

Le rôle de l'incertitude dans les décisions concernant la durée des contrats de travail : examen des données canadiennes et implications

*Robert Fay et Sébastien Lavoie**

Introduction

L'un des faits stylisés qui caractérisent le marché du travail canadien depuis le début des années 1990 est l'allongement de la durée des contrats de travail. Nombre de chercheurs se sont penchés sur les facteurs qui influent sur la durée des contrats de travail au Canada, mais la plupart de ces analyses s'arrêtent à la fin des années 1980 ou au début des années 1990. Le rôle joué par l'incertitude entourant l'inflation intéresse particulièrement la Banque du Canada. Depuis que cette dernière a adopté une cible d'inflation en 1991, Longworth (2002) a établi que, d'après un éventail de mesures, le niveau et la variabilité de l'inflation ont tous deux chuté. De plus, maints auteurs (dont Amano, Coletti et Macklem, 1999; Jenkins et O'Reilly, 2001; et Longworth, 2002) considèrent un allongement de la durée des contrats comme un signe de crédibilité accrue de la politique monétaire. Maintenant que nous disposons d'environ dix années de données sur le nouveau régime d'inflation, il est opportun de réexaminer l'incidence de l'incertitude liée à

* Nous remercions René Lalonde et Danny Leung pour l'aide apportée dans l'utilisation des différentes techniques économétriques employées. Allan Crawford, Tiff Macklem, Gerald Stuber et Francis Vitek ont aussi formulé d'utiles remarques. Nous tenons également à remercier les participants d'un atelier organisé par le département des Recherches de la Banque du Canada pour leurs observations, ainsi que les participants du colloque, en particulier John Knowles, le commentateur de l'étude. Annie De Champlain et Kara Flanagan nous ont fourni un excellent soutien technique. Bien sûr, nous assumons l'entière responsabilité de toute erreur qui pourrait subsister dans le document.

l'inflation sur la durée des contrats de travail. Les rares études empiriques portant sur le Canada concluent à l'existence d'une relation négative, c'est-à-dire qu'une hausse de cette incertitude tendrait à réduire la durée des contrats. Les travaux relatifs aux États-Unis arrivent aussi à cette conclusion. Par ailleurs, comme l'inflation s'établit de nos jours à un niveau bas et stable, il se peut que les parties à la négociation — les syndicats et les entreprises — prêtent une plus grande attention aux changements touchant l'économie réelle (tels que la perspective d'une récession). C'est pourquoi la présente étude vise aussi à examiner le rôle de l'incertitude au sujet de l'économie réelle dans le contexte canadien. Comme l'incertitude peut être mesurée de nombreuses façons, nous emploierons trois méthodes différentes : la première est de nature statistique, la seconde repose sur l'utilisation de données d'enquête et la dernière sur des régressions. Un autre objectif de notre recherche est de vérifier la robustesse des résultats face à diverses mesures de l'incertitude.

Même si nous faisons appel à plusieurs mesures de l'incertitude, notre analyse empirique met l'accent sur les mesures issues de deux méthodes de régression, soit l'estimation de modèles autorégressifs conditionnellement hétéroscédastiques (modèles ARCH) et de modèles vectoriels autorégressifs structurels (modèles SVAR). Dans le cas de ces deux méthodes, les résultats font ressortir l'existence d'une relation significative entre la durée des contrats et l'incertitude entourant l'inflation. Rien n'indique que la durée des contrats et l'incertitude concernant l'économie réelle soient liées.

L'étude commence par un examen du lien théorique entre l'incertitude et la durée des contrats. Cet examen est suivi d'un survol des diverses mesures de l'incertitude retenues dans les travaux consacrés aux déterminants de la durée des contrats de travail, puis d'une appréciation de leurs mérites respectifs. Nous résumons ensuite les recherches empiriques antérieures, décrivons les techniques d'estimation employées ici et présentons les résultats de nos estimations. La dernière section expose nos conclusions et certaines implications des résultats. On trouvera dans les annexes des explications supplémentaires sur les méthodes d'estimation ainsi que d'autres résultats.

1 Recherches théoriques

Les recherches théoriques sur la durée des contrats de travail ont débuté par un article de Gray (1978), dans lequel l'auteure présente un modèle visant à déterminer la durée optimale des contrats de travail et le degré d'indexation. Gray montre, d'une part, qu'un allongement des contrats permet aux entreprises et aux travailleurs d'amortir les coûts de la négociation sur une période plus longue et, d'autre part, qu'une diminution de leur durée a pour

effet de minimiser les écarts entre les niveaux effectif et désiré des salaires, de la production et de l'emploi imputables à des chocs imprévus. Par conséquent, le choix de la durée optimale d'un contrat doit mettre en balance les coûts de négociation et les écarts potentiels des variables considérées par rapport à leur niveau désiré. Gray soutient que, pour un degré d'indexation donné, la durée des contrats est une fonction décroissante de l'incertitude (quelle que soit sa source) et une fonction croissante des coûts de négociation. Canzoneri (1980) est parvenu à la même conclusion que Gray à l'aide d'un modèle d'évaluation des politiques. Selon son modèle, si la politique monétaire réduit l'incertitude dans l'économie, la durée des contrats augmente, de sorte que l'emploi, la production et les prix sont tous plus lents à s'ajuster. L'économie serait soumise à des forces d'inertie accrues et connaîtrait ainsi des cycles de moindre amplitude (Canzoneri, 1980, p. 254).

Danziger (1988) fait valoir qu'il est important de distinguer l'incertitude liée aux variables nominales de celle des variables réelles. Dans son modèle, une hausse de l'incertitude engendrée par des changements touchant des facteurs réels (p. ex., des chocs pétroliers) entraîne un allongement des contrats, et non un raccourcissement comme l'avancent Gray et Canzoneri. Les travailleurs chercheraient essentiellement à se protéger en totalité ou en partie contre les effets des chocs réels en signant des contrats plus longs, qui constituent pour eux une forme d'assurance. Danziger explique ce comportement par l'hypothèse du partage efficace des risques. De plus, Harris et Holmstrom (1987) font observer qu'en période de forte incertitude, les coûts de collecte de l'information peuvent grimper rapidement, ce qui peut accroître les coûts de négociation et rendre plus vraisemblable la conclusion de contrats de longue durée. Par contre, il est bien connu que les contrats cessent d'exister lorsque le niveau et la variabilité de l'inflation deviennent très élevés. De toute évidence, la clarification de ces effets est une question empirique.

1.1 Comment mesurer l'incertitude?

L'incertitude n'étant pas observable, il est nécessaire d'en construire des mesures. Notre définition de l'incertitude entourant l'inflation est tirée de Stuber (2001), pour qui cette incertitude correspond à la mesure dans laquelle l'inflation ne peut être prévue sur la base de son évolution passée. Cependant, il n'existe pas dans la littérature de définition bien établie de l'incertitude caractérisant la sphère réelle de l'économie. Nous employons donc une définition semblable à celle retenue dans le cas nominal, c'est-à-dire que nous postulons qu'il s'agit de l'incertitude à laquelle les agents

économiques sont confrontés du fait que le taux de croissance de la production réelle ne peut être prédit à l'aide de son évolution passée.

Dans la plupart des études empiriques, les mesures de l'incertitude sont issues de méthodes statistiques, d'enquêtes ou d'analyses de régression. Nous décrivons ci-dessous ces trois types de mesures.

1.1.1 Mesures d'ordre statistique

Les mesures statistiques de l'incertitude relative à l'inflation résultent habituellement de l'application d'un filtre simple aux données. Divers auteurs ont utilisé l'écart-type mobile de l'inflation mesurée par l'indice de référence¹ (Stuber, 2001; Longworth, 2002) ou son coefficient de variation mobile (Kanago, 1998). Des indicateurs statistiques semblables peuvent être élaborés pour mesurer l'incertitude liée à l'économie réelle, comme l'écart-type mobile et le coefficient de variation mobile du PIB réel (Tableau 1).

1.1.2 Mesures fondées sur des enquêtes

Dans certaines études, l'incertitude est aussi mesurée au moyen d'enquêtes, telles que l'enquête Livingston aux États-Unis (Vroman, 1989). Au Canada, des données assez similaires peuvent être tirées de l'enquête annuelle de Watson Wyatt (anciennement KPMG) sur les prévisions à moyen terme des économistes et des gestionnaires de portefeuille concernant l'inflation². Une façon de mesurer l'incertitude entourant l'inflation est de calculer l'écart entre les prévisions correspondant aux premier et dernier quartiles (Stuber, 2001; Longworth, 2002). On peut également élaborer des mesures de l'incertitude concernant l'économie réelle à partir de l'enquête de Watson Wyatt sur les prévisions à moyen terme à l'égard du PIB réel.

1.1.3 Mesures fondées sur des régressions

La mesure de l'incertitude à l'aide de méthodes de régression a beaucoup évolué. L'une des premières mesures de l'incertitude entourant l'inflation est celle de Christofides et Wilton (1983), qui est beaucoup utilisée dans les

1. L'indice de référence correspond à l'indice des prix à la consommation (IPC) diminué de ses huit composantes les plus volatiles et corrigé de l'effet des modifications des impôts indirects sur les autres composantes (voir <http://www.banqueducanada.ca/fr/presse/background-f.pdf>).

2. Les participants à l'enquête de Watson Wyatt doivent formuler des prévisions moyennes à l'égard d'une série de variables, dont le PIB réel et l'inflation, à un horizon de deux à cinq ans (voir Stuber, 2001).

Tableau 1
Avantages et inconvénients des diverses mesures de l'incertitude

Mesure	Avantages	Inconvénients
Écart-type mobile	<ul style="list-style-type: none"> relativement facile à calculer 	<ul style="list-style-type: none"> ne tient pas compte des anticipations la variabilité n'implique pas l'incertitude
Coefficient de variation mobile	<ul style="list-style-type: none"> relativement facile à calculer mesure relative de l'incertitude 	<ul style="list-style-type: none"> ne tient pas compte des anticipations la variabilité n'implique pas l'incertitude
Mesure de dispersion fondée sur une enquête auprès de prévisionnistes	<ul style="list-style-type: none"> mesure <i>ex ante</i> fondée sur des prévisions 	<ul style="list-style-type: none"> enquête annuelle l'horizon des prévisions ne coïncide pas nécessairement avec la durée des contrats ne tient pas compte de l'incertitude propre à chaque prévision peut être interprétée comme une mesure du désaccord entre les prévisionnistes
Régressions sur échantillon mobile	<ul style="list-style-type: none"> modélisation explicite du processus de prévision très utilisées dans la littérature 	<ul style="list-style-type: none"> choix arbitraire de la structure des retards dans une équation polynomiale variance constante par hypothèse
Modèle ARCH ou GARCH	<ul style="list-style-type: none"> modélisation explicite du processus de prévision l'incertitude est une fonction croissante des erreurs de prévision 	<ul style="list-style-type: none"> forme d'incertitude relativement complexe mesure symétrique, quoique cette hypothèse puisse être levée mesure potentiellement sensible à la spécification du modèle
Modèle SVAR	<ul style="list-style-type: none"> les chocs nominaux et réels sont identifiés à l'aide d'un jeu de variables plutôt que d'une seule 	<ul style="list-style-type: none"> forme d'incertitude relativement complexe mesure potentiellement sensible à la spécification du modèle

travaux empiriques sur les déterminants de la durée des contrats. Elle est le fruit d'une série de régressions sur échantillon mobile du taux de variation trimestriel annualisé de l'IPC (P_t) par rapport à onze retards de cette variable dont les coefficients sont des fonctions polynômes du troisième degré, à savoir :

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_{t-1} + \dots + \alpha_{11} P_{t-11} + dTPS_t + e_t.$$

Il est à noter que nous avons inséré une variable muette (TPS_t) dans la formulation afin de tenir compte de l'effet des variations de prix liées à

l'adoption de la taxe sur les produits et services³. La date d'entrée en vigueur de cette taxe était bien connue des agents et son incidence sur le niveau des prix était prévisible. Christofides et Wilton ont établi qu'un polynôme du troisième degré était la fonction qui convenait le mieux aux données :

$$\alpha_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 + a_3 i^3.$$

L'incertitude pour un trimestre donné correspond à l'écart-type de la régression :

$$E.T.R. = \left(\left(\frac{1}{T-K} \right) \sum_{t=1}^n e_t^2 \right)^{\frac{1}{2}}.$$

L'équation est estimée de nouveau pour chaque trimestre en ajoutant une nouvelle observation à la fin de l'échantillon et en supprimant l'observation la plus ancienne de l'échantillon⁴.

Murphy (2000) a recours à une méthode semblable pour créer une mesure de l'incertitude fondée sur le taux de chômage aux États-Unis. Adaptée au Canada, sa méthode peut être assimilée à une régression sur échantillon mobile du taux de chômage trimestriel :

$$\mu_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{11} \delta_i \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{11} \lambda_i \pi_{t-1} + v_t,$$

où μ_t est le taux de chômage total et π_t est l'inflation mesurée par l'IPC. Le membre droit de l'équation comprend onze retards du taux de chômage et du taux d'inflation dont les coefficients sont des fonctions polynômes du troisième degré et du deuxième degré respectivement. L'inflation mesurée par l'IPC est incluse dans l'équation pour tenir compte des variations du taux de chômage attribuables à des facteurs nominaux. La mesure de

3. Notre spécification de la variable muette est tirée de Crawford et Kasumovich (1996).

4. Par exemple, si un contrat a été signé au quatrième trimestre de 1978, l'écart-type des résidus de la régression pour la période se terminant au troisième trimestre de 1978 est notre estimation de l'incertitude entourant l'inflation. Les régressions portaient sur une période mobile, l'échantillon initial allant du quatrième trimestre de 1960 au troisième trimestre de 1978.

l'incertitude liée à l'économie réelle est l'écart-type des résidus de la régression⁵.

L'incertitude au sujet de l'inflation peut aussi être calculée au moyen d'un modèle ARCH. Nous nous inspirons de l'étude de Crawford et Kasumovich (1996), dont la mesure est fondée sur un modèle autorégressif comportant des effets ARCH. La fonction de moyenne conditionnelle est définie par un processus AR(4)⁶ :

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \dots + \beta_4 \pi_{t-4} + dTPS_t + u_t,$$

où π_t est le taux de variation sur douze mois de l'IPC hors alimentation, énergie et effet des modifications des impôts indirects et TPS_t est une variable muette qui vise à prendre en compte l'incidence des variations de prix imputables à l'entrée en vigueur de la TPS. La variance conditionnelle de l'inflation est estimée à l'aide d'un processus ARCH (1) :

$$h_t = \phi_0 + \phi_1 u_{t-1}^2 + \phi_2 \pi_{t-1},$$

où π_{t-1} sert à représenter le lien entre l'incertitude et le niveau de l'inflation. L'incertitude entourant l'inflation est mesurée par la variance conditionnelle des prévisions de l'inflation établies à l'horizon d'un trimestre.

Nous utilisons un modèle autorégressif univarié avec hypothèse d'hétéroscédasticité conditionnelle généralisée (modèle GARCH univarié) pour obtenir une mesure approximative de l'incertitude concernant l'économie réelle. Comme l'inflation, la croissance de la production réelle du Canada ($ycan_t$) présente une forte hétéroscédasticité conditionnelle. Notre équation de moyenne conditionnelle peut être assimilée à une courbe IS de forme réduite :

$$ycan_t = \gamma_0 + \gamma_1 ycan_{t-1} + \gamma_2 yéu_t + \gamma_3 écart_{t-4} + \varepsilon_t,$$

5. La période d'estimation est la même que pour la mesure découlant de régressions sur échantillon mobile. Wallace (2001) a aussi élaboré une mesure de l'incertitude liée aux variables réelles à l'aide de techniques semblables. Cependant, sa mesure est fondée sur des chocs pétroliers et correspond plus précisément à l'écart-type des prévisions du prix du pétrole à l'horizon d'un trimestre obtenues grâce à l'estimation, sur la période 1947-1980, d'un modèle autorégressif de la différence première du prix du pétrole.

6. Le modèle est estimé sur la période allant du troisième trimestre de 1962 au deuxième trimestre de 2001.

où $yéu_t$ est la croissance du PIB réel des États-Unis et $écart_{t-4}$ est la structure des taux d'intérêt au Canada⁷. La variance conditionnelle de la croissance du PIB suit un processus GARCH (1,1)⁸ :

$$h_t = \Phi_0 + \Phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \Phi_2 h_{t-1}.$$

La dernière méthode de régression utilisée pour créer des mesures de l'incertitude est tirée de Rich et Tracy (2000), qui estiment un processus vectoriel autorégressif structurel (SVAR) inspiré d'un modèle de Galí (1992). Le processus SVAR comporte les quatre variables suivantes : la croissance de la production réelle, la variation du rendement nominal des bons du Trésor à trois mois, le rendement réel *ex post* des bons du Trésor à trois mois et la croissance de la masse monétaire réelle. Le choc macroéconomique réel est lié à la croissance de la production réelle et représente la mesure de l'incertitude concernant l'économie réelle. Les trois autres variables constituent le choc de demande globale et servent à mesurer l'incertitude caractérisant la sphère nominale de l'économie.

Le processus SVAR estimé ici est semblable dans son esprit à celui de Rich et Tracy. Il comprend les cinq variables suivantes : le PIB réel, le taux d'inflation, le taux d'intérêt réel à court terme, le taux d'intérêt réel à long terme et le taux de chômage. Au moyen de ce modèle, nous créons deux mesures globales de l'incertitude : une mesure de l'incertitude dans la sphère réelle, calculée à partir d'un choc permanent (PIB réel) et d'un choc de demande (taux de chômage), et une mesure de l'incertitude dans la sphère nominale, calculée à partir du taux d'inflation et des taux d'intérêt. Cette dernière mesure est donc plus large que la mesure de l'incertitude relative à l'inflation obtenue à l'aide du modèle ARCH. Notre période d'estimation va du deuxième trimestre de 1964 au quatrième trimestre de 2001 et repose sur un échantillon mobile de trois ans. L'Annexe 1 décrit notre modèle SVAR de façon plus détaillée.

7. Un retard de quatre trimestres de la structure des taux d'intérêt semble donner les meilleurs résultats (Cozier et Tkacz, 1994, avaient constaté la même chose).

8. Le test du multiplicateur de Lagrange révèle une concentration de la volatilité caractéristique d'un processus ARCH d'ordre un et conduit donc au rejet de l'hypothèse nulle de variance conditionnelle constante pour la période allant du quatrième trimestre de 1965 au deuxième trimestre de 2001. Lee (1991) a montré qu'un test du multiplicateur de Lagrange appliqué aux termes d'erreur d'un processus ARCH est identique à un test du multiplicateur de Lagrange appliqué aux termes d'erreur d'un processus GARCH. C'est pourquoi nous avons adopté un processus GARCH (1,1), qui décrit bien les données.

1.2 Évolution des diverses mesures de l'incertitude

L'évolution des diverses mesures élaborées est illustrée aux Figures 1 à 4. Les mesures statistiques de l'incertitude entourant l'inflation dénotent toutes une baisse tendancielle (Figure 1). En effet, le pic que présente l'écart-type mobile de l'inflation est relativement élevé dans les années 1980, période où l'inflation était elle aussi relativement forte, mais il ne l'est plus autant au cours de la décennie suivante. Le coefficient de variation affiche une évolution similaire, à la différence que son pic est plus haut au début des années 1990 que durant la décennie précédente. Comme l'inflation était beaucoup plus rapide pendant les années 1980, il n'est pas étonnant qu'une variation d'un point de pourcentage de l'inflation crée plus d'incertitude au cours de la décennie 1990 que durant la précédente.

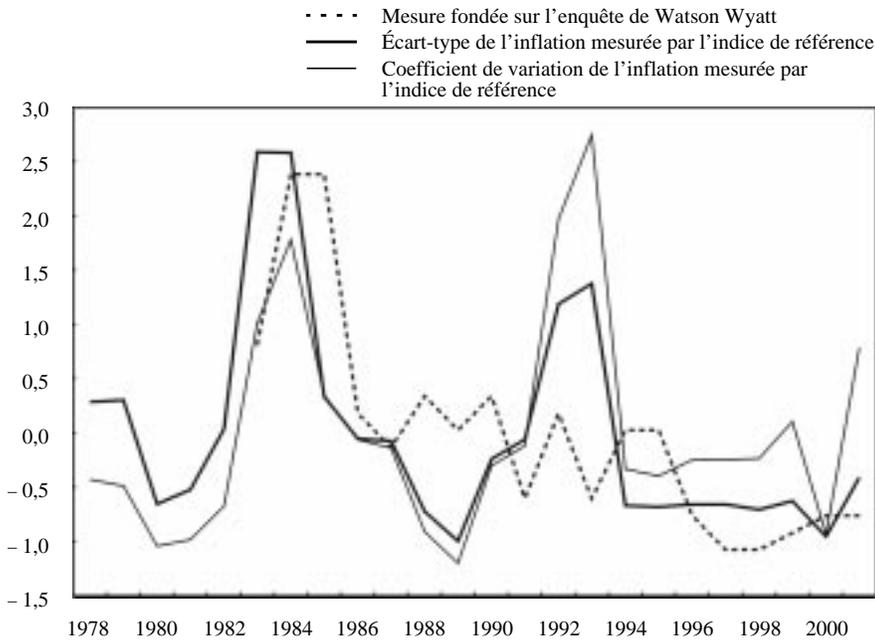
Par contraste, la mesure fondée sur l'enquête de Watson Wyatt s'est maintenue à un faible niveau depuis le milieu des années 1980, bien qu'elle ait clairement fléchi durant la deuxième moitié de la décennie 1990. Tant les mesures statistiques que celle basée sur l'enquête de Watson Wyatt témoignent d'un recul de l'incertitude au sujet de l'inflation durant la dernière partie des années 1990 et au début du nouveau millénaire.

À la Figure 2, les mesures de l'incertitude entourant l'inflation tirées de régressions présentent une tendance à la baisse plus marquée, à l'exception de celle issue du modèle SVAR. Le comportement différent de cette dernière peut tenir à nombre de facteurs, dont le ratio relativement élevé de la dette publique au PIB, qui a fait grimper les taux d'intérêt réels à long terme entre le début et le milieu des années 1990; ces taux sont inclus dans le modèle SVAR. La mesure obtenue à l'aide du modèle GARCH donne à penser que l'incertitude s'est sensiblement atténuée lorsque, selon toute apparence, le régime de l'inflation a changé (Ricketts et Rose, 1995), tandis que la mesure de Christofides et Wilton (1983) a diminué de façon plus ou moins continue au fil du temps.

Les mesures statistiques de l'incertitude concernant l'économie réelle (Figure 3) n'affichent pas des baisses aussi prononcées que les mesures de l'incertitude entourant l'inflation. De plus, elles sont davantage groupées autour de zéro, bien qu'elles soient relativement volatiles près des points d'inflexion. La mesure reposant sur l'enquête de Watson Wyatt a également augmenté à la fin des années 1990, à peu près au moment où les crises asiatique et russe se sont répercutées sur l'économie canadienne.

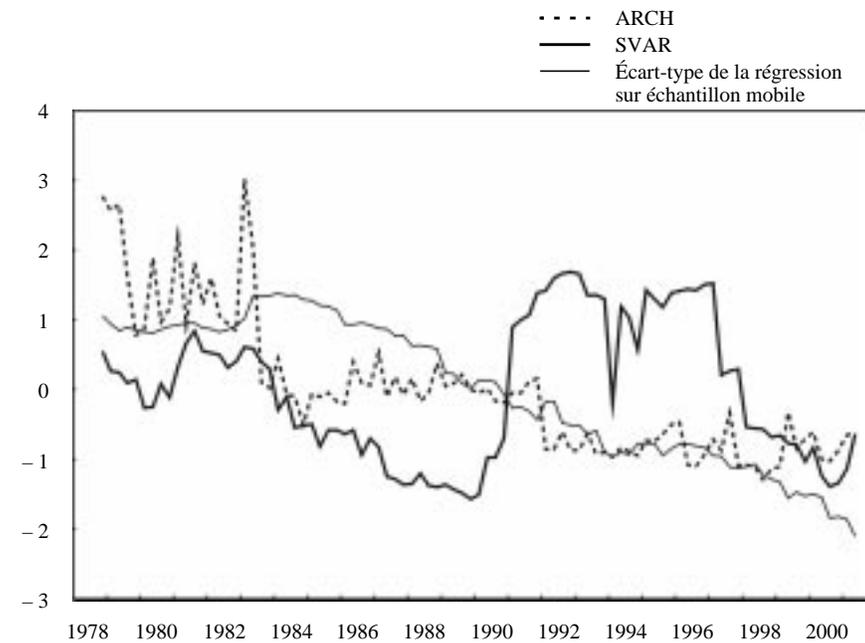
Les mesures économétriques de l'incertitude touchant l'économie réelle présentent une plus forte dispersion que les mesures statistiques. Debs (2001) a décelé un point de rupture structurel dans la variabilité de la croissance du PIB canadien au deuxième trimestre de 1991. Ce point de

Figure 1
Mesures statistiques de l'incertitude entourant l'inflation*



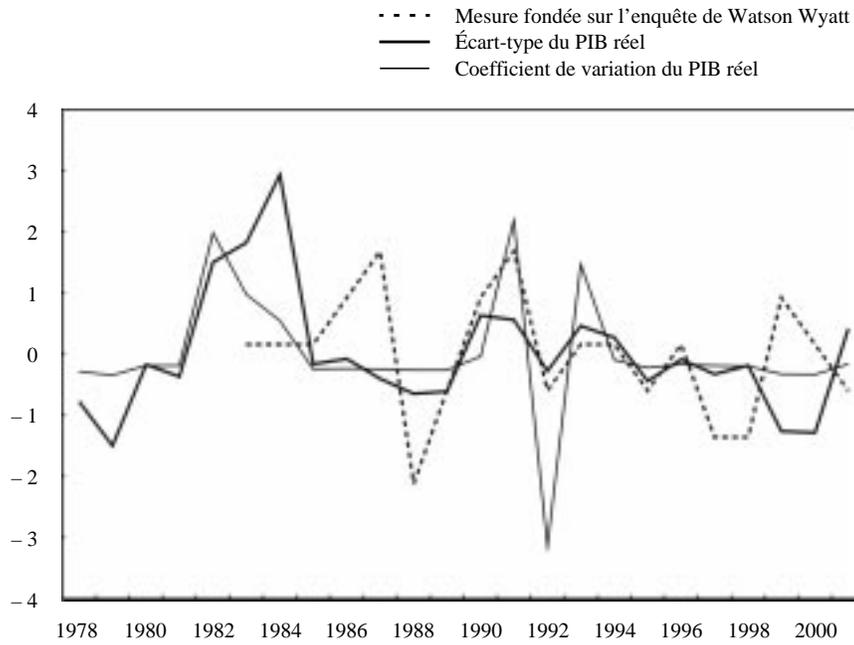
* Mesures centrées réduites, c'est-à-dire de moyenne nulle et d'écart-type égal à l'unité

Figure 2
Mesures économétriques de l'incertitude entourant l'inflation*



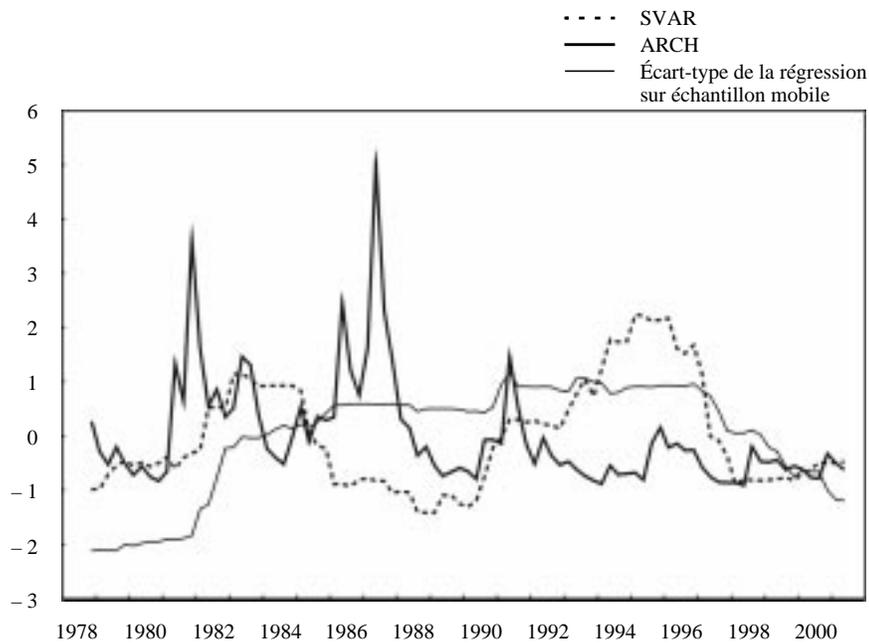
* Mesures centrées réduites, c'est-à-dire de moyenne nulle et d'écart-type égal à l'unité

Figure 3
Mesures statistiques de l'incertitude liée aux variables réelles*



* Mesures centrées réduites, c'est-à-dire de moyenne nulle et d'écart-type égal à l'unité

Figure 4
Mesures économétriques de l'incertitude liée aux variables réelles*



* Mesures centrées réduites, c'est-à-dire de moyenne nulle et d'écart-type égal à l'unité

rupture cadre avec le comportement de la mesure basée sur le modèle GARCH⁹. Par contraste, la mesure tirée du modèle SVAR révèle un accroissement de l'incertitude liée aux variables réelles dans les années 1990. La mesure tirée de régressions sur échantillon mobile proposée par Murphy (2000) s'est quant à elle accrue légèrement, de concert avec le taux de chômage, avant de chuter dans la dernière partie des années 1990, encore une fois à l'instar du taux de chômage. Toutes les mesures fondées sur des régressions indiquent un niveau d'incertitude relativement faible à la fin des années 1990.

1.3 Avantages et inconvénients des divers types d'indicateurs de l'incertitude

Les différences de comportement entre les mesures de l'incertitude nous ont naturellement amenés à nous demander laquelle de ces mesures se prête le mieux à nos recherches empiriques. Malheureusement, il n'existe guère de consensus à ce sujet dans la littérature. Chacun de ces types de mesures présente toutefois des avantages et des inconvénients évidents (Tableau 1).

Les mesures tirées d'enquêtes fournissent une bonne idée des renseignements dont les agents économiques disposaient au moment de signer leur contrat de travail ainsi qu'une mesure directe de l'incertitude, car elles ne sont pas révisées et reflètent les anticipations des prévisionnistes. Néanmoins, un défaut majeur des données de Watson Wyatt est leur fréquence annuelle. De plus, ces données n'existent que depuis 1983. Elles comportent un autre inconvénient encore plus sérieux : elles traduisent les opinions de prévisionnistes professionnels et sont très sensibles aux pronostics qui s'écartent fortement des autres. Pour cette raison, nous utilisons l'écart entre les prévisions du premier quartile et celles du dernier quartile plutôt que l'écart entre la prévision la plus élevée et la prévision la plus basse. Par ailleurs, il se peut que certains répondants ne révèlent pas leur meilleure prévision pour des raisons stratégiques ou pour en conserver la primeur. L'emploi des mesures tirées de l'enquête de Watson Wyatt suppose implicitement qu'elles sont très connues des parties en présence et qu'elles servent de base aux négociations.

Les mesures statistiques sont pour leur part faciles à calculer. Toutefois, un reproche que de nombreux auteurs adressent à ces dernières est qu'au moins une partie de leur variabilité est prévisible (Stuber, 2001). Par exemple, la

9. La mesure fondée sur le modèle GARCH révèle aussi une incertitude relativement élevée au début de 1987, laquelle peut s'expliquer par la forte variabilité de la croissance du PIB réel à cette époque. Le taux de croissance trimestriel annualisé du PIB réel est en effet passé de -2,2 % au quatrième trimestre de 1986 à 9,0 % au premier trimestre de 1987.

hausse de la variabilité statistique de l'IPC observée durant la première moitié des années 1990 était en partie attribuable à la réforme de la taxe de vente fédérale, qui a été annoncée bien avant son entrée en vigueur et qui était donc hautement prévisible. C'est pourquoi nous utilisons une mesure de l'inflation fondamentale qui exclut l'effet des modifications des impôts indirects. Il reste que cet indicateur demeure relativement volatile. En revanche, comme l'IPC est rarement révisé, les mesures de ce genre peuvent être considérées comme des indicateurs *ex ante* de l'incertitude. Ce n'est toutefois pas le cas des mesures de l'incertitude fondées sur le PIB, qui fait généralement l'objet d'importantes révisions au fil du temps¹⁰.

Bien que les mesures statistiques soulèvent peu de difficultés sur le plan des calculs, elles font abstraction d'un aspect essentiel du problème de l'agent : la prévision de l'inflation. En permettant de modéliser explicitement le processus de prévision, les méthodes de régression fournissent un meilleur outil de mesure de l'incertitude entourant l'inflation. Mais comme on ignore quelle spécification économétrique rend le mieux compte de la façon dont les agents perçoivent l'incertitude, un certain nombre de méthodes ont été proposées.

La mesure économétrique élaborée par Christofides et Wilton (1983) est facile à calculer et varie dans le temps en fonction du niveau de l'inflation. Mais une hypothèse sous-jacente à cette mesure est que la variance de l'inflation est constante dans le temps, ce qui n'est pas conforme au processus générateur de données. De plus, le choix de la structure des retards dans l'équation polynomiale est fondamentalement arbitraire. Une mesure plus raffinée peut être créée à l'aide d'un modèle GARCH. Cette méthodologie, qui n'existait pas à l'époque où Christofides et Wilton ont réalisé leur étude, permet de modéliser explicitement la variance de l'inflation. Le modèle utilisé dans la présente étude postule toutefois que les chocs d'inflation positifs et négatifs entraînent une hausse de même ampleur de la variance conditionnelle¹¹. La mesure de l'incertitude au sujet de l'inflation est également sensible à la formulation du modèle¹². Par contraste, la mesure de l'incertitude concernant l'économie réelle fondée sur le modèle GARCH ne paraît pas sensible à la façon dont la croissance

10. Ce problème pourrait être surmonté par l'emploi de données en temps réel sur le PIB, mais nous ne disposons pas encore d'une série chronologique suffisamment longue.

11. On peut accorder un poids plus élevé aux chocs positifs en utilisant un modèle GARCH asymétrique ou à seuil.

12. Crawford et Kasumovich (1996) constatent que l'incertitude liée à l'inflation est plus faible lorsqu'ils utilisent un modèle de forme réduite intégrant une courbe de Phillips plutôt qu'un processus autorégressif comme fonction de moyenne conditionnelle.

moyenne de la production réelle est modélisée¹³. Rich et Tracy soutiennent que l'un des avantages de l'approche SVAR est que celle-ci repose sur plusieurs variables macroéconomiques plutôt que sur une seule variable dont la définition est trop étroite pour fournir une mesure fiable.

Pour toutes ces raisons, nous préférons les mesures de l'incertitude issues de techniques de régression. Nous avons retenu les méthodes GARCH et SVAR dans l'analyse empirique, car celles-ci permettent de modéliser explicitement la variance conditionnelle et font intervenir un plus grand nombre de variables susceptibles d'influer sur les décisions des agents. Toutefois, nous n'avons pu établir avec certitude laquelle de ces deux méthodes produit la meilleure mesure. Nous présentons donc les résultats des estimations basées sur chacune. L'Annexe 3 fournit de l'information au sujet de l'effet des autres mesures de l'incertitude sur la durée des contrats.

2 Travaux empiriques consacrés aux déterminants de la durée des contrats de travail

Les recherches empiriques sur les déterminants de la durée des contrats de travail ont véritablement débuté au Canada avec Christofides et Wilton (1983). Au terme d'une analyse des données microéconomiques de Travail Canada sur les contrats salariaux signés entre 1966 et 1975, ces auteurs concluent à l'existence d'une relation inverse entre la durée des contrats et l'incertitude liée à l'inflation. Ils constatent que cette relation est plus manifeste lorsque les contrats ne contiennent pas de clause d'indexation, mais qu'elle est quand même perceptible dans le cas contraire. Christofides (1990) observe aussi une relation négative entre l'incertitude à propos de l'inflation et la durée des contrats, bien qu'elle ne soit pas significative aux seuils habituels.

Les travaux effectués à partir de données américaines sont plus nombreux. L'un des premiers chercheurs à avoir examiné empiriquement l'incidence de l'incertitude entourant l'inflation est Vroman (1989), qui emploie une mesure fondée sur le coefficient de variation des anticipations d'inflation tirées de l'enquête Livingston. D'après ses estimations, il existe une relation inverse significative entre l'incertitude liée à l'inflation et la durée des contrats. À partir d'une mesure de l'incertitude semblable à celle utilisée par Christofides et Wilton, Murphy (1992) conclut également à l'existence d'une relation inverse significative entre ces deux variables. Wallace et

13. L'addition du taux de change réel ou d'un indice des prix réels des produits de base non énergétiques à la fonction de moyenne conditionnelle du PIB réel n'a pas d'incidence significative sur la mesure de l'incertitude liée aux variables réelles.

Blanco (1991) sont les premiers à avoir étudié sous l'angle empirique l'incertitude relative à l'économie réelle. Leurs mesures de l'incertitude sont sectorielles et basées sur le niveau où se situent les prix à la production dans chaque secteur d'activité par rapport à l'indice global des prix à la production, alors que leur mesure de l'incertitude entourant l'inflation est fondée sur l'écart-type de prévisions établies à l'égard de la masse monétaire (à l'horizon d'une période) au moyen d'un modèle autorégressif simple. Wallace et Blanco ne décèlent aucun lien significatif entre la durée des contrats et chacun des deux types d'incertitude — pas plus que Wallace (2001), et ce, peu importe la source de l'incertitude. Murphy (2000) obtient des résultats favorables à l'hypothèse avancée par Danziger (1988) sur le partage efficace des risques, qui veut qu'une hausse de l'incertitude liée aux variables réelles entraîne un allongement de la durée des contrats. De plus, il observe qu'une plus grande incertitude au sujet de l'inflation (selon la mesure de Christofides et Wilton) tend à réduire la durée des contrats de travail.

Pour étoffer l'analyse et vérifier la robustesse des résultats obtenus précédemment à l'aide de données américaines sur les contrats de travail, Rich et Tracy (2000) font appel à un éventail de mesures de l'incertitude liée aux variables réelles et aux variables nominales. Ils constatent que le degré de signification de l'incertitude varie selon la mesure choisie. Par exemple, ils n'observent aucun lien significatif entre l'incertitude entourant l'inflation et la durée des contrats quand ils emploient la mesure de Christofides et Wilton. Par contre, les mesures tirées d'enquêtes similaires à celles qu'utilise Vroman (1989) font ressortir une relation inverse significative, tout comme les mesures fondées sur des modèles ARCH ou SVAR. Pour ce qui est de l'incertitude concernant les variables réelles, aucun lien significatif entre celle-ci et la durée des contrats n'est décelé, contrairement à ce que laisse supposer l'hypothèse de Danziger.

En somme, les résultats obtenus jusqu'ici dans la littérature, laquelle porte essentiellement sur les États-Unis, ne concordent pas, et la question de l'incidence des divers types d'incertitude sur la durée des contrats n'est toujours pas tranchée. Dans le cas du Canada, le nombre limité d'études empêche de tirer des conclusions. En outre, on ignore dans quelle mesure l'absence de concordance entre les résultats tient à la façon de mesurer l'incertitude plutôt qu'aux effets de l'incertitude même.

3 Faits stylisés relatifs à la durée des contrats

Nos données proviennent de la base de données sur les accords salariaux du ministère du Développement des ressources humaines du Canada. Cette base contient 11 743 conventions collectives applicables à 500 employés ou

plus conclues dans les secteurs privé et public depuis le premier trimestre de 1978. Les données que nous utilisons s'arrêtent au deuxième trimestre de 2001. La base de données indique le code d'identification de l'unité de négociation, le nombre d'employés, l'adoption ou non d'une clause d'indexation, les codes de province et de secteur d'activité et les dates de signature, d'entrée en vigueur et d'expiration de la convention collective¹⁴.

Dans la présente étude, nous nous intéressons uniquement au secteur privé, car les données relatives au secteur public sont fortement influencées par des facteurs institutionnels ponctuels (comme des gels de salaires, des suspensions de la négociation collective, etc.), ce qui les rend difficiles à interpréter. L'exclusion des accords salariaux conclus dans le secteur public a pour effet de réduire la taille de l'échantillon à 4 644 contrats. À cause de l'emploi de données retardées, l'échantillon ne commence qu'au quatrième trimestre de 1978, ce qui ramène à 3 631 le nombre de conventions collectives signées dans le secteur privé¹⁵. La Figure 5 montre l'évolution de la durée moyenne des contrats dans le temps. Bien que cette durée affiche une nette tendance à la hausse au cours de la période examinée, elle a particulièrement augmenté dans le secteur privé entre 1996 et 2000. La durée moyenne des conventions conclues dans le secteur public est inférieure d'environ cinq mois à celle que l'on observe dans le secteur privé.

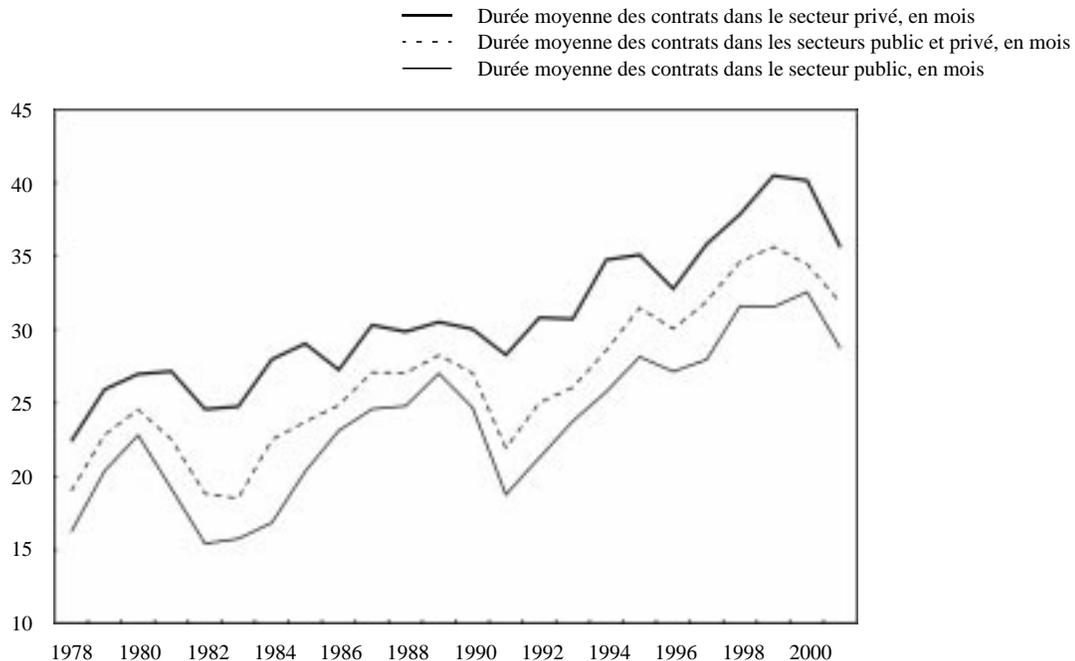
La grande majorité (77 %) des contrats sont de un, de deux ou de trois ans. Les contrats sont nettement échelonnés dans le temps : ils ne durent pas tous un an et ils ne sont pas tous signés à la même date au cours de l'année. La proportion des contrats d'un an a diminué de près de 50 % depuis l'adoption d'une cible d'inflation au Canada, et la fréquence des contrats de plus de 36 mois a augmenté entre 1991 et 2001. De fait, la durée moyenne des contrats s'est accrue d'environ huit mois au cours de la période étudiée¹⁶. La durée moyenne pondérée en fonction du nombre d'employés (30,1 mois) est presque identique à la durée moyenne non pondérée (30,4 mois) (Tableau 2). Sur l'ensemble de la période, une unité de négociation du

14. La date d'entrée en vigueur, qui peut être antérieure, égale ou postérieure à la date de signature, est celle à laquelle les dispositions du contrat de travail prennent effet. Dans la présente étude, la durée du contrat correspond au nombre de mois écoulés entre la date d'entrée en vigueur et la date d'expiration. Par exemple, si deux contrats successifs expirent aux périodes $t + 36$ et $t + 60$, leur durée est respectivement de 36 et de 24 mois.

15. Ces 3 631 contrats concernent 811 paires d'entreprises et d'unités de négociation, chaque paire étant ainsi représentée environ 4,5 fois dans les données.

16. D'après une étude du ministère du Développement des ressources humaines du Canada (2001), la proportion des conventions collectives de plus de 36 mois est plus forte dans le cas des unités de négociation de petite taille (composées de 100 à 499 employés), lesquelles ne sont pas comprises dans nos données.

Figure 5
Durée moyenne des contrats



secteur privé comptait en moyenne quelque 1 700 salariés; le nombre de salariés représentés accuse une baisse très modeste au fil du temps.

La durée moyenne des accords salariaux dans la région de l'Atlantique est légèrement supérieure à la moyenne nationale (32,9 mois contre 30,4) (Tableau 3). Quarante-neuf pour cent des conventions collectives conclues dans le secteur privé touchent le secteur de la fabrication (Tableau 4). C'est dans le secteur de la fabrication et l'industrie primaire que la durée moyenne des contrats est la plus longue (31 mois environ).

Environ 30 % de toutes les conventions collectives du secteur privé renferment une clause d'indexation, et la durée moyenne des conventions comportant une clause de ce genre dépasse de quelque cinq mois celle des autres accords salariaux. Environ 70 % des contrats en question durent 36 mois ou plus, ce qui est conforme à l'hypothèse voulant que l'indexation des salaires ait pour effet d'allonger la durée des contrats. La Figure 6 montre que la proportion des accords assortis d'une clause d'indexation n'a que peu diminué dans le temps et que la plus grande partie de la baisse est survenue au cours des années 1980. Il est intéressant de noter que la fréquence de ces clauses est demeurée à peu près la même au cours des années 1990 dans le secteur privé. Il semblerait donc que les syndicats soient réticents à renoncer à l'indexation même lorsque l'inflation est faible.

Tableau 2
Statistiques sommaires

Variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Durée (mois)	30,4	10,59	5,0	72,0
Nombre d'employés de l'unité de négociation	1 703	3 462,4	500	61 930
Variation du nombre d'employés	- 28,3	667,4	- 7 000	10 210
Fréquence des clauses d'indexation	0,30	0,46	0,0	1,0
Taux de chômage	9,3	1,64	6,7	12,9
Taux de syndicalisation	36,0	0,02	24,0	38,0
Grève	0,11	0,08	0,02	0,28
Incertitude liée à l'inflation — écart-type mobile sur 3 ans	0,7	0,7	0,02	2,5
Incertitude liée à l'inflation — coefficient de variation mobile sur 3 ans	0,2	0,1	0,006	0,5
Incertitude liée à l'inflation — mesure fondée sur une enquête	1,1	0,6	0,3	2,5
Incertitude liée à l'inflation — régression sur échantillon mobile	2,2	0,3	1,6	2,5
Incertitude liée à l'inflation — ARCH	1,4	0,8	0,4	3,8
Incertitude liée à l'inflation — SVAR	0,5	0,2	0,2	0,7
Incertitude liée aux variables réelles — écart-type mobile sur 3 ans	1,8	0,9	0,4	4,4
Incertitude liée aux variables réelles — coefficient de variation mobile sur 3 ans	1,0	2,7	- 7,1	6,6
Incertitude liée aux variables réelles — mesure fondée sur une enquête	0,6	0,1	0,3	0,8
Incertitude liée aux variables réelles — GARCH	0,4	0,2	0,3	1,4
Incertitude liée aux variables réelles — SVAR	0,2	0,09	0,1	0,4

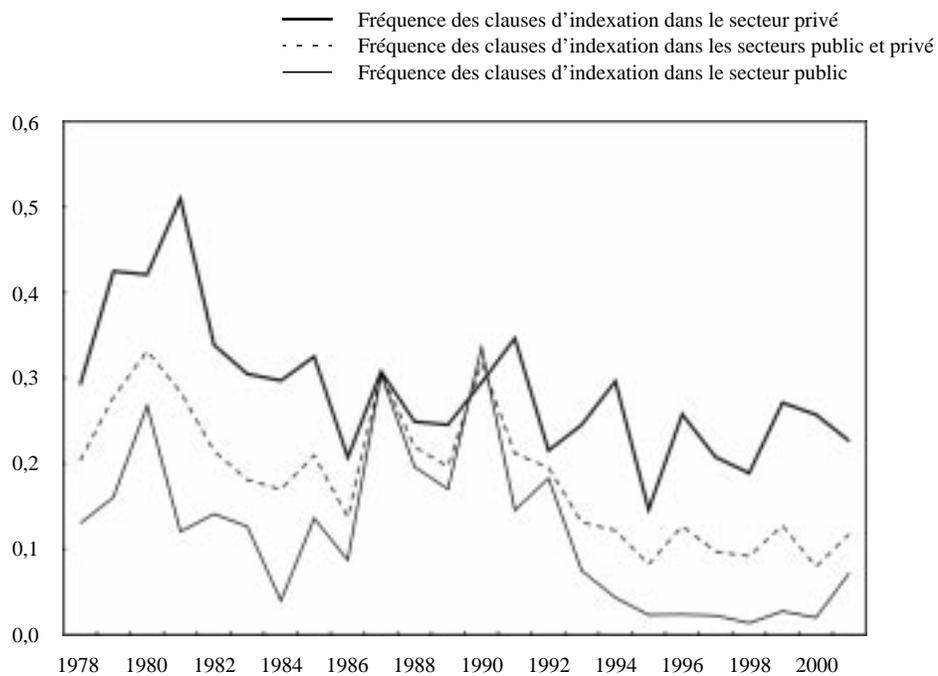
Tableau 3
Distribution régionale des conventions collectives

Région	Proportion
Atlantique	0,060
Terre-Neuve	0,015
Île-du-Prince-Édouard	0,001
Nouvelle-Écosse	0,026
Nouveau-Brunswick	0,020
Québec	0,212
Ontario	0,379
Prairies	0,110
Manitoba	0,033
Saskatchewan	0,017
Alberta	0,058
Colombie-Britannique	0,142
Plus d'une province	0,097

Tableau 4
Distribution sectorielle des conventions collectives

Secteur d'activité	Proportion
Industrie primaire	0,06
Services publics	0,03
Construction	0,14
Fabrication	0,49
Commerce de gros et de détail	0,10
Transport	0,08
Information et culture	0,03
Finance, immobilier et gestion	0,02
Éducation, santé et services sociaux	0,01
Loisirs et hôtellerie	0,04

Figure 6
Proportion des contrats assortis d'une clause d'indexation



4 Méthodes d'estimation

La décision quant à la durée du contrat de travail est vraisemblablement tributaire de l'inclusion ou non d'une clause d'indexation. Par conséquent, la méthode d'estimation doit tenir compte de cet élément. La méthode généralement utilisée est celle des moindres carrés en deux étapes (Vroman, 1989; Murphy, 1992), mais des chercheurs ont récemment eu recours à l'estimation d'un modèle probit d'équations simultanées, comme l'a proposé Heckman (1978) et en a discuté Maddala (1983). Ce modèle comporte plusieurs variantes, dont deux sont examinées ici.

Le premier modèle peut être décrit par l'ensemble d'équations suivant :

$$Durée_{it} = X_{1it}\alpha_1 + Index_{it}\beta_1 + u_{1i} , \quad (1)$$

$$Index_{it}^* = X_{2it}\alpha_2 + Durée_{it}\beta_2 + u_{2i} , \quad (2)$$

$$Index_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } Index_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{si } Index_{it}^* \leq 0 \end{cases} , \quad (3)$$

où $Durée_{it}$ est une variable continue qui exprime la durée de la convention collective en mois à compter de la date de signature; $Index_{it}^*$ est une variable dépendante latente mesurant la propension du contrat à comporter une clause d'indexation, laquelle variable prend la valeur un si le salaire stipulé est indexé sur le coût de la vie et la valeur zéro autrement; X_{1it} est un vecteur des variables exogènes (dont font partie les mesures de l'incertitude) susceptibles d'influer sur la durée de la convention; X_{2it} est un vecteur des variables exogènes (dont les mesures de l'incertitude) pouvant influencer la décision relative à l'insertion d'une clause d'indexation; et u_{1i} and u_{2i} sont des termes d'erreur aléatoires.

Comme l'indique l'Annexe 2, l'estimation du modèle nécessite l'imposition d'une contrainte sur les coefficients (voir Maddala, 1983), à savoir $\beta_1\beta_2 = 0$. Comme l'objectif de notre étude est d'examiner la durée des contrats, cette contrainte est imposée en fixant la valeur de β_2 à zéro dans l'équation relative à l'indexation (équation [2]). Nous avons recours à une analyse probit pour estimer cette équation au moyen de la méthode du maximum de vraisemblance. Nous intégrons les valeurs ainsi obtenues à l'équation ayant trait à la durée des contrats de travail (équation [1]), que nous estimons ensuite par la méthode des moindres carrés ordinaires

(MCO). Ce type de modèle a notamment été utilisé par Vroman (1989) et Rich et Tracy (2000).

Dans la seconde variante, l'équation (1) est remplacée par

$$Durée_{it} = X_{1it}\alpha_1 + Index_{it}^*\beta_1 + u_{1i} . \quad (4)$$

Dans cette formulation, la variable dépendante latente (le désir d'indexer le salaire) entre directement dans l'équation. Aucune contrainte n'est requise à des fins de cohérence. La forme réduite de l'équation (2) se ramène alors à un modèle probit que l'on peut estimer par la méthode du maximum de vraisemblance, et l'équation (4) est estimée par les MCO. Les valeurs obtenues sont insérées dans les équations structurelles, auxquelles on applique ensuite les MCO. Murphy (2000) a estimé un modèle de ce type. Il est difficile de savoir lequel des deux modèles est préférable. Dans le second, toutefois, le degré d'indexation peut influencer sur la durée du contrat. Il se peut donc que ce modèle renferme plus d'information que le modèle comportant une simple variable binaire. D'autres renseignements d'ordre méthodologique sont présentés à l'Annexe 2.

Dans la pratique, les deux approches donnent des résultats très semblables. C'est pourquoi nous présentons ci-après les résultats du premier modèle alors que ceux du second modèle sont exposés à l'Annexe 3 (Tableau A3.1). Notons que toutes les variables exogènes continues ont été transformées en variables centrées réduites et que les écarts-types des coefficients estimés sont robustes pour toutes les équations, l'hétéroscédasticité présente ayant été éliminée à l'aide de l'estimateur de Huber-White¹⁷. En outre, l'équation ayant trait à l'indexation contient des variables additionnelles susceptibles d'influer sur la décision relative à l'indexation, mais pas sur celle touchant la durée du contrat (voir l'Annexe 4).

5 Variables exogènes des régressions

En plus des mesures de l'incertitude, un jeu de variables plutôt standard est habituellement retenu dans l'analyse des déterminants de la durée des contrats. Ces variables représentent généralement un aspect des coûts de négociation ou le cycle économique.

Un jeu de variables macroéconomiques est associé à chaque contrat selon la date de signature de celui-ci. Ces variables, qui comprennent le taux de

17. Nous avons aussi corrigé les écarts-types afin de tenir compte de toute dépendance des observations entre les unités de négociation. Bien que cette correction ait modifié les écarts-types de certains coefficients, elle n'a pas affecté les inférences tirées des résultats, en ce sens que les variables qui étaient significatives le sont demeurées. Nous n'avons donc pas présenté les résultats corrigés.

chômage national¹⁸ et le taux de syndicalisation, ont pour valeur celle du trimestre où le contrat est signé.

Le taux de chômage est inclus pour deux raisons. Christofides et Stark (1996) l'utilisent comme mesure approximative du pouvoir de négociation des syndicats. D'après eux, une baisse du taux de chômage devrait s'accompagner d'un renforcement du pouvoir de négociation des syndicats et, par conséquent, d'une réduction de la durée des contrats. Vroman (1989), qui fait appel au taux de chômage comme indicateur des tensions sur le marché du travail, constate au contraire que la durée des contrats est procyclique : lorsque le marché du travail est tendu, les travailleurs concluent des contrats plus longs afin de jouir plus longtemps des gains obtenus.

Le taux de syndicalisation sert à mesurer le pouvoir de négociation des syndicats. Murphy (1992) soutient qu'une augmentation de la durée du contrat représente une concession importante de la part d'un syndicat; un affaiblissement du pouvoir de négociation devrait donc avoir tendance à allonger la durée des contrats.

La régression inclut aussi les mesures de l'incertitude calculées des diverses manières exposées ci-dessus. Les variables supplémentaires décrites ci-après sont extraites de la base de données sur les conventions collectives.

Le nombre d'employés qu'englobe l'unité de négociation est une variable souvent utilisée pour rendre compte de diverses facettes de la négociation. Le signe attendu de son coefficient est indéterminé. Cette variable peut refléter la taille des coûts de négociation ou de transaction. Si les unités de négociation plus grandes bénéficient d'économies d'échelle, le coefficient sera négatif. Par contre, si les négociations sont plus complexes dans le cas des unités plus grandes et que, partant, les coûts sont plus élevés, le coefficient sera positif. Le nombre d'employés syndiqués peut aussi être un indicateur du pouvoir de négociation. Murphy est d'avis que les syndicats sont moins enclins au risque que les entreprises¹⁹. Ainsi, un accroissement du pouvoir des syndicats tendrait à faire diminuer la durée des contrats. C'est pourquoi nous incluons la variation du nombre d'employés syndiqués d'un contrat à l'autre. Par exemple, une baisse de ce nombre devrait s'accompagner d'un allongement de la durée des contrats — le syndicat,

18. Le taux de chômage sectoriel permettrait de mieux tenir compte des conditions propres aux différents secteurs d'activité, mais ces données n'existent que depuis 1987.

19. Les grandes entreprises peuvent affecter plus de ressources et de personnel à leur négociation avec les syndicats. En outre, comme les petites entreprises sont moins enclines au risque, elle préfèrent signer des contrats plus courts, qui les lient pour moins longtemps.

affaibli, tentant d'assurer plus longtemps à ses membres la jouissance des gains obtenus (Rich et Tracy, 2000).

L'indexation est une autre façon de composer avec l'incertitude. Plusieurs auteurs (Vroman, 1989; Christofides, 1990; Rich et Tracy, 2000) ont observé une relation positive significative entre l'indexation et la durée des contrats, conformément à l'opinion selon laquelle les contrats de plus longue durée ont davantage tendance à prévoir une indexation et à prémunir les syndiqués contre les variations de prix défavorables.

Nous avons incorporé une variable de tendance aux régressions pour tenir compte de l'augmentation de la durée des contrats au cours de la période d'estimation. Cette variable correspond à l'année où le contrat est signé. Néanmoins, comme cette tendance à la hausse est plus marquée dans les années 1990, cette variable a été remplacée, dans l'une des formulations du modèle, par une variable muette qui prend la valeur un pour la période allant de 1992 à maintenant et la valeur zéro le reste du temps. L'ajout de cette variable muette cadre avec la conclusion que Ricketts et Rose (1995) tirent de l'estimation d'un modèle à changement de régime markovien, à savoir que le processus d'inflation au Canada aurait connu trois régimes distincts, dont un régime de faible inflation amorcé en 1992. Par ailleurs, l'inclusion de cette variable est également conforme à l'idée voulant que ce type d'incertitude soit lié non seulement au niveau de l'inflation, mais aussi au régime d'inflation (O'Reilly, 1998).

Enfin, nous avons utilisé deux jeux de variables muettes dans l'analyse de régression. Premièrement, comme la durée des contrats varie vraisemblablement selon les secteurs d'activité, un jeu de variables muettes sectorielles a été ajouté pour tenir compte de certains aspects des coûts de négociation qui ne sont pas appréhendés par d'autres variables²⁰. Ces variables muettes visent aussi à prendre en compte les différences de pouvoir de négociation entre les secteurs d'activité. Les fonctions de production diffèrent d'un secteur à l'autre, et le pouvoir d'une unité de négociation est probablement une fonction positive de l'importance du facteur travail dans le processus de production. Le secteur exclu est celui de la fabrication. Deuxièmement, un jeu de variables muettes régionales a été inséré afin de refléter l'hétérogénéité des conventions collectives à l'intérieur du pays, la région exclue étant l'Ontario²¹.

20. Les secteurs d'activité sont les suivants : loisirs et hôtellerie; finance, assurance et immobilier; éducation et santé; information et communications; industrie primaire; commerce de gros et de détail; fabrication; et transport.

21. Les régions sont les provinces de l'Atlantique, le Québec, l'Ontario, les provinces des Prairies et la Colombie-Britannique. De plus, nous avons ajouté une variable binaire dans le cas des contrats qui touchent plus d'une région.

En raison de la nature de notre base de données, certaines variables susceptibles de jouer un rôle explicatif dans la décision concernant la durée du contrat n'ont pu être incluses. La plupart de ces variables se rapportent aux conditions économiques propres à chaque entreprise²². Néanmoins, dans la mesure où ces variables sont propres au secteur d'activité, leurs effets seront pris en compte par les variables muettes sectorielles.

6 Résultats de l'estimation

Le Tableau 5 présente les résultats de l'estimation de l'équation de durée du premier modèle. Dans un premier temps, nous avons inclus seulement les mesures de l'incertitude liée à l'inflation ou aux variables nominales (outre les autres variables exogènes). Les coefficients de ces mesures sont négatifs et statistiquement significatifs, une baisse de ce type d'incertitude étant associée à un allongement de la durée des contrats. Cette relation inverse est conforme aux résultats de nombreux autres auteurs. En particulier, selon les résultats de la régression qui intègre la mesure de l'incertitude entourant l'inflation tirée du modèle GARCH, la durée des contrats diminue d'à peu près un mois lorsque ce type d'incertitude augmente d'un écart-type. Cet effet est réduit du tiers environ lorsque la mesure de l'incertitude basée sur le modèle SVAR est utilisée.

Le Tableau 6 montre les résultats obtenus lorsque nous introduisons dans ces mêmes équations une mesure de l'incertitude au sujet de l'économie réelle. Les coefficients des mesures de l'incertitude liée à l'inflation ou aux variables nominales sont à peu près inchangés. Toutefois, ceux des mesures de l'incertitude concernant l'économie réelle ne sont pas significatifs. Il est important de noter que, dans le cas de la mesure issue du modèle SVAR, la variable du taux de chômage a été omise dans l'équation, car elle est très fortement corrélée avec cette mesure. En règle générale, les résultats ne corroborent pas le point de vue selon lequel l'incertitude relative à l'économie réelle — du moins telle qu'elle est définie ici — joue un rôle important dans la durée des contrats.

Pour ce qui est des autres variables explicatives, le coefficient de la variable indexation (dont les valeurs sont tirées de l'équation [2]) est positif et significatif, ce qui indique que l'indexation a pour effet d'allonger la durée des contrats, toutes choses égales par ailleurs (c'est ce qu'ont également constaté Christofides et Wilton, 1983; Vroman, 1989; Rich et Tracy, 2000). Dans toutes les spécifications, la durée des contrats assortis d'une clause

22. Les profits des entreprises par secteur d'activité seraient une variable explicative intéressante, mais ces chiffres ne remontent pas avant 1988, ce qui est insuffisant pour les besoins de notre analyse.

Tableau 5
Résultats de l'estimation : incertitude liée à l'inflation
ou aux variables nominales

	1		2		3		4	
Indexation	4,8	(0,49)**	4,7	(0,49)**	4,8	(0,49)**	4,7	(0,49)**
Taux de chômage	-1,3	(0,17)**	-0,88	(0,20)**	-2,1	(0,19)**	-1,2	(0,20)**
Taux de syndicalisation	0,33	(0,19)	0,46	(0,19)**	0,50	(0,21)**	1,2	(0,19)**
Nombre d'employés	-0,26	(0,19)	-0,25	(0,19)	-0,28	(0,19)	-0,30	(0,19)
Variation du nombre d'employés	0,23	(0,15)	0,23	(0,15)	0,23	(0,15)	0,19	(0,15)
Tendance	0,60	(0,05)**	0,75	(0,03)**				
Variable muette — période de faible inflation					4,8	(0,46)**	10,3	(0,45)**
Incertitude liée à l'inflation (GARCH)	-0,99	(0,26)**			-2,4	(0,21)**		
Inc. liée aux var. nominales (SVAR)			-0,64	(0,17)**			-2,4	(0,21)**
Statistique F (secteurs)	9,4		9,3		8,3		7,8	
Statistique F (régions)	12,4		12,7		11,4		11,6	
R ²	0,24		0,24		0,24		0,24	

Nota : Les écarts-types robustes obtenus au moyen de l'estimateur Huber-White sont indiqués entre parenthèses. La présence d'un double astérisque indique que le coefficient est significatif au seuil de 5 %.

d'indexation dépasse de près de cinq mois celle des autres contrats. Le coefficient du taux de chômage est négatif et significatif, conformément au résultat de Vroman selon lequel les travailleurs cherchent à conclure des contrats plus longs lorsque le marché du travail est tendu. La taille de l'unité de négociation et sa variation semblent n'avoir aucune incidence significative sur la durée des contrats. Le processus de négociation offrirait donc peu d'économies d'échelle, et une baisse du nombre d'employés syndiqués n'inciterait pas les syndicats à rechercher des contrats de plus longue durée. Le taux de syndicalisation a un coefficient positif et généralement significatif, ce qui corrobore l'opinion voulant que le renforcement des syndicats donne lieu à un allongement de la durée des contrats (à l'inverse de l'hypothèse de Murphy, 1992). Selon le coefficient de la variable de tendance, qui est positif et significatif, la durée des contrats a progressé de quelque 0,7 mois par année pendant la période d'estimation.

Tableau 6
Résultats de l'estimation pour toutes les mesures de l'incertitude

	1		2		3		4	
Indexation	4,8	(0,49)**	4,6	(0,49)**	4,8	(0,49)**	4,7	(0,49)**
Taux de chômage	- 1,3	(0,17)**			- 2,1	(0,19)**		
Taux de syndicalisation	0,36	(0,19)	0,47	(0,19)**	0,50	(0,21)**	1,2	(0,18)**
Nombre d'employés	- 0,26	(0,19)	- 0,25	(0,19)	- 0,28	(0,19)	- 0,30	(0,19)
Variation du nombre d'employés	0,23	(0,15)	0,22	(0,15)	0,23	(0,15)	0,19	(0,15)
Tendance	0,59	(0,05)**	0,73	(0,03)**				
Variable muette — période de faible inflation					4,8	(0,49)**	10,0	(0,48)**
Incertitude liée à l'inflation (GARCH)	- 0,95	(0,26)**			- 2,4	(0,21)**		
Incert. liée aux variables réelles (GARCH)	- 0,23	(0,15)			0,01	(0,15)		
Incert. liée aux var. nominales (SVAR)			- 1,1	(0,21)**			- 2,9	(0,23)**
Incert. liée aux variables réelles (SVAR)			0,29	(0,23)			0,04	(0,24)
Statistique F (secteurs)	9,3		9,2		8,3		7,7	
Statistique F (régions)	12,4		12,5		11,4		11,4	
R ²	0,24		0,24		0,23		0,23	

Nota : Les écarts-types robustes obtenus au moyen de l'estimateur Huber-White sont indiqués entre parenthèses. La présence d'un double astérisque indique que le coefficient est significatif au seuil de 5 %.

De plus, la variable de tendance est très significative et est à l'origine d'environ la moitié du pouvoir explicatif des régressions. Notons enfin que le coefficient de la mesure de l'incertitude entourant l'inflation reste significatif lorsqu'une variable de tendance est ajoutée.

Même si les coefficients des variables muettes sectorielles et régionales ne sont pas indiqués, ils sont conjointement significatifs pour chacun de ces deux groupes de variables. D'après ces coefficients, la durée des contrats est significativement plus longue au Québec et dans la région de l'Atlantique qu'en Ontario, mais plus courte en Alberta, après prise en compte des autres facteurs. Au niveau sectoriel, la durée des contrats est significativement plus

courte dans les secteurs de l'éducation et de la santé, de la construction et des services publics que dans la branche manufacturière, mais elle n'est pas significativement différente dans les autres secteurs d'activité.

Comme nous l'avons noté ci-dessus, nous avons remplacé la variable de tendance par une variable muette prenant la valeur un à partir de 1992. Les résultats obtenus sont présentés dans les colonnes 3 et 4 des Tableaux 5 et 6. Le coefficient de la variable muette est positif et très significatif (comme c'est le cas aussi pour la variable de tendance), ce qui indique un allongement de la durée des contrats depuis l'adoption de la cible d'inflation. Bien que ce coefficient soit bien déterminé dans chaque régression, sa taille varie selon les mesures de l'incertitude utilisées. Il est plus faible lorsque celles-ci proviennent du modèle GARCH et plus élevé lorsqu'elles sont tirées du modèle SVAR. Le coefficient obtenu dans ce dernier cas témoigne d'une augmentation de la durée des contrats d'environ dix mois depuis l'adoption de la cible d'inflation.

Afin d'évaluer si les coefficients de pente se sont modifiés dans le temps, nous avons créé un terme d'interaction entre la variable muette relative à la période de faible inflation et la mesure de l'incertitude entourant l'inflation. Dans le cas de la mesure tirée du modèle GARCH, le coefficient de ce terme n'est pas significatif. Dans celui de la mesure issue du modèle SVAR, cependant, il est significatif et négatif. Ce dernier résultat porte à croire que la relation négative entre la durée des contrats et l'incertitude s'est accentuée avec le temps.

En résumé, les résultats de nos estimations plaident fortement en faveur de l'idée qu'une baisse de l'incertitude liée à l'inflation ou aux variables nominales entraîne un allongement de la durée des contrats au Canada. Par contre, le lien entre l'incertitude au sujet de l'économie réelle et la durée des contrats semble ténu. De plus, les résultats révèlent une augmentation de la durée des contrats depuis l'adoption de la cible d'inflation. Les Tableaux A3.2 et A3.3 de l'Annexe 3, qui montrent les résultats obtenus à l'aide des autres mesures de l'incertitude précédemment décrites, permettent une analyse sommaire de la sensibilité. Les résultats varient selon la mesure de l'incertitude employée et selon que l'on inclut la variable de tendance ou la variable muette.

Notons enfin que le pouvoir explicatif des régressions n'est pas élevé et qu'il pourrait être accru par l'inclusion de renseignements supplémentaires sur les unités de négociation. Par ailleurs, comme nos données n'ont trait qu'aux grandes entreprises, les écarts de taille entre les unités de négociation ne sont pas très importants. Autre lacune : la période étudiée est relativement courte et ne comprend pas les chocs pétroliers des années 1970, qui ont provoqué une hausse appréciable de l'inflation.

7 Conclusions et quelques implications de l'allongement de la durée des contrats

Nos résultats confirment les conclusions d'autres études tant canadiennes qu'américaines voulant qu'une diminution de l'incertitude entourant l'inflation donne lieu à un allongement de la durée des contrats. À l'instar des auteurs s'étant penchés sur le cas des États-Unis, nous n'avons pu établir si l'incertitude liée à l'économie réelle influe sur les décisions relatives à la durée des contrats. Les résultats deviennent beaucoup moins significatifs lorsqu'on utilise des mesures de l'incertitude obtenues au moyen de filtres simples ou reposant sur des données d'enquête. Il existe toutefois de bonnes raisons de préférer les mesures de l'incertitude issues de méthodes de régression.

Les mesures de l'incertitude pourraient néanmoins être améliorées. Par exemple, celles concernant l'inflation et l'économie réelle pourraient être estimées conjointement à l'aide d'un modèle GARCH en moyenne (comme celui de Grier et Perry, 2000, par exemple), ce qui permettrait peut-être d'accroître l'efficacité des estimations — bien qu'il ne soit pas certain que cette méthode modifierait notablement le comportement des mesures de l'incertitude ou les résultats. De plus, comme nous l'avons déjà mentionné, nous pourrions faire débiter la période d'estimation dans les années 1960, afin d'observer davantage de variations dans les données et de mieux vérifier l'incidence de l'incertitude sur la durée des contrats. Dans le cas du Canada, cela serait possible en combinant les données utilisées ici avec celles employées dans des études antérieures, dont celle de Christofides et Wilton (1983). Il pourrait également être utile d'enrichir les données en faisant intervenir, dans la mesure du possible, d'autres variables relatives au processus de négociation et à la situation économique qui régnait au moment de la signature d'un contrat. Le pouvoir explicatif des régressions pourrait s'en trouver amélioré.

Pour ce qui est des implications de nos résultats, nous nous limiterons à celles touchant trois domaines : l'endogénéité de la décision relative à la durée du contrat, la généralisation des résultats à une politique monétaire prenant le niveau des prix pour cible et les incidences sur le bien-être économique.

7.1 Endogénéité ou exogénéité de la durée des contrats

La durée des conventions collectives est importante du point de vue de l'efficacité de la politique monétaire, car les contrats de longue durée limitent la capacité des entreprises et des travailleurs à réagir à des chocs défavorables. Ainsi que Fischer (1977) l'a fait remarquer, l'existence de

contrats salariaux à long terme donne à l'autorité monétaire la possibilité de stabiliser la production même si les anticipations des agents sont rationnelles. Par conséquent, l'allongement de la durée des contrats qui a accompagné la chute de l'incertitude entourant l'inflation depuis le début des années 1980 peut avoir accru les rigidités nominales dans l'économie et le pouvoir stabilisateur de la politique monétaire.

Cependant, une hypothèse centrale de Fischer est que la durée des contrats est exogène. C'est également l'hypothèse retenue dans les études où les décisions concernant les salaires sont modélisées à l'aide de contrats à la Calvo (1983). Nos résultats indiquent toutefois que la décision relative à la durée du contrat et, par le fait même, au moment où les salaires seront renégociés dépend du niveau de l'incertitude entourant l'inflation, comme le soutiennent Gray (1978) et Canzoneri (1980). Ainsi, quand cette incertitude est élevée, les travailleurs syndiqués sont portés à signer des contrats de plus courte durée, toutes choses égales par ailleurs, ce qui implique des rajustements de salaire plus fréquents. Nos résultats étayent donc l'hypothèse d'endogénéité de la durée des contrats au Canada. Taylor (1999) fait un survol des études qui sont arrivées à cette même conclusion pour d'autres pays, mais peu d'auteurs semblent avoir pris pour point de départ cette hypothèse. Taylor signale néanmoins une tendance relativement récente à créer des modèles où le mode d'établissement des prix — partant, la durée des contrats — varie selon l'état de l'économie. Pour approfondir cet axe de recherche, on pourrait examiner le rôle de la rigidité des salaires nominaux lorsque la durée des contrats est endogène ainsi que ses implications pour la dynamique de l'inflation.

Nos résultats montrent aussi que la durée des contrats varie légèrement selon les secteurs d'activité. Bien que nous ne nous penchions pas spécifiquement sur les facteurs à l'origine de telles différences, celles-ci impliquent que l'incidence de la politique monétaire varie selon les secteurs. Cet effet différentiel de la politique monétaire semble peut-être aller de soi (voir Farès et Srouf, 2001), mais il se peut que les différences sectorielles dans la durée des contrats y contribuent. À notre étonnement, toutefois, nous n'observons pas de variations importantes de la durée des contrats d'un secteur à l'autre. En effet, seuls les secteurs de l'éducation et de la santé, de la construction et des services publics se démarquent du secteur de la fabrication sur ce plan.

Une question intéressante est de savoir pourquoi l'accroissement des rigidités nominales dans l'économie dû à l'allongement de la durée des contrats n'a pas fait augmenter la variabilité de la production. Devrait-on en conclure que des rigidités nominales accrues ne posent aucun problème pour la conduite de la politique monétaire? Dans le régime de politique monétaire

du Canada, le taux de change flottant joue certes un rôle important en tempérant la baisse de la production et de l'emploi induite par des chocs économiques défavorables, mais d'autres facteurs sont probablement aussi intervenus, dont une amélioration de la gestion des stocks, une réduction du nombre de variations des prix relatifs, des mutations dans la structure de l'économie canadienne et la conduite d'une meilleure politique monétaire (Debs, 2001; Longworth, 2002). Bien sûr, la rigidité des salaires nominaux n'a peut-être pas augmenté tant que ça. De fait, les contrats examinés ici ne concernent qu'une proportion relativement faible de la main-d'œuvre, puisqu'environ 30 % seulement de tous les salariés sont syndiqués, une proportion qui a très peu varié au cours de la période d'estimation. De plus, notre étude ne traite que du secteur privé. Il est possible également que les accords salariaux soient aujourd'hui mieux synchronisés, ce qui tendrait à réduire l'inertie liée à l'échelonnement des contrats dans le temps. Néanmoins, dans la mesure où la nature des accords salariaux examinés est semblable à celle des contrats conclus dans le secteur privé non syndiqué, nos conclusions devraient aussi tenir dans le cas général (Taylor, 1999). Malheureusement, le manque de données empêche d'analyser plus en détail les pratiques en matière d'établissement des salaires. D'autres recherches sont nécessaires sur cette question, ainsi que sur le lien entre la variabilité de la production et celle de l'inflation.

L'indexation permet aussi d'atténuer l'inertie nominale. Cependant, comme il est mentionné dans l'Annexe 4, la fréquence des clauses d'indexation dans le secteur privé a peu varié dans le temps, et nous avons trouvé peu de variables ayant un effet significatif sur les décisions relatives à l'indexation. De plus, il est important de noter que, si l'indexation réduit l'inertie nominale, elle amplifie l'incidence des chocs réels sur l'économie. Ainsi, un choc d'offre négatif provoque une hausse des prix et une baisse de la production. Lorsque le contrat comporte une clause d'indexation, les salaires augmentent au moment même où la production diminue, ce qui contribue à exacerber les retombées négatives du choc et causera vraisemblablement plus de licenciements que si le contrat n'était assorti d'aucune clause d'indexation. Les renseignements disponibles sur les conventions collectives ne permettent pas de déterminer si celles-ci contiennent des clauses liées à l'évolution des facteurs réels.

Outre les facteurs macroéconomiques susmentionnés, il existe d'autres raisons pour lesquelles les travailleurs et les entreprises concluent des contrats, tant explicites qu'implicites. Par exemple, ce ne sont pas seulement les coûts de négociation liés à l'incertitude qui amènent les entreprises et leurs salariés à s'engager par contrat. En effet, les importants coûts fixes occasionnés par l'embauche et le licenciement de personnel incitent les employeurs et leurs salariés à conclure des ententes de longue durée, surtout

dans le cas des travailleurs qualifiés. Les salaires et les contrats établis par les entreprises peuvent aussi être fondés sur la notion de salaire d'efficience en vue d'encourager l'effort et de décourager la paresse. Dans la mesure où elle est possible, la prise en compte des autres facteurs qui influent sur la décision des entreprises et des employés de s'engager par contrat serait également utile et permettrait de vérifier la robustesse des résultats touchant les mesures de l'incertitude.

7.2 Le cadre de conduite de la politique monétaire

Étant donné la chute apparente de l'incertitude liée à l'inflation et l'allongement de la durée des contrats depuis l'adoption d'une cible d'inflation par la Banque du Canada, la formulation de la cible en fonction du niveau des prix entraînerait-elle une réduction supplémentaire de l'incertitude et, par ricochet, une augmentation de la durée des contrats? Malheureusement, cette question reste pour l'instant sans réponse précise. On estime généralement que la stabilisation du niveau des prix exige qu'une inflation supérieure à la moyenne soit suivie d'une inflation inférieure à la moyenne. Il en résulterait une accentuation de la variabilité de l'inflation par rapport à ce que l'on observerait dans un régime où l'inflation est prise pour cible et où on n'essaie pas de revenir en arrière. De fait, comme Stuber (2001) le signale, s'il peut être facile de prévoir le taux d'inflation dans certaines circonstances, l'imprévisibilité du niveau des prix sur de longues périodes demeure relativement élevée à cause du phénomène de dérive. Un certain nombre d'auteurs contestent toutefois ce point de vue, en soutenant que l'imprévisibilité dépend de maints facteurs, tels que le degré de persistance de la production, la mesure dans laquelle les anticipations sont prospectives ou adaptatives et le type de courbe de Phillips pris pour hypothèse (Svensson, 1996; Kiley, 1998; Maclean et Pioro, 2001; et Srour, 2001).

7.3 Bien-être économique

L'un des principaux avantages de l'allongement de la durée des contrats est une baisse probable des coûts de transaction dans l'économie, toutes choses égales par ailleurs, et le gain de bien-être concomitant. En effet, lorsque les contrats sont plus longs, les agents économiques consacrent moins de temps, d'énergie et d'argent à tenter de prévoir l'inflation. Un autre avantage est la réduction du coût des conflits de travail, comme ceux que représente la production perdue par suite de grèves. Enfin, comme Longworth (2002) l'a fait remarquer, il est moins nécessaire de se protéger contre l'inflation inattendue, ce qui permet d'économiser d'autres ressources.

Annexe 1

Estimation du modèle SVAR

Nous décrivons ici le modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR) qui a servi à calculer quelques-unes des mesures de l'incertitude liée aux variables nominales et réelles. Cette approche, adoptée par Galí (1992) ainsi que par Rich et Tracy (2000), permet d'identifier les chocs structurels en procédant à une décomposition. Cinq variables sont utilisées pour répartir les chocs nominaux et réels, ce qui représente un avantage par rapport aux autres mesures de l'incertitude fondées sur une seule variable. Le PIB réel calculé au moyen d'un indice de prix en chaîne figure évidemment dans notre modèle. La variable nominale est le taux de variation de l'IPC global sur douze mois, qui nous permet de distinguer les chocs nominaux des chocs réels. Le taux de chômage est compris à cause de l'information qu'il fournit sur le niveau de l'activité économique. Enfin, le taux réel du financement à un jour et le taux de rendement réel des obligations d'État assorties d'une échéance d'au moins dix ans sont inclus en raison de leur capacité à expliquer les modifications des politiques monétaire et budgétaire et les décisions d'investissement à long terme. Toutes ces variables sont rendues stationnaires au besoin et sont ordonnées dans le modèle SVAR. Nous avons fait appel à huit retards pour éliminer l'autocorrélation des résidus.

Les chocs et les variables du modèle structurel peuvent être exprimés de façon synthétique comme suit :

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_0 \\ \varepsilon_{d1} \\ \varepsilon_{d2} \\ \varepsilon_{d3} \\ \varepsilon_{d4} \end{bmatrix} \text{ et } Z_t = \begin{bmatrix} \Delta PIB \\ \Delta \pi \\ \Delta u \\ rr_{ct} \\ rr_{lt} \end{bmatrix}, \quad (\text{A1.1})$$

où, par hypothèse, le PIB réel peut être scindé en une composante permanente et quatre composantes transitoires. Un nombre minimal de contraintes d'identification sont donc imposées sur la matrice de variance-covariance du vecteur des chocs structurels. Nous postulons que seul le choc d'offre a un effet permanent sur le niveau du PIB réel; les chocs de demande ont des effets transitoires mais aucune incidence à long terme sur le PIB réel. Cette hypothèse donne naissance à quatre contraintes. Nous en ajoutons d'autres encore pour distinguer les quatre chocs de demande. Avec l'imposition de ces contraintes, la matrice des effets à long terme est

triangulaire inférieure. Le modèle structurel est identifié à l'aide de la méthode de décomposition de Blanchard et Quah :

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_O & \varepsilon_{d1} & \varepsilon_{d2} & \varepsilon_{d3} & \varepsilon_{d4} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} PIB \\ \pi \\ u \\ rr_{ct} \\ rr_{lt} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ r_{21} & r_{22} & 0 & 0 & 0 \\ r_{31} & r_{32} & r_{33} & 0 & 0 \\ r_{41} & r_{42} & r_{43} & r_{44} & 0 \\ r_{51} & r_{52} & r_{53} & r_{54} & r_{55} \end{bmatrix} = \Gamma(1).$$

D'après les profils de réaction du PIB réel générés par ce modèle SVAR, les chocs transitoires présentent la forme habituelle d'une « bosse ». Les effets de ces chocs sur le PIB réel se dissipent avec le temps, alors que le choc d'offre a un effet cumulatif.

Le principal attrait du modèle SVAR relativement à l'analyse de l'incertitude est qu'il permet de calculer des mesures de celle-ci à partir des cinq types de chocs. La mesure de l'incertitude concernant l'économie réelle correspond à la somme pondérée de ε_O et de ε_{d2} . Celle de l'incertitude liée aux variables nominales est la somme pondérée de trois chocs : le choc monétaire ε_{d1} et les deux chocs de demande restants, ε_{d3} et ε_{d4} . Les différents chocs sont pondérés par leur variance respective (non normalisée), c'est-à-dire par les éléments de la diagonale de la matrice de variance-covariance contemporaine. Les écarts-types mobiles sur trois ans de ces deux sommes pondérées nous donnent nos mesures de l'incertitude. Le choix d'une période mobile de trois ans est fondé sur le temps de réaction du niveau du PIB réel à un choc permanent.

Annexe 2

Méthodologie économétrique

Une méthode couramment utilisée dans la littérature est le modèle probit d'équations simultanées mis au point par Heckman (1978), où la décision relative à l'indexation est considérée comme une variable dépendante latente. Le cadre d'analyse est le suivant :

$$Durée_{it} = X_{1it}\alpha_1 + Index_{it}\beta_1 + u_{1i}, \quad (A2.1)$$

$$Index_{it}^* = X_{2it}\alpha_2 + Durée_{it}\beta_2 + u_{2i}, \quad (A2.2)$$

$$Index_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } Index_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{si } Index_{it}^* \leq 0 \end{cases}. \quad (A2.3)$$

Heckman montre que la présence de la variable dépendante latente nécessite l'imposition d'une contrainte pour que le système soit identifiable (ou cohérent). Cette contrainte, qu'il appelle « hypothèse de principe », est $\beta_1\beta_2 = 0$. Pour se convaincre qu'elle est bien nécessaire, il suffit de substituer $Durée_{it}$ dans $Index_{it}^*$, ce qui donne

$$Index_{it}^* = Index_{it}\beta_1\beta_2 + X_{1it}\beta_2\alpha_1 + X_{2it}\alpha_2 + u_{1i}\beta_2 + u_{2i}.$$

Si $Index_{it} = 0$, alors

$$-(X_{1it}\beta_2\alpha_1 + X_{2it}\alpha_2) \geq u_{1i}\beta_2 + u_{2i}.$$

Si $Index_{it} = 1$, alors

$$-(X_{1it}\beta_2\alpha_1 + X_{2it}\alpha_2) - \beta_1\beta_2 < u_{1i}\beta_2 + u_{2i}.$$

Cela implique logiquement que $\beta_1\beta_2 = 0$. Aux fins de l'estimation, nous faisons donc l'hypothèse que $\beta_2 = 0$.

Dans un premier temps, l'équation (A2.2) se ramène à une équation probit que l'on estime au moyen de la méthode du maximum de vraisemblance, et des valeurs sont générées pour $Index_{it}$. Dans un second temps, ces valeurs sont substituées dans l'équation (A2.1), qui est ensuite estimée par les MCO (voir Maddala, 1983).

Une autre façon d'estimer le modèle est de faire entrer directement la variable dépendante latente $Index_{it}^*$ dans le système. L'équation (A2.1) devient ainsi

$$Durée_{it} = X_{1it}\alpha_2 + Index_{it}^*\beta_1 + u_{1i}. \quad (A2.4)$$

Cette approche (voir Maddala, 1983) consiste ensuite à estimer les formes réduites des équations (A2.2) et (A2.4) :

$$Durée_{it} = X\Pi_{durée} + v_{1i}, \quad (A2.5)$$

$$Index_{it}^* = X\Pi_{index} + v_{2i}, \quad (A2.6)$$

où le vecteur X contient toutes les variables exogènes du système. L'équation (A2.5) est estimée par les MCO et l'équation (A2.6) est une équation probit estimée par la méthode du maximum de vraisemblance. Les valeurs générées pour $Durée_{it}$ et $Index_{it}^*$ sont ensuite substituées dans les équations structurelles, auxquelles on applique les MCO. Cette approche soulève toutefois une autre complication. Comme $Index_{it}^*$ est une variable non observée, l'équation (A2.2) doit être normalisée, puis estimée par les MCO.

$$Durée_{it} = Index_{it}^*(1/\beta_2) - X_{2it}(\alpha_1/\beta_2) - u_{2i}/\beta_2, \quad (A2.7)$$

où $Index_{it}^*$ est obtenu à partir de l'équation (A2.6).

L'équation (A2.7) peut être résolue en fonction des coefficients α_1/β_2 et $1/\beta_2$ afin de générer les paramètres structurels de l'équation (A2.2). Comme la présente étude porte essentiellement sur la durée des contrats de travail, cette seconde étape n'a pas été franchie pour l'équation relative à l'indexation.

Il reste une dernière question : la variable (potentiellement endogène) des salaires doit-elle être incluse dans le système? Si elle doit l'être, son absence pourrait entraîner un biais dans les estimations. L'ajout d'une équation de salaire à chacun des modèles décrits ci-dessus représente une extension relativement simple. Nous avons tenté d'intégrer la variable des salaires au système d'équations où interviennent les mesures de l'incertitude obtenues à partir du modèle GARCH, mais nous avons constaté un problème de multicolinéarité entre cette variable et la mesure de l'incertitude entourant l'inflation. En effet, la variabilité des salaires nominaux a diminué parallèlement à cette incertitude, ce qui n'a rien d'étonnant. La corrélation entre les deux variables dépasse 0,7, et chacune livre essentiellement le même message lorsqu'elle est incluse dans l'équation de durée.

Annexe 3

Autres résultats d'estimation

Tableau A3.1
Résultats de l'estimation de l'équation de durée : modèle 2

	1		2		3		4	
Indexation	4,8	(0,48)**	4,5	(0,49)**	4,9	(0,49)**	4,7	(0,49)**
Taux de chômage	-1,2	(0,17)**			-2,0	(0,19)**		
Taux de syndicalisation	0,27	(0,19)	-0,15	(0,16)	0,41	(0,21)	0,43	(0,16)
Nombre d'employés	-0,26	(0,19)	-0,25	(0,19)	-0,28	(0,19)	-0,30	(0,19)
Variation du nombre d'employés	0,23	(0,15)	0,25	(0,15)	0,23	(0,15)	0,24	(0,15)
Tendance	0,59	(0,05)**	0,76	(0,03)**				
Variable muette — période de faible inflation					4,8	(0,49)**	10,6	(0,47)**
Incertitude liée à l'inflation (GARCH)	-0,99	(0,26)**			-2,4	(0,21)**		
Incert. liée aux variables réelles (GARCH)	-0,23	(0,15)			0,02	(0,16)		
Incert. liée aux var. nominales (SVAR)			-1,2	(0,21)**			-3,0	(0,22)**
Incert. liée aux variables réelles (SVAR)			0,43	(0,24)			0,17	(0,24)
R ²	0,24		0,24		0,23		0,23	

Nota : Les écarts-types robustes obtenus au moyen de l'estimateur Huber-White sont indiqués entre parenthèses. La présence d'un double astérisque indique que le coefficient est significatif au seuil de 5 %.

Tableau A3.2
Résultats de l'estimation : mesures de l'incertitude non issues de régressions

	1	2	3	4	5	6
Indexation	4,6 (0,49)**	4,7 (0,49)**	4,1 (0,57)**	4,7 (0,50)**	4,5 (0,50)**	4,2 (0,57)**
Taux de chômage	- 1,5 (0,21)**	- 1,3 (0,21)**	- 0,29 (0,40)	- 2,4 (0,23)**	- 2,2 (0,21)**	- 1,4 (0,43)**
Taux de syndicalisation	0,47 (0,21)	0,53 (0,19)**	- 1,4 (0,74)	0,90 (0,21)**	1,3 (0,19)**	- 2,0 (0,72)**
Nombre d'employés	- 0,25 (0,19)	- 0,24 (0,19)	- 0,28 (0,19)	- 0,25 (0,19)	- 0,25 (0,20)	- 0,31 (0,19)
Variation du nombre d'employés	0,22 (0,15)	0,23 (0,15)	0,24 (0,16)	0,19 (0,16)	0,19 (0,16)	0,22 (0,16)
Tendance	0,75 (0,03)**	0,70 (0,04)**	0,79 (0,07)**			
Variable muette — période de faible inflation				9,2 (0,47)**	9,8 (0,71)**	6,3 (0,57)**
Écart-type mobile — IPC	0,47 (0,21)			- 1,4 (0,24)**		
Écart-type mobile — PIB	0,07 (0,27)			1,4 (0,32)**		
Coefficient de variation — IPC		0,21 (0,22)			- 0,93 (0,33)**	
Coefficient de variation — PIB		- 0,37 (0,15)			0,40 (0,16)**	
Enquête — IPC			0,91 (0,34)**			0,17 (0,31)
Enquête — PIB			- 0,09 (0,19)			0,32 (0,21)
R ²	0,21	0,24	0,21	0,22	0,21	0,21

Nota : Les écarts-types robustes obtenus au moyen de l'estimateur Huber-White sont indiqués entre parenthèses. La présence d'un double astérisque indique que le coefficient est significatif au seuil de 5 %.

Tableau A3.3
Résultats de l'estimation : mesures de l'incertitude tirées
de régressions sur échantillon mobile

	1		2	
Indexation	4,6	(0,49)**	4,6	(0,49)**
Taux de chômage	- 1,1	(0,18)**	- 2,0	(0,21)**
Taux de syndicalisation	0,47	(0,19)**	0,78	(0,20)**
Nombre d'employés	- 0,24	(0,19)	- 0,25	(0,20)
Variation du nombre d'employés	0,22	(0,15)	0,21	(0,16)
Tendance	0,86	(0,10)**		
Variable muette — période de faible inflation			3,4	(0,74)**
Incertitude liée à l'inflation — régression sur échantillon mobile	0,77	(0,50)	- 2,3	(0,39)**
Incertitude liée aux var. réelles — régression sur échantillon mobile	- 0,22	(0,24)	1,1	(0,18)**
R ²		0,24		0,23

Nota : Les écarts-types robustes obtenus au moyen de l'estimateur Huber-White sont indiqués entre parenthèses. La présence d'un double astérisque indique que le coefficient est significatif au seuil de 5 %.

Annexe 4

Équation relative à l'indexation

La méthode d'estimation employée permet d'examiner les déterminants de l'insertion de clauses d'indexation dans les conventions collectives, même si ceux-ci ne constituent pas l'objet de notre étude¹. L'équation relative à l'indexation contient des variables additionnelles jugées susceptibles d'influer sur la décision de demander l'indexation et non sur la décision concernant la durée du contrat. Ces variables aident à différencier les deux décisions. Le choix des variables à retenir dans chaque équation (et à omettre dans l'autre) est arbitraire jusqu'à un certain point, et la théorie économique ne fournit que peu d'indications à ce sujet. Ainsi, le taux de chômage a été exclu, et quatre instruments ont été inclus dans l'équation d'indexation estimée à la première étape (mais pas dans l'équation de durée) afin de prendre en compte les éléments suivants : i) Le contrat précédent comportait-il une clause d'indexation? ii) À quel niveau le taux d'inflation sur douze mois se situait-il lorsque le contrat a été signé? iii) Y avait-il eu grève? iv) Le contrat était-il le premier conclu entre l'entreprise et le syndicat?

La dernière variable vise à rendre compte de l'évolution des coûts de transaction. La probabilité qu'une convention collective soit assortie d'une clause d'indexation est vraisemblablement plus grande dans le cas d'un premier contrat. La variable indiquant si le contrat précédent comportait une clause d'indexation a aussi été ajoutée pour refléter les coûts de négociation. En effet, ceux-ci auront tendance à être plus bas si le contrat précédent renfermait déjà une clause d'indexation. La variable d'inflation sert à représenter l'inflation attendue. Plusieurs auteurs ont fait valoir que cette variable ne devrait pas être incluse dans l'équation vu que l'élément important n'est pas le niveau anticipé de l'inflation, mais sa variabilité (Ragan et Bratsberg, 2000). Néanmoins, comme les résultats empiriques à ce sujet ne sont pas concluants, cette variable a été intégrée à l'équation. La variable grève est définie comme le pourcentage estimatif du temps de travail perdu à cause des grèves² et a aussi été incluse pour prendre en compte les coûts de négociation. Enfin, l'équation d'indexation contient une mesure de l'incertitude entourant l'inflation mais aucune de l'incertitude liée aux variables réelles, car l'insertion d'une clause d'indexation découle essentiellement du premier type d'incertitude.

1. Quelques études empiriques ont été consacrées à la question de l'indexation, comme celles de Cousineau, Lacroix et Bilodeau (1983) et de Christofides et Stark (1996).

2. Donnée par le quotient du nombre de salariés par le nombre d'employés en grève, pondéré par le nombre de journées travaillées au cours de l'année.

Comme le montre le Tableau A4.1, les variables ayant le plus grand pouvoir explicatif dans l'équation d'indexation sont la variable dépendante retardée et la variable indiquant s'il s'agit du premier contrat entre l'entreprise et le syndicat. De plus, les variables muettes sectorielles et régionales sont conjointement significatives. Les clauses d'indexation seraient moins fréquentes dans le secteur de la construction, celui du commerce de gros et de détail et celui des loisirs et de l'hôtellerie que dans le secteur de la fabrication. Au niveau régional, la fréquence de ces clauses est significativement plus faible en Alberta. Toutefois, contrairement à ce que l'on observe dans le cas de l'équation de durée, les mesures de l'incertitude entourant l'inflation sont rarement significatives et, lorsqu'elles le sont, leur coefficient est négatif, c'est-à-dire que la fréquence des clauses d'indexation aurait tendance à augmenter lorsque l'incertitude diminue. De prime abord, ces résultats peuvent paraître surprenants. Mais il importe de ne pas perdre de vue que la fréquence des clauses d'indexation dans les accords salariaux du secteur *privé* n'a pratiquement pas varié au cours de notre période d'estimation.

Tableau A4.1
Résultats de l'estimation de l'équation relative à l'indexation

	1	2	3	4	5	6
Nombre d'employés	0,04 (0,03)	0,04 (0,03)	0,04 (0,03)	0,04 (0,03)	0,01 (0,03)	0,04 (0,03)
Variation du nombre d'employés	0,03 (0,03)	0,03 (0,03)	0,03 (0,03)	0,03 (0,03)	0,02 (0,04)	0,03 (0,03)
IPC	0,04 (0,03)	0,02 (0,03)	0,00 (0,03)	0,02 (0,03)	-0,03 (0,04)	0,01 (0,03)
Premier contrat	-0,12 (0,03)**	-0,14 (0,03)**	-0,11 (0,03)**	-0,11 (0,03)**	-0,07 (0,07)**	-0,10 (0,03)**
Grève	0,06 (0,05)	0,10 (0,04)**	0,10 (0,04)**	0,06 (0,04)	-0,10 (0,06)	0,15 (0,05)**
Clause d'indexation dans le contrat précédent	2,4 (0,07)**	2,4 (0,07)**	2,4 (0,07)**	2,4 (0,07)**	2,5 (0,09)**	2,4 (0,07)**
Incertitude liée à l'inflation (GARCH)	0,09 (0,05)					
Incert. liée aux variables nominales (SVAR)		0,05 (0,03)				
Écart-type mobile — IPC			-0,06 (,04)			
Coefficient de variation mobile — IPC				-0,09 (0,04)**		
Enquête — IPC					-0,08 (0,05)	
Régression sur échantillon mobile — IPC						-0,09 (0,05)**
Statistique F (secteurs)	91,9	53,9	56,2	54,8	36,1	54,9
Statistique F (régions)	36,8	22,9	23	23,3	20,5	22,6

Nota : Les écarts-types robustes obtenus au moyen de l'estimateur Huber-White sont indiqués entre parenthèses. La présence d'un double astérisque indique que le coefficient est significatif au seuil de 5 %.

Bibliographie

- Amano, R., D. Coletti et T. Macklem (1999). « Monetary Rules When Economic Behaviour Changes », document de travail n° 1999-8, Banque du Canada.
- Calvo, G. A. (1983). « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework », *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, n° 3, p. 383-398.
- Canada. Ministère du Développement des ressources humaines. Directeurat de l'information sur les milieux de travail (2001). « Collective Bargaining Outlook for 2002 and 2001 Overview », Ottawa, le Ministère.
- Canzoneri, M. B. (1980). « Labour Contracts and Monetary Policy », *Journal of Monetary Economics*, vol. 6, n° 2, p. 241-255.
- Christofides, L. N., et D. A. Wilton (1983). « The Determinants of Contract Length: An Empirical Analysis Based on Canadian Micro Data », *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, n° 2, p. 309-319.
- Christofides, L. N. (1990). « The Interaction Between Indexation, Contract Duration and Non-Contingent Wage Adjustment », *Economica*, vol. 57, n° 227, p. 395-409.
- Christofides, L. N., et A. Stark (1996). « The Incidence and Intensity of Wage Indexation: An Empirical Analysis », *Applied Economics*, vol. 28, n° 2, p. 233-240.
- Cousineau, J.-M., R. Lacroix et D. Bilodeau (1983). « The Determination of Escalator Clauses in Collective Agreements », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 65, n° 2, p. 196-202.
- Cozier, B. V., et G. Tkacz (1994). « The Term Structure and Real Activity in Canada », document de travail n° 1994-3, Banque du Canada.
- Crawford, A., et M. Kasumovich (1996). « Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation? », document de travail n° 96-9, Banque du Canada.
- Crawford, A. (2001). « La prévisibilité du taux moyen d'inflation en longue période », *Revue de la Banque du Canada* (automne), p. 15-22.
- Danziger, L. (1988). « Real Shocks, Efficient Risk Sharing, and the Duration of Labor Contracts », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 103, n° 2, p. 435-440.
- Debs, A. (2001). « Testing for a Structural Break in the Volatility of Real GDP Growth in Canada », document de travail n° 2001-9, Banque du Canada.
- Farès, J., et G. Srouf (2001). « The Monetary Transmission Mechanism at the Sectoral Level », document de travail n° 2001-27, Banque du Canada.

- Fischer, S. (1977). « Long Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimum Money Supply Rule », *Journal of Political Economy*, vol. 85, n° 1, p. 191-205.
- Galí, J. (1992). « How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n° 2, p. 709-738.
- Gray, J. A. (1978). « On Indexation and Contract Length », *Journal of Political Economy*, vol. 86, n° 1, p. 1-18.
- Grier, K. B., et M. J. Perry (2000). « The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some GARCH-M Evidence », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 15, n° 1, p. 45-58.
- Harris, M., et B. Holmstrom (1987). « On the Duration of Agreements », *International Economic Review*, vol. 28, n° 2, p. 389-406.
- Heckman, J. J. (1978). « Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System », *Econometrica*, vol. 46, n° 4, p. 931-959.
- Jenkins, P., et B. O'Reilly (2001). « Monetary Policy and the Economic Well-Being of Canadians ». In : *The Review of Economic Performance and Social Progress, The Longest Decade: Canada in the 1990s*, sous la direction de K. G. Banting, F. St-Hilaire et A. Sharpe, Montréal, Institut de recherche en politiques publiques.
- Kanago, B. (1998). « The Relation between Contract Duration and Inflation Uncertainty: Further Evidence », *Journal of Macroeconomics*, vol. 20, n° 4, p. 811-819.
- Kiley, M. T. (1998). « Monetary Policy under Neoclassical and New-Keynesian Phillips Curves, with an Application to Price Level and Inflation Targeting », Washington, Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale.
- Lee, J. H. H. (1991). « A Lagrange Multiplier Test for GARCH Models », *Economics Letters*, vol. 37, n° 3, p. 265-271.
- Longworth, D. (2002). « Inflation et macroéconomie : changements survenus entre les années 1980 et 1990 », *Revue de la Banque du Canada* (printemps), p. 3-19.
- Maclean, D., et H. Pioro (2001). « Le rôle de la crédibilité dans les régimes prenant le niveau des prix pour cible ». In : *La stabilité des prix et la cible à long terme de la politique monétaire*, actes d'un séminaire tenu à la Banque du Canada, juin 2000, p. 179-215.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York, Cambridge University Press.
- Murphy, K. J. (1992). « Determinants of Contract Duration in Collective Bargaining Agreements », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 45, n° 2, p. 352-365.

- Murphy, K. J. (2000). « What Effect Does Uncertainty Have on the Length of Labor Contracts? », *Labor Economics*, vol. 7, n° 2, p. 181-201.
- O'Reilly, B. (1998). *The Benefits of Low Inflation: Taking Stock*, rapport technique n° 83, Ottawa, Banque du Canada.
- Ragan, J. F., Jr., et B. Bratsberg (2000). « Un-COLA: Why Have Cost-of-Living Clauses Disappeared from Union Contracts and Will They Return? », *Southern Economic Journal*, vol. 67, n° 2, p. 304-324.
- Rich, R., et J. Tracy (2000). *Uncertainty and Labor Contract Durations*, Banque fédérale de réserve de New York, coll. « Staff Studies », n° 106.
- Ricketts, N., et D. Rose (1995). « Inflation, Learning and Monetary Policy Regimes in The G-7 Economies », document de travail n° 1995-6, Banque du Canada.
- Srouf, G. (2001). « Price-Level versus Inflation-Targeting in a Small Open Economy », document de travail n° 2001-24, Banque du Canada.
- Stuber, G. (2001). « Implications of Uncertainty about Long-Run Inflation and the Price Level », document de travail n° 2001-16, Banque du Canada.
- Svensson, L. E. O. (1996). « Price Level Targeting vs. Inflation Targeting: A Free Lunch? », document de travail n° 5719, National Bureau of Economic Research.
- Taylor, J. B. (1999). « Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics », *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1B, sous la direction de J. B. Taylor et M. Woodford, Amsterdam, Elsevier Science, p. 1009-1050.
- Vroman, S. B. (1989). « Inflation Uncertainty and Contract Duration », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 71, n° 4, p. 677-681.
- Wallace, F. H., et H. Blanco (1991). « The Effects of Real and Nominal Shocks on Union-Firm Contract Duration », *Journal of Monetary Economics*, vol. 27, n° 3, p. 361-380.
- Wallace, F. H. (2001). « The Effects of Shock Size and Type on Labor-Contract Duration », *Journal of Labor Economics*, vol. 19, n° 3, p. 658-681.