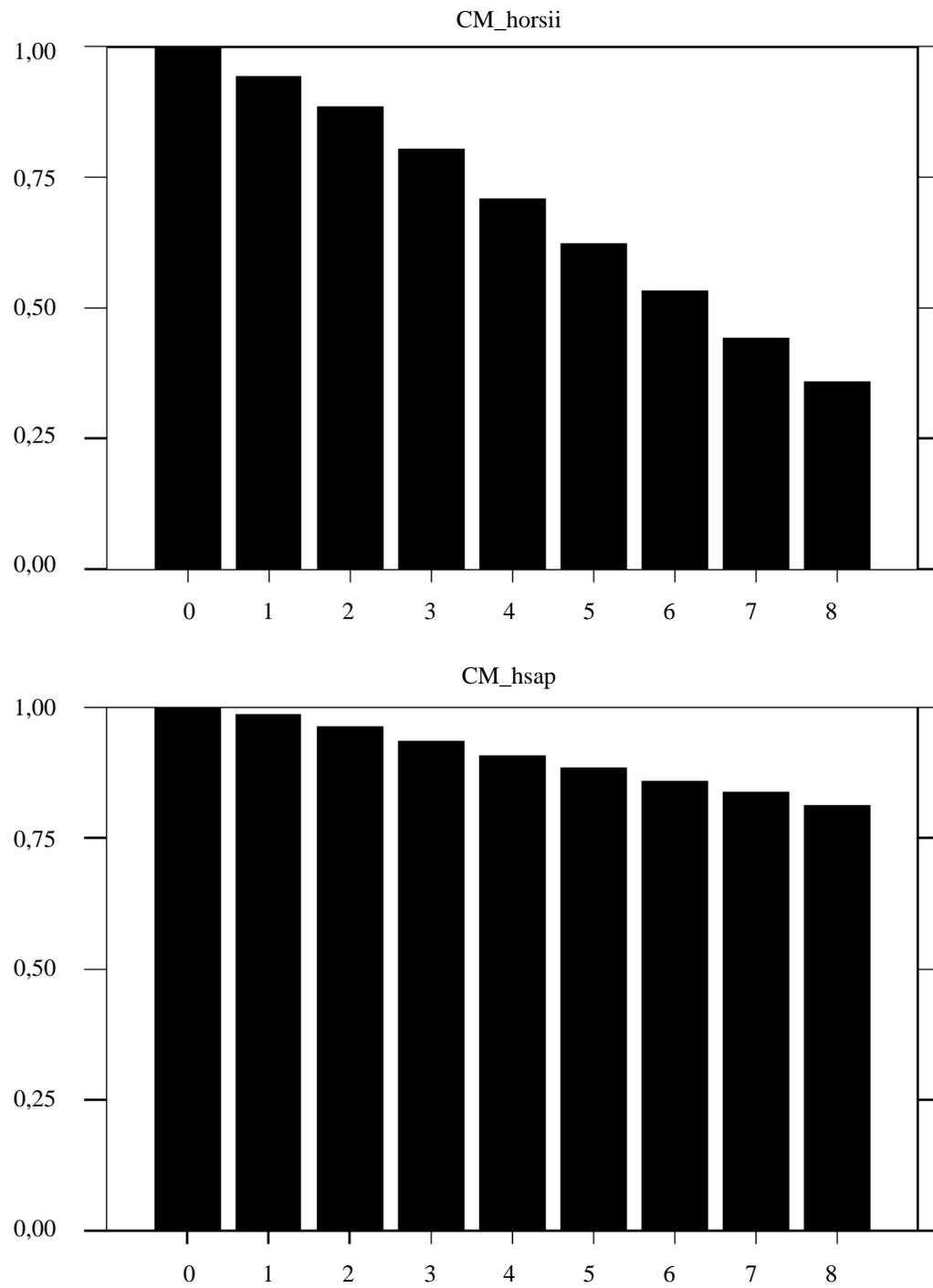


Figure 9
Fonction d'autocorrélation



et du coût marginal réel; et [4] quatre retards de l'inflation, du coût marginal réel et du salaire nominal. Les instruments datés de $t - 1$ et de périodes antérieures servent à atténuer les corrélations possibles avec l'erreur de mesure du coût marginal réel.

À la différence des auteurs d'études précédentes, nous n'incluons aucune mesure de l'écart de production dans nos ensembles d'instruments. Deux mesures de l'écart de production sont habituellement retenues à titre d'instruments. L'une est basée sur l'écart entre la production et une tendance quadratique. Avec les tests de racine unitaire usuels (comme le test de Dickey-Fuller augmenté), la présence d'une racine unitaire dans la production canadienne ne peut être rejetée. Selon l'hypothèse de racine unitaire, l'écart de la production à une tendance quadratique est alors aussi caractérisé par une racine unitaire. Malheureusement, les propriétés asymptotiques des estimateurs IV en présence d'instruments non stationnaires ne sont pas connues. Par conséquent, les procédures d'inférence habituelles se révéleront probablement non valables. L'autre mesure de l'écart de production souvent utilisée est fondée sur le filtre de Hodrick-Prescott et combine les valeurs passées, futures et contemporaines de la production. Ces deux mesures de l'écart de production enfreignent les conditions d'orthogonalité de base de l'estimateur GMM et seront vraisemblablement corrélées avec l'erreur de mesure du coût marginal réel.

L'estimateur GMM pour cette formulation linéaire correspond à l'estimateur IV (moindres carrés en deux étapes), que nous corrigeons de son biais, comme il est expliqué ci-dessus. Nous utilisons également un estimateur de la matrice de covariance convergent en présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation pour les moments de l'échantillon exprimés en écarts par rapport à la moyenne, afin d'accroître la puissance du test de suridentification, comme le suggèrent Hall (2000) et Bonnal et Renault (2001). Nous adoptons la procédure de sélection automatique des retards proposée par Newey et West (1994). Le Tableau 2 présente les résultats pour $\kappa = 0,13$. Cette valeur est avancée par Gagnon et Khan (2001) pour le Canada, suivant les hypothèses de Sbordone (2001). Il importe de comprendre que les résultats d'inférence basés sur la forme réduite ne sont pas influencés par la valeur de κ . L'ordre de grandeur du paramètre λ dépend de κ , mais non sa signification statistique, car la valeur de κ est une constante fixe qui s'annule dans le calcul de la statistique t .

Les résultats ne sont pas encourageants pour la nouvelle courbe de Phillips keynésienne. Le coefficient de pente du coût marginal n'est jamais significatif, peu importe l'ensemble d'instruments utilisé. Dans trois cas, il est assorti du mauvais signe, et le facteur d'actualisation est supérieur à un dans tous les cas. Enfin, les contraintes de suridentification sont rejetées

pour chacun des ensembles d'instruments (y compris lorsque quatre retards de l'inflation et du coût marginal réel ont été retenus). Il semble que la nouvelle courbe de Phillips keynésienne soit incorrectement spécifiée et qu'une dynamique plus riche soit nécessaire pour saisir la persistance de l'inflation au Canada.

Tableau 2
Estimations de la forme réduite

Ensemble d'instruments	β	λ	Stat. J
[1]	1,017 (0,000)	-0,0024 (0,947)	2,83 (0,419)
[2]	1,010 (0,000)	-0,0084 (0,803)	8,03 (0,155)
[3]	1,037 (0,000)	0,0010 (0,977)	23,20 (0,002)
[4]	1,011 (0,000)	-0,0010 (0,742)	26,97 (0,005)

Nota : Le degré de signification (entre parenthèses) correspondant aux estimations de β et λ concerne l'hypothèse nulle voulant que ces paramètres soient égaux à zéro.

4.2 Estimation du modèle hybride

L'estimation de la formulation hybride repose sur la forme structurelle suivante :

$$\pi_t = \lambda \left(\frac{1}{(1 - \eta\mu)} \right) cm_t + \gamma_p E_t \pi_{t+1} + \gamma_r \pi_{t-1},$$

où

$$\lambda = \left(\frac{(1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\theta} \right) \phi^{-1},$$

$$\gamma_p = \beta\theta\phi^{-1},$$

$$\gamma_r = \omega\phi^{-1},$$

$$\phi = \theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)].$$

Nous considérons trois estimateurs. Premièrement, la forme réduite correspondante est estimée par la méthode des variables instrumentales

(moindres carrés en deux étapes), puis les paramètres structurels sont calculés à partir des paramètres obtenus pour la forme réduite. Deuxièmement, les paramètres sont estimés à l'aide de la méthode des moments généralisés selon les conditions d'orthogonalité suivantes :

$$E_t \left[\left(\pi_t - \beta \theta \phi^{-1} \pi_{t+1} - \left(\frac{(1-\omega)(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} \right) \phi^{-1} \kappa c m_t - \omega \phi^{-1} \pi_{t-1} \right) Z_t \right] = 0.$$

Il est à noter que, dans le cas de cette méthode, les résultats de l'estimation sont sensibles à la normalisation choisie (sous des conditions d'orthogonalité identiques) (Galí et Gertler, 1999). En revanche, de par sa construction, l'estimateur CUE est insensible à ce choix. Suivant les traces de Newey et Smith (2001), on peut calculer des versions de ces trois estimateurs où le biais est corrigé de façon analytique.

Le Tableau 3 fait état des valeurs estimées des paramètres des formes réduite et structurelle avec $\kappa = 1$ et $\kappa = 0,13$ (nous avons utilisé l'ensemble d'instruments [4]). Il indique aussi la durée moyenne des contrats de prix (en trimestres), D , correspondant à l'estimation de θ .

Les estimations sont assez semblables d'une méthode à l'autre. Le comportement prospectif domine. La proportion des entreprises qui déterminent leurs prix de façon rétrospective diffère de zéro et atteint près d'un tiers. Le facteur d'actualisation reste supérieur à un peu important la spécification et la méthode d'estimation utilisées. La probabilité estimée de révision des prix implique une rigidité des prix irréaliste : les prix resteraient inchangés de 12 trimestres à 48 trimestres! Cette fois, le coefficient de pente du coût marginal a le signe attendu dans tous les cas. Cependant, il n'est jamais significativement différent de zéro. Enfin, les contraintes de suridentification échappent au rejet, mais de justesse⁹. Ainsi, les résultats basés sur la fonction de production Cobb-Douglas laissent croire que le coût marginal réel n'est pas un déterminant significatif de l'inflation, ce qui va à l'encontre des prédictions théoriques. Ces résultats contrastent avec ceux de Gagnon et Khan (2001), qui militaient en faveur de la validité de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne au Canada. En particulier, la formulation hybride n'est jamais rejetée.

Le Tableau 4 présente les résultats d'une fonction de production Cobb-Douglas où le facteur travail ne peut descendre au-dessous d'un minimum incompressible. Dans ce cas, le coût marginal réel est donné par

$$c m_t = s_t + b h_t,$$

9. Il y a rejet des contraintes de suridentification dans tous les cas avec l'ensemble d'instruments [3], au seuil habituel de 5 %.

Tableau 3
Estimation de la courbe de Phillips hybride : fonction de production
Cobb-Douglas

κ	Méthode	θ	β	λ	ω	γ_p	γ_r	D	Stat. J
1	IV	0,951	1,008	0,0004	0,337	0,743	0,261	20,53	17,09
		(0,041)	(0,022)	(0,003)	(0,092)	(0,055)	(0,055)	(17,44)	
		[0,000]	[0,000]	[0,871]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,242]	[0,072]
	GMM	0,969	1,001	0,0004	0,389	0,713	0,287	32,01	17,28
		(0,081)	(0,025)	(0,002)	(0,106)	(0,057)	(0,056)	(82,72)	
		[0,000]	[0,000]	[0,853]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,700]	[0,068]
CUE	0,979	1,002	0,0002	0,398	0,713	0,287	48,66	17,11	
	(0,250)	(0,040)	(0,005)	(0,120)	(0,068)	(0,065)	(79,15)		
	[0,000]	[0,000]	[0,967]	[0,001]	[0,000]	[0,000]	[0,934]	[0,072]	
0,13	IV	0,913	1,007	0,0033	0,323	0,743	0,261	11,40	17,10
		(0,020)	(0,022)	(0,020)	(0,104)	(0,055)	(0,055)	(26,19)	
		[0,000]	[0,000]	[0,870]	[0,004]	[0,000]	[0,000]	[0,664]	[0,072]
	GMM	0,917	1,001	0,0034	0,368	0,713	0,287	12,03	17,28
		(0,201)	(0,024)	(0,020)	(0,119)	(0,056)	(0,056)	(29,57)	
		[0,000]	[0,000]	[0,850]	[0,003]	[0,000]	[0,000]	[0,685]	[0,068]
	CUE	0,928	1,002	0,0024	0,376	0,712	0,288	14,04	17,11
		(0,471)	(0,036)	(0,003)	(0,167)	(0,071)	(0,066)	(93,01)	
		[0,051]	[0,000]	[0,944]	[0,025]	[0,000]	[0,000]	[0,880]	[0,072]

Nota : Les écarts-types figurent entre parenthèses et le degré de signification entre crochets.

Tableau 4
Estimation de la courbe de Phillips hybride : fonction de production
Cobb-Douglas (facteur travail soumis à un minimum incompressible)

κ	Méthode	θ	β	λ	ω	γ_p	γ_r	D	Stat. J
1	GMM	0,879	1,001	0,0056	0,478	0,645	0,352	8,26	28,59
		(0,029)	(0,039)	(0,004)	(0,078)	(0,045)	(0,040)	(2,01)	
		[0,000]	[0,000]	[0,146]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,012]
	CUE	0,858	0,926	0,010	0,533	0,585	0,393	7,02	25,26
		(0,062)	(0,159)	(0,012)	(0,127)	(0,109)	(0,078)	(3,05)	
		[0,000]	[0,000]	[0,422]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,022]	[0,029]
0,13	GMM	0,718	1,001	0,044	0,391	0,648	0,352	3,548	28,59
		(0,068)	(0,033)	(0,029)	(0,066)	(0,044)	(0,040)	(0,853)	
		[0,000]	[0,000]	[0,138]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,012]
	CUE	0,607	0,902	0,122	0,355	0,582	0,377	2,54	23,93
		(0,113)	(0,126)	(0,099)	(0,084)	(0,116)	(0,080)	(0,730)	
		[0,000]	[0,000]	[0,224]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,001]	[0,047]

Nota : Les écarts-types figurent entre parenthèses et le degré de signification entre crochets.

où

$$b = \frac{\bar{H}/H}{1 - \bar{H}/H}.$$

La série des heures travaillées correspond au produit du nombre de salariés par la moyenne des heures travaillées par trimestre¹⁰. La série résultante est stationnaire autour d'une moyenne stable. Contrairement à Sbordone (2001) et à Gagnon et Khan (2001), nous n'avons pas eu à en éliminer la tendance.

Enfin, nous avons utilisé l'ensemble d'instruments [4], auquel nous avons ajouté quatre retards des heures travaillées.

Nous avons d'abord tenté d'estimer le paramètre b . Malheureusement, les valeurs calculées n'étaient jamais significatives. Nous présentons plutôt les résultats obtenus avec les estimateurs GMM et CUE pour une valeur de b analogue à celle retenue dans d'autres études empiriques de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne. Comme dans Rotemberg et Woodford (1999), b est établi à 0,4. Les estimations de la durée des contrats de prix sont maintenant plus plausibles, notamment pour $\kappa = 0,13$, et le facteur d'actualisation est inférieur à un dans le cas de l'estimateur CUE. La composante prospective domine toujours, mais dans ce cas, la proportion des entreprises qui déterminent leurs prix rétrospectivement est plus importante pour $\kappa = 1$. Ici encore, le coefficient de pente du coût marginal n'est jamais significatif et la spécification est systématiquement rejetée.

Nous avons aussi tenté d'estimer le modèle en incluant le coût d'ajustement du travail, d'après l'équation (6). Le travail est mesuré de la manière expliquée ci-dessus et l'ensemble d'instruments est le même que pour l'estimation de la formulation précédente du modèle. Le paramètre ϕ n'était jamais significatif peu importe la méthode d'estimation. Nous lui avons alors attribué la valeur calculée par Ambler, Guay et Phaneuf (1999). Les résultats des estimations n'étaient pas significativement différents de ceux fondés sur une fonction de production Cobb-Douglas sans coût d'ajustement.

4.3 Économie ouverte

Nous avons également estimé la formulation hybride avec coût marginal réel augmenté des termes de l'échange, comme dans l'équation (7). Les termes de l'échange correspondent à la différence logarithmique entre le prix des biens importés et l'indice implicite des prix du PIB canadien. Nous avons

10. Le nombre moyen d'heures travaillées par trimestre est obtenu en multipliant par treize le nombre moyen d'heures travaillées par semaine.

Tableau 5
Estimation de la courbe de Phillips hybride : économie ouverte avec termes de l'échange

Méthode	θ	β	λ	ω	Θ	γ_p	γ_r	D	Stat. J
CUE	0,939 (0,467) [0,047]	0,999 (0,066) [0,000]	0,0011 (0,019) [0,952]	0,528 (0,254) [0,040]	0,303 (9,02) [0,999]	0,640 (0,041) [0,000]	0,359 (0,030) [0,000]	16,49 (127,20) [0,897]	35,86 [0,000]

Nota : Les écarts-types figurent entre parenthèses et le degré de signification entre crochets.

utilisé l'ensemble d'instruments [4] enrichi de quatre retards des termes de l'échange.

Dans ce cas également, le coefficient relatif aux termes de l'échange n'est jamais significatif. Le Tableau 5 fait état des valeurs obtenues à l'aide de l'estimateur CUE pour $\kappa = 0,13$. Le paramètre d'ouverture, Θ , a une valeur estimée ponctuelle qui semble concorder avec le degré d'ouverture de l'économie canadienne, mais elle n'est pas statistiquement significative. Les autres résultats sont semblables aux précédents et, encore une fois, la spécification est rejetée de façon décisive. L'ajout des termes de l'échange à l'ensemble d'instruments entraîne une hausse appréciable de la valeur de la statistique du test de suridentification, ce qui donne à penser que les termes de l'échange pourraient être une importante variable explicative de l'inflation au Canada.

Les résultats sont semblables si l'on remplace les termes de l'échange par le taux de change réel dans l'équation du coût marginal réel. Le paramètre relatif au taux de change réel est estimé de façon imprécise, et le test de suridentification conduit systématiquement au rejet du modèle.

5 Analyse

La stratégie d'estimation préconisée dans la présente étude nous permet d'obtenir des estimations des nouvelles courbes de Phillips keynésiennes qui ne dépendent pas de la normalisation des conditions de moments. En outre, en corrigeant le biais, on remédie au problème bien connu que pose la sensibilité du biais des estimateurs IV au nombre de conditions de moments. Lorsque les estimateurs corrigés du biais sont appliqués aux données canadiennes, le poids de la composante prospective dans la version hybride de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne est plus élevé que dans le cas des estimateurs GMM de Gagnon et Khan (2001).

À la différence de ce que l'on observe dans d'autres études empiriques¹¹, le test de spécification basé sur l'emploi de contraintes de suridentification mène au rejet de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne et de sa version hybride pour la quasi-totalité des formulations examinées ici. L'estimation de la matrice de pondération est cruciale pour les propriétés du test de spécification de Hansen (1982) en petit échantillon, notamment lorsque le nombre des conditions de moments est élevé comparativement à celui des observations¹². Dans ces études, le nombre de retards utilisés dans les estimations de la matrice de pondération par la méthode du noyau était fixé de façon arbitraire. Dans le présent travail, nous avons plutôt adopté une procédure de sélection automatique des retards liée aux données et fondé l'estimation de la matrice de pondération sur les moments de l'échantillon exprimés en écarts par rapport à la moyenne. Cette façon de procéder accroît la puissance du test de suridentification en petit échantillon¹³.

Conclusions

Le rejet des différentes formulations de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne donne à penser qu'une structure dynamique plus riche des variables explicatives sera nécessaire pour rendre compte de la dynamique de l'inflation au Canada. Dans le cas des États-Unis, Kurmann (2002) constate également de fortes dissemblances entre les mouvements persistants de l'inflation et ce que prédit la nouvelle courbe de Phillips keynésienne. Les résultats de Kurmann et les nôtres remettent en cause les conclusions d'auteurs précédents qui soutiennent que les modèles basés sur la nouvelle courbe de Phillips keynésienne offrent une bonne représentation de la dynamique de l'inflation. D'après ces nouveaux résultats, des versions plus riches du modèle structurel théorique dont dérive la nouvelle courbe de Phillips keynésienne devraient être élaborées. Mankiw et Reis (2001) proposent une courbe de Phillips à « rigidité informationnelle » qui peut engendrer une dynamique de l'inflation semblable à celle observée dans les données. Toutefois, l'évaluation de la validité empirique de ce modèle soulève plusieurs autres problèmes économétriques qui débordent le cadre de notre étude¹⁴.

11. Balakrishnan et López-Salido (2002); Gagnon et Khan (2001); Galí et Gertler (1999); Galí, Gertler et López-Salido (2001a); Galí, Gertler et López-Salido (2001b); Galí et López-Salido (2001).

12. Dans certaines de ces études, le ratio du nombre des conditions de moments à celui des observations est d'un tiers.

13. Ces remarques s'appliquent aussi à l'analyse économétrique de la nouvelle courbe de Phillips keynésienne pour l'inflation aux États-Unis (voir Guay et Luger, 2002).

14. Khan et Zhu (2002) présentent des estimations de la courbe de Phillips à « rigidité informationnelle ». Toutefois, leur méthode d'inférence souffre aussi d'un problème lié à la présence de régresseurs non observés.

Annexe

Description des données

Lorsqu'il y a lieu, les séries utilisées ont été établies à partir de données désaisonnalisées trimestrielles annualisées, exprimées en millions (de dollars ou de personnes), sauf indication contraire. Les codes de série sont ceux de la base de données CANSIM de Statistique Canada.

1. Indice implicite des prix du PIB : série construite à l'aide des séries suivantes :

- PIB nominal = V498086
- PIB en dollars constants = V1992259
- PIB en dollars enchaînés = V1992067

2. Part du revenu du travail

- part du travail = salaires et traitements/PIB total = $V498076/V498074$
- part du travail_{horsii} = salaires et traitements/(PIB total – impôts indirects diminués des subventions sur les facteurs de production et les produits)
= $V498076/(V498074 - (V1992216 - V1997473))$
- part du travail_{horsii + ta} = (salaires et traitements + revenu des entreprises individuelles non agricoles)/(PIB total – impôts indirects diminués des subventions sur les facteurs de production et les produits)
= $(V498076 + V498081)/(V498074 - (V1992216 - V1997473))$
- part du travail_{hsap} = (salaires et traitements, ensemble des industries – salaires et traitements, secteur agricole – salaires et traitements, secteur public)/(PIB, ensemble des industries – PIB, secteur agricole – PIB, secteur public)

Nota : la variable « part du travail_{ena} » est établie à l'aide des tableaux CANSIM 379-0006 (PIB au coût des facteurs), 382-0001 (ancien tableau des salaires et traitements) et 382-0006 (nouveau tableau des salaires et traitements).

3. Prix à l'importation : série construite au moyen des séries suivantes :

- importations en termes nominaux = V498106

- importations en dollars constants = V1992253
 - importations en dollars enchaînés = V1992063
4. Heures travaillées
 - nombre moyen d'heures travaillées par semaine, ensemble des industries = LSA2050 (code de série de la Banque du Canada)
 5. Emploi
 - emploi total, personnes de quinze ans et plus = D767608 et V2062811
 - emploi dans le secteur privé = emploi total – V2066969
 6. Population
 - population, personnes de quinze ans et plus = D767284 et V2091030
 7. Taux de change nominaux
 - cours de clôture dollar canadien/dollar américain = B3414
(fréquence mensuelle; les valeurs trimestrielles sont des moyennes de trois mois)

Bibliographie

- Ambler, S., A. Guay et L. Phaneuf (1999). « Wage Contracts and Labor Adjustment Costs as Endogenous Propagation Mechanisms », Université du Québec à Montréal, manuscrit.
- Ambler, S., A. Kurmann et A. Guay (2002). « On Aggregation and the New Phillips Curve », Université du Québec à Montréal, manuscrit.
- Balakrishnan, R., et J. D. López-Salido (2002). « Understanding UK Inflation: the Role of Openness », document de travail n° 164, Banque d'Angleterre.
- Batini, N., B. Jackson et S. Nickell (2000). *Inflation Dynamics and the Labour Share in the UK*, Banque d'Angleterre, coll. « External MPC Unit Discussion Papers », n° 2.
- Bonnal, H., et E. Renault (2001). « Minimal Chi-Square Estimation with Conditional Moment Restrictions », manuscrit.
- Calvo, G. (1983). « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework », *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, n° 3, p. 383-398.
- Danthine, J.-P., et J. B. Donaldson (2002). « A Note on NNS Models: Introducing Physical Capital; Avoiding Rationing », *Economics Letters*, vol. 77, n° 3, p. 433-437.
- Dotsey, M. (2002). « Pitfalls in Interpreting Tests of Backward-Looking Pricing in New Keynesian Models », *Economic Quarterly*, Banque fédérale de réserve de Richmond, vol. 88, n° 1, p. 37-50.
- Dufour, J.-M. (1997). « Some Impossibility Theorems in Econometrics with Applications to Structural and Dynamic Models », *Econometrica*, vol. 65, n° 6, p. 1365-1387.
- Gagnon, E., et H. Khan (2001). « New Phillips Curve with Alternative Marginal Cost Measures for Canada, the United States, and the Euro Area », document de travail n° 2001-25, Banque du Canada.
- Galí, J., et M. Gertler (1999). « Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis », *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, n° 2, p. 195-222.
- Galí, J., M. Gertler et J. D. López-Salido (2001a). « European Inflation Dynamics », *European Economic Review*, vol. 45, n° 7, p. 1237-1270.
- (2001b). « Notes on Estimating the Closed Form of the Hybrid New Phillips Curve », Université de New York, manuscrit.
- Galí, J., et J. D. López-Salido (2001). « A New Phillips Curve for Spain », manuscrit.
- Galí, J., et T. Monacelli (2002). « Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy », document de travail n° 8905, National Bureau of Economic Research.

- Goodfriend, M., et R. King (1997). « The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy ». In : *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.
- Guay A., et R. Luger (2002). « The U.S. New Keynesian Phillips Curve: An Econometric Investigation », manuscrit.
- Hall, A. R. (2000). « Covariance Matrix Estimation and the Power of the Overidentifying Restrictions Test », *Econometrica*, vol. 68, n° 6, p. 1517-1528.
- Hansen, L. P. (1982). « Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators », *Econometrica*, vol. 50, n° 4, p. 1029-1054.
- Hansen, L. P., J. Heaton et A. Yaron (1996). « Finite-Sample Properties of Some Alternative GMM Estimators », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 14, n° 3, p. 262-280.
- Jondeau, E., et H. Le Bihan (2001). « Testing for a Forward-Looking Phillips Curve: Additional Evidence from European and U.S. Data », document de travail n° 86, Banque de France.
- Khan, H., et Z. Zhu (2002). « Estimates of the Sticky-Information Phillips Curve for the United States, Canada, and the United Kingdom », document de travail n° 2002-19, Banque du Canada.
- Kurmann, A. (2002). « Quantifying the Uncertainty about a Forward-Looking New Keynesian Pricing Model », Université de Virginie, manuscrit.
- Lindé, J. (2001). « Estimating New-Keynesian Phillips Curves on Data with Measurement Errors: A Full Information Maximum Likelihood Approach », document de travail n° 129, Sveriges Riksbank.
- Mankiw, G. N., et R. Reis (2001). « Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve », manuscrit.
- McAleer, M., et C. R. McKenzie (1991a). « When Are Two Step Estimators Efficient? », *Econometric Reviews*, vol. 10, n° 2, p. 235-252.
- (1991b). « Keynesian and New Classical Models of Unemployment Revisited », *Economic Journal*, vol. 101, n° 406, p. 359-381.
- Murphy, K. M., et R. H. Topel (1985). « Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 3, n° 4, p. 370-379.
- Newey, W. K., et R. J. Smith (2001). « Higher Order Properties of GMM and Generalized Empirical Likelihood Estimators », manuscrit.
- Newey, W. K., et K. D. West (1994). « Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation », *Review of Economic Studies*, vol. 61, n° 4, p. 631-653.

- Pagan, A. (1984). « Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors », *International Economic Review*, vol. 25, n° 1, p. 221-247.
- (1986). « Two Stage and Related Estimators and Their Applications », *Review of Economic Studies*, vol. 53, n° 4, p. 517-538.
- Rotemberg, J. J., et M. Woodford (1999). « The Cyclical Behavior of Prices and Costs ». In : *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1B, sous la direction de J. B. Taylor et M. Woodford, North-Holland, Elsevier Science E.V.
- Rudd, J., et K. Whelan (2001). *New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve*, Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale, « Finance and Economics Discussion Series », n° 2001-30.
- Sbordone, A. (2001). « Prices and Unit Labor Costs: A New Test of Price Stickiness », *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, n° 2, p. 265-292.
- Taylor, J. B. (1980). « Aggregate Dynamics and Staggered Contracts », *Journal of Political Economy*, vol. 88, n° 1, p. 1-23.
- Yun, T. (1996). « Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles », *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, n°s 2-3, p. 345-370.