

Évaluation critique et empirique de la rigidité à la baisse des salaires nominaux au Canada

Jean Farès et Thomas Lemieux

Introduction

Les analystes du marché du travail soupçonnent depuis longtemps que les employeurs, pour diverses raisons, sont réticents à réduire les salaires nominaux qu'ils versent aux travailleurs même lorsqu'ils éprouvent de graves difficultés financières. (On trouvera des observations récentes à ce sujet dans Bewley, 1999.) Depuis la parution de la *Théorie générale* de Keynes, cette présumée rigidité à la baisse des salaires nominaux a joué un rôle de premier plan dans bien des modèles du marché du travail et de l'économie. L'une des conjectures de Keynes était qu'en période de déflation, telle que la dépression des années 1930, la rigidité à la baisse des salaires nominaux se traduisait par une hausse des salaires réels, ce qui avait pour effet de prolonger et d'aggraver la crise.

Depuis une dizaine d'années, la rigidité à la baisse des salaires nominaux suscite un regain d'intérêt, pour plusieurs raisons. Sur le plan de la recherche, la disponibilité de riches ensembles de microdonnées longitudinales a permis aux chercheurs d'essayer de détecter une rigidité à la baisse des salaires à l'aide de tests formels. Du point de vue de la politique économique, la rigidité à la baisse des salaires est redevenue un sujet d'actualité du fait de la très faible inflation enregistrée dans un certain nombre de pays pendant les années 1990. Selon un raisonnement qui est lié de près à la conjecture de Keynes, lorsque l'inflation se situe à de très bas niveaux, il se peut que la rigidité des salaires nominaux empêche les rémunérations réelles de diminuer autant qu'elles le devraient quand l'économie subit des chocs négatifs. Fortin (1996), par exemple, invoque cet

argument pour expliquer que la récession des années 1990 ait été beaucoup plus longue et marquée au Canada, où l'indice des prix à la consommation (IPC) a augmenté de 1,4 % en moyenne de 1992 à 1997, qu'aux États-Unis, où il s'est accru de 2,9 % en moyenne pendant la même période.

Notre propos est double. Nous allons tout d'abord examiner d'un œil critique la littérature consacrée à l'étendue et aux conséquences de la rigidité à la baisse des salaires nominaux. La conclusion que nous tirons de cet examen est que, d'après les études récentes, fondées pour la plupart sur des microdonnées longitudinales américaines, la rigidité à la baisse des salaires apparaît indéniablement comme un phénomène important sur le marché du travail. La principale constatation qui se dégage de cette littérature est une forte densité des variations de salaires nominaux à la valeur zéro. La rigidité à la baisse des salaires nominaux existerait donc bel et bien.

Il est cependant beaucoup plus difficile de conclure, à partir d'un examen critique de la littérature, que cette rigidité des salaires nominaux influe sur la détermination des salaires et de l'emploi (ou du chômage) à l'échelle globale. Notre deuxième objectif est donc de jeter un nouveau regard sur les implications d'une telle rigidité pour la détermination des salaires et de l'emploi au Canada en période de faible inflation.

L'une des raisons expliquant la rareté des recherches consacrées à ce sujet au Canada est le caractère limité des données salariales disponibles ici, comparativement aux États-Unis. C'est pour cela que des chercheurs tels que Fortin (1996) et Crawford et Harrison (1998) se sont basés sur les chiffres de la rémunération tirés des conventions collectives pour étudier l'étendue et les conséquences de la rigidité à la baisse des salaires nominaux au Canada. Malheureusement, ces données, qui concernent les grandes entreprises dont le personnel est syndiqué, ne sont pas forcément représentatives de l'ensemble du marché du travail au Canada.

Afin de surmonter ces limites liées aux données, nous commençons par élaborer une nouvelle série salariale à partir des fichiers individuels provenant de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) de Statistique Canada pour la période allant de 1981 à 1997. Cette nouvelle série présente plusieurs avantages notables par rapport aux données disponibles antérieurement. En premier lieu, elle est basée sur une enquête représentative qui peut également servir à calculer des statistiques salariales par province ou par branche d'activité, entre autres choses. En second lieu, il est possible de tenir compte des changements de composition de la population active qui sont dus aux tendances séculaires ou au cycle économique, puisqu'on dispose grâce à l'EFC de renseignements détaillés sur le capital humain (p. ex. âge, niveau de scolarité) et les caractéristiques professionnelles (p. ex. branche d'activité, profession et ancienneté). Il

s'agit là d'un point important puisque, d'après des études telles que celle de Solon, Barsky et Parker (1994), les changements de composition de la population active ont tendance à atténuer les variations cycliques des salaires.

La prise en compte des changements de composition de la population active revêt une importance toute particulière lorsqu'on examine les effets de la rigidité à la baisse des salaires nominaux, étant donné que l'on considère que cette dernière s'applique uniquement aux travailleurs qui ne changent pas d'employeur. En période de récession, il se peut qu'on croie à tort détecter une rigidité à la baisse des salaires globaux si les travailleurs qui perdent leur emploi gagnent systématiquement moins que ceux qui le conservent. Cet effet de composition se traduit par un biais vers le haut dans l'évolution globale des salaires, qui pourrait masquer une baisse des salaires réels chez les travailleurs qui gardent leur emploi.

Nous utilisons donc la nouvelle série salariale pour analyser la relation entre les variations du salaire réel et la conjoncture économique. L'une des conséquences majeures de la rigidité à la baisse des salaires nominaux sur le plan empirique est que, en cas de choc négatif, le salaire réel devrait diminuer moins quand l'inflation est faible plutôt qu'élevée parce que la rigidité des salaires nominaux est davantage susceptible d'avoir un effet contraignant dans ce cas. Nous tentons de vérifier s'il en est bien ainsi en estimant une « courbe de Phillips des salaires réels », qui rattache le taux de chômage à la variation des salaires réels. S'il est vrai que la rigidité des salaires nominaux empêche les salaires réels de s'ajuster (à la baisse) en période de faible inflation, la courbe de Phillips devrait être *plus plate* quand le taux d'inflation est bas.

Nous mettons en œuvre plusieurs stratégies empiriques pour essayer de déterminer si la courbe de Phillips s'est aplatie dans les années 1990, lorsque l'inflation est passée sous les 2 %. Nous analysons d'abord le comportement de la série globale des salaires réels, pour constater qu'il est partiellement compatible avec cette hypothèse. Jusqu'en 1992 (année où le taux d'inflation est tombé « de façon permanente » sous les 2 %), une relation négative et statistiquement significative a été observée entre le taux de chômage et l'évolution des salaires réels. Depuis 1992, cette relation ne se vérifie plus, ce qui donne à penser que les salaires réels n'ont pas diminué autant qu'ils l'auraient dû aux pires moments de la récession des années 1990. L'une des préoccupations que suscitent ces résultats tient toutefois au fait que d'autres facteurs non représentés, tels que des chocs d'offre ou le mode de formation des attentes, pourraient également avoir changé pendant cette période. En outre, l'estimation de la relation entre les variations du salaire réel et le taux de chômage au cours des années 1990 manque de précision à cause de la petite taille de l'échantillon.

Notre deuxième stratégie empirique fait appel aux différences de conjoncture économique entre les périodes et entre les provinces canadiennes pour faire ressortir les modifications éventuelles de la relation entre le taux de chômage et le comportement des salaires réels. Étant donné que les diverses provinces sont soumises à des chocs différents à des moments différents, il est en principe possible de cerner le rapport entre l'évolution des salaires (au niveau provincial) et le taux de chômage (au niveau provincial), tout en neutralisant les facteurs qui s'appliquent à l'échelle nationale par l'introduction de variables muettes relatives à l'année (sans l'imposition de contrainte). Conformément à nos attentes, les provinces où l'on observe une hausse du taux de chômage relatif ont tendance à voir diminuer la croissance relative des salaires. Cette relation ne paraît toutefois pas s'être modifiée au fil du temps. Autrement dit, ces « courbes de Phillips provinciales » ne sont pas devenues plus plates en période de très faible inflation.

Enfin, nous mettons à profit la richesse des données recueillies dans le cadre de l'EFC pour mieux comprendre le comportement cyclique des salaires réels au Canada de 1981 à 1997. Nous constatons que, durant les récessions des années 1981-1983 et 1990-1992, les salaires réels des travailleurs relativement âgés et ayant plus d'ancienneté sont restés relativement constants. La baisse des salaires réels a surtout frappé les travailleurs jeunes et ceux qui venaient de décrocher un emploi. Il semble que, peu importe le taux d'inflation, les nouveaux arrivants sur le marché du travail subissent une part disproportionnée des ajustements de salaires réels au cours des diverses phases du cycle économique. C'est peut-être la raison pour laquelle la rigidité à la baisse des salaires nominaux, dont l'effet contraignant se fait surtout sentir, probablement, dans le cas des travailleurs relativement âgés ou ayant plus d'ancienneté, ne paraît avoir qu'un effet modeste sur les salaires et l'emploi globaux.

Voici le plan de l'étude. La première section présente une évaluation critique de la littérature et met en évidence les principales lacunes de nos connaissances au sujet de l'effet de la rigidité à la baisse des salaires nominaux sur les salaires et l'emploi. La deuxième section décrit les données de l'EFC et explique la manière dont nous élaborons la nouvelle série salariale. À la troisième section, nous estimons les courbes de Phillips des salaires réels tant pour l'ensemble du Canada que pour les provinces. Nous essayons également de concilier les différents résultats ou observations en analysant l'évolution des salaires réels en fonction de l'ancienneté. La dernière section renferme nos conclusions.

1 Examen de la littérature

Nous passerons ici en revue quelques-uns des travaux consacrés récemment à l'étude des asymétries de la distribution des variations salariales à partir de microdonnées. La rigidité à la baisse des salaires nominaux pourrait de toute évidence être une source d'asymétrie, mais d'autres facteurs, par exemple les coûts d'étiquetage, pourraient aussi expliquer les asymétries observées. Nous examinons les résultats qui militent en faveur des deux hypothèses; nous faisons ensuite valoir que, du point de vue de la politique monétaire, il est plus intéressant d'analyser l'effet de la rigidité des salaires nominaux sur les salaires globaux et, par voie de conséquence, sur l'emploi. Nous présentons un résumé des études récentes portant sur la question.

1.1 Distribution asymétrique des variations salariales

La littérature empirique qui fait appel à des microdonnées connaît un développement très rapide. Nous nous limiterons à quelques études représentatives reposant sur des données recueillies aux États-Unis ainsi qu'à des recherches plus récentes mettant à contribution des statistiques relatives aux ménages britanniques et des données canadiennes. Les auteurs de ces travaux se penchent généralement sur la distribution des variations de salaires nominaux au cours d'une année moyenne (surtout en période de faible inflation). Leurs constatations sont les suivantes :

- Il y a relativement peu de réductions salariales.
- La distribution présente un pic de densité à zéro.

1.1.1 Quelle est la fréquence des réductions de salaires?

McLaughlin (1994) établit que les baisses de salaires nominaux n'étaient pas rares aux États-Unis entre 1976 et 1986. À partir de données d'enquête recueillies dans le cadre de l'étude par panel de la dynamique des revenus (Panel Study of Income Dynamics ou PSID), il observe que 17 % des travailleurs qui sont restés dans la même entreprise ont subi une diminution de leur rémunération nominale. Ces résultats ont été confirmés par des études ultérieures basées sur la même enquête. Card et Hyslop (1997) montrent en particulier que, au cours d'une année type de la décennie 1980, de 15 à 20 % des travailleurs n'ayant pas changé d'emploi ont vu leur salaire nominal baisser. Pour leur part, Lebow et ses collaborateurs (1995) obtiennent un chiffre similaire de 18 %, en moyenne, entre 1971 et 1988.

Les faits stylisés établis à partir d'autres sources dépeignent généralement un tableau analogue. Se fondant sur des données tirées de l'étude par panel des ménages britanniques (British Household Panel Study

ou BHPS), Smith (2000) constate que, en moyenne, 23 % des travailleurs ont vu diminuer leur rémunération hebdomadaire nominale sur une année au cours de la période 1992-1996. Les faits sont toutefois moins concluants au Canada. Les résultats de l'enquête de Statistique Canada portant sur l'activité du marché du travail pour les années 1988-1990 et de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) menée en 1993 sont analogues à ceux de la PSID, l'EDTR indiquant un nombre étonnamment élevé de réductions salariales en 1993. Par contre, la distribution des variations salariales qui ressort des conventions collectives conclues dans le secteur syndiqué de l'économie ne présente à peu près aucune densité à gauche de zéro.

Akerlof et coll. (1996) font valoir que la variation des salaires déclarés dans la PSID est le résultat d'erreurs de mesure. Bien que l'erreur de mesure n'ait fait l'objet d'aucune étude approfondie au Canada, McLaughlin (1994) et Smith (2000)¹ calculent que les réductions de salaires peuvent être attribuées à hauteur d'environ 5 points de pourcentage à l'erreur de mesure, ce qui ramène la fréquence des baisses de salaires nominaux à des niveaux quand même élevés de 12 % dans la PSID et de 18 % dans la BHPS.

1.1.2 Le pic observé à zéro dans la distribution des variations salariales

Dans toutes ces études, la distribution des variations de salaires nominaux présente un pic de densité marqué à la valeur zéro. Card et Hyslop (1997) signalent que, dans l'échantillon de la PSID, la proportion des travailleurs qui subissent une variation salariale de zéro sur un an parmi ceux qui ont gardé leur emploi est de 8,3 % au cours des années 1970 et de 16 % pendant les années 1980. Smith (2000) montre que, au Royaume-Uni, cette proportion est égale à 9 % entre 1992 et 1996. Dans le cas du Canada, la proportion des gels salariaux serait de 19,4 % dans le secteur privé syndiqué entre 1992 et 1996 selon Crawford et Harrison (1998).

Il se peut toutefois que certains facteurs institutionnels, n'ayant aucun lien avec la rigidité fondamentale des salaires, amplifient ce pic à zéro. Il est également possible que la conclusion de contrats de travail de longue durée ou l'arrondissement des données expliquent en partie la plus forte densité des variations salariales à zéro.

Afin de neutraliser l'effet des contrats de longue durée, on peut calculer la proportion des travailleurs dont le salaire ne change pas au cours

1. Il vaut la peine de signaler que, dans l'enquête menée au Royaume-Uni, les travailleurs interrogés ont la possibilité de vérifier leur bordereau de paie lorsqu'ils déclarent leur rémunération, ce qui réduit sensiblement les risques d'erreur de mesure.

de différentes périodes. Card et Hyslop (1997) montrent que la densité à zéro est ramenée à 2,6 % dans les années 1970 et à 8,1 % dans les années 1980 quand la distribution des variations salariales est établie sur deux ans. Sur trois ans, ces proportions tombent à 1,2 % et à 4,7 % respectivement². Smith (2000) établit qu'au Royaume-Uni, entre 1992 et 1996, la densité à zéro descend à 4 % quand la croissance salariale est définie sur deux ans et à 2,5 % lorsqu'on la mesure sur trois ans. Crawford et Harrison (1998) signalent une réduction analogue du pic de la distribution à zéro au Canada quand on modifie la définition des réductions salariales. La proportion des gels salariaux dans le secteur privé syndiqué entre 1992 et 1996 tombe à 12,9 % si la distribution est établie sur la durée totale des contrats de travail³.

Lebow et ses collaborateurs (1995) calculent que, une fois pris en compte les problèmes d'arrondissement et de mesure, près de 40 % de la densité de la distribution à zéro — si l'on considère les variations salariales sur un an — est due à l'arrondissement, tandis que Smith prétend que l'élimination de l'erreur de mesure permettrait de diminuer cette densité de moitié. Il n'empêche que les variations salariales qui subsistent à la valeur zéro demeurent importantes.

1.2 La source des asymétries

Étant donné que la « vraie » distribution des variations de salaires (ou de la productivité) n'est pas observable, il est difficile de détecter l'origine des distorsions qui entachent la distribution observée. Deux hypothèses, à savoir l'existence d'une rigidité à la baisse des salaires nominaux et la présence de coûts d'étiquetage, sont habituellement avancées. S'il est vrai que les deux types de rigidité entraînent un amincissement de la queue gauche de la distribution et un accroissement de la densité à zéro, la présence de coûts d'étiquetage fait également obstacle à de faibles variations positives.

Si l'on suppose que la distribution des variations salariales est symétrique par rapport à sa médiane et que la rigidité à la baisse des salaires nominaux a un effet contraignant uniquement à gauche de celle-ci, la différence entre les deux queues de la distribution devrait permettre de repérer la source de la rigidité. Autre possibilité, les variations dans le temps pourraient aider à distinguer les effets de la rigidité à la baisse des salaires de ceux des autres types de facteur institutionnel susceptibles d'engendrer une distribution asymétrique des variations salariales. Si, par exemple, la densité

2. Lebow et coll. (1995) obtiennent des chiffres un peu plus faibles au moyen du même calcul.

3. Cette proportion est plus élevée dans le secteur public, où les gels salariaux se situent entre 56 et 45 %, selon la définition des variations salariales qu'on retient.

observée à zéro est due à une rigidité à la baisse des salaires, dans l'hypothèse où la forme de la distribution sous-jacente ne varie pas dans le temps, cette rigidité devrait avoir un effet plus contraignant au cours des années de faible inflation que durant celles où les prix augmentent rapidement.

Card et Hyslop (1997) se basent sur l'hypothèse de symétrie pour élaborer une distribution contrefactuelle des variations salariales en l'absence de rigidité. Ils estiment aux environs de 10 à 12 %, au milieu des années 1980, la proportion des personnes touchées par la rigidité à la baisse des salaires nominaux, compte tenu de l'effet des coûts d'étiquetage. Selon leurs estimations, la rigidité à la baisse des salaires nominaux pourrait avoir augmenté de quelque 1 % la croissance moyenne des salaires dans le cas des travailleurs rémunérés à l'heure qui ont gardé le même emploi, mais pas d'autant au cours des dernières années de la période considérée. Ces auteurs concluent que la rigidité à la baisse des salaires exerce un effet peu marqué mais mesurable sur la progression moyenne des salaires, cet effet étant plus prononcé durant les années de faible inflation.

Pour mesurer l'asymétrie, Lebow et coll. (1995) se servent de la différence entre la fréquence cumulée des variations salariales au delà du double de la médiane et la fréquence cumulée de la distribution en deçà de zéro. Ils constatent que la fréquence des variations salariales au-dessous de zéro est inférieure de près de 4 points de pourcentage au niveau que laissaient présager leurs hypothèses. La corrélation entre cette mesure de l'asymétrie et l'inflation constitue un meilleur test de l'hypothèse de rigidité à la baisse des salaires. Lebow et coll. observent que cette corrélation est négative et significative uniquement pour les travailleurs rémunérés à l'heure qui gardent leur emploi.

Ces résultats pourraient surestimer l'effet de la rigidité à la baisse des salaires nominaux si l'hypothèse sous-jacente d'une distribution symétrique des variations salariales ne se vérifiait pas. En fait, McLaughlin (1999) montre que l'asymétrie ne se limite pas à la « censure » des réductions salariales et des faibles variations de la rémunération. L'asymétrie se manifeste même au voisinage de la médiane. Ces résultats contredisent ceux de Lebow et coll. ainsi que ceux de Card et Hyslop.

Les différences entre périodes de la distribution des variations salariales offrent un autre moyen de déceler un amincissement de la distribution en deçà de zéro. Partant de l'hypothèse que le profil de la distribution sous-jacente ne varie pas dans le temps, Kahn (1997) estime que, durant la période 1970-1988 couverte par la PSID, la rigidité à la baisse des salaires a évité à 9,4 % des salariés rémunérés à l'heure de subir une

réduction de leur salaire nominal⁴. Si, toutefois, l'échantillon des années de faible croissance salariale se caractérisait par une variance plus faible des variations salariales, les queues de la distribution seraient plus minces même si les réductions salariales en puissance n'étaient pas « censurées » à zéro⁵. Pour surmonter ce problème, McLaughlin (1999) se sert d'un estimateur fondé sur les différences secondes. Ses résultats confirment quand même ceux de Kahn, puisqu'ils indiquent un amincissement de la queue, à gauche de zéro, d'un tiers à la moitié des réductions salariales potentielles.

En résumé, l'analyse des données étaye aussi bien l'hypothèse de rigidité à la baisse des salaires nominaux que l'hypothèse relative à l'incidence des coûts d'étiquetage. La rigidité à la baisse des salaires exerce manifestement un effet contraignant sur les variations de salaires nominaux au niveau microéconomique. Nous nous penchons dans les paragraphes qui suivent sur la manière dont l'évolution globale des salaires et de l'emploi reflète ces deux hypothèses.

1.3 Effets globaux de la rigidité à la baisse des salaires nominaux

Peu d'études ont été consacrées aux conséquences macroéconomiques de la rigidité des salaires nominaux sur les salaires et l'emploi (ou le chômage). À l'aide d'un modèle de survie estimé au moyen des données se rapportant aux conventions collectives au Canada, Crawford (2001) établit à moins de 0,2 % entre 1992 et 1997 l'effet net de la rigidité salariale sur la croissance moyenne des rémunérations dans le secteur privé syndiqué. Ce chiffre est sensiblement inférieur à celui qu'ont obtenu Simpson, Cameron et Hum (1998) à partir des mêmes données. Simpson et ses collaborateurs estiment, au moyen d'un modèle Tobit relatif à la croissance des salaires, que la rigidité à la baisse des salaires nominaux a gonflé la progression moyenne de la rémunération de 0,67 % entre 1993 et 1995. Par contre, Farès et Hogan (2000) concluent que, conformément à l'hypothèse relative à l'incidence des coûts d'étiquetage, la présence de rigidités dans l'ajustement des prix nominaux exerce un effet symétrique sur les variations salariales au-dessus et au-dessous de zéro. Ils concluent également que, dans l'ensemble, ces rigidités sont à l'origine de variations salariales plus faibles que prévu⁶.

4. Par contre, les employés dont la rémunération est calculée sur une base annuelle ne subissent pas de réductions salariales moins souvent que prévu.

5. Les modifications de la forme de la distribution des variations salariales sont bien documentées dans Crawford (2001).

6. Crawford (2001) est d'avis qu'un traitement différent des attentes d'inflation permettrait de rapprocher les résultats de Simpson et coll. (1998) de ceux de Farès et Hogan (2000).

Simpson et coll. fournissent aussi quelques estimations de l'effet de la résistance aux réductions salariales sur la croissance de l'emploi et le taux de chômage au niveau global. Ils font appel à la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) pour effectuer une régression de la progression de l'emploi sur la fréquence des gels salariaux et la croissance de la production au cours de différentes périodes de forte et de faible inflation. Leurs résultats indiquent que, entre 1993 et 1995, la rigidité à la baisse des salaires nominaux a réduit de plus de moitié la progression moyenne de l'emploi dans les différentes branches d'activité. Il se peut toutefois que la variable de gel salarial, dans cette régression, saisisse l'effet de certains chocs négatifs, en particulier du fait que l'incidence estimée de l'accroissement de la production entre 1993 et 1995 est nettement plus faible qu'au cours des périodes antérieures. Farès et Hogan ainsi que Faruqui (2000) montrent que, une fois ce problème d'endogénéité pris en compte, l'effet des gels salariaux sur la croissance de l'emploi n'est plus statistiquement significatif. À l'aide d'un modèle Tobit, Simpson et ses collaborateurs calculent que la résistance aux réductions salariales s'est traduite par une hausse de plus de 2 % du chômage tout au long des années 1990. L'une des hypothèses à la base de ces estimations est que la variance de la croissance salariale ne varie pas selon les périodes. Comme nous l'avons indiqué, il se peut que cette hypothèse exagère les effets de la rigidité à la baisse des salaires, étant donné la compression notable de la distribution des variations salariales dans les années 1990, période de faible inflation.

Dans le but d'estimer l'effet de la rigidité à la baisse des salaires nominaux sur le chômage, Card et Hyslop se servent des statistiques américaines relatives au chômage et au salaire moyen au niveau de l'État pour les années 1976 à 1991. Ils utilisent les données salariales élaborées à partir de l'enquête annuelle sur la population effectuée en mars (Current Population Survey), qu'ils corrigent en fonction des changements de composition de la population active dans chaque État au cours de différentes années. D'après les résultats de l'estimation de courbes de Phillips pour les différents États, le rythme d'ajustement des salaires à l'évolution observée sur les marchés locaux n'est pas plus rapide en période d'inflation élevée. Ces résultats, combinés aux observations recueillies au niveau microéconomique, amènent Card et Hyslop à conclure que la rigidité des salaires nominaux a une faible incidence sur l'économie considérée globalement.

Dans l'ensemble, les résultats obtenus à partir de la distribution des variations salariales qui ressort des microdonnées révèlent que, même si les réductions de salaires nominaux ne sont pas rares, la distribution présente un pic notable à zéro. Il apparaît en outre que l'importance de ce pic est corrélée avec l'inflation. Les études n'indiquent cependant pas de façon

aussi claire — il s'en faut de beaucoup — si la rigidité à la baisse des salaires nominaux a des répercussions appréciables sur les salaires et l'emploi (ou le chômage) au niveau global. Nous nous proposons de combler certaines de ces lacunes en jetant un regard neuf sur l'effet produit par la rigidité à la baisse des salaires nominaux sur la détermination des salaires et de l'emploi en période de faible inflation au Canada.

2 Données salariales

2.1 Enquête sur les finances des consommateurs

Nous avons rassemblé 16 fichiers annuels de microdonnées provenant de l'EFC de Statistique Canada afin d'élaborer une série salariale cohérente allant de 1981 à 1997. L'EFC fournit d'importants échantillons composés d'environ 40 000 travailleurs pour chacune de ces années, sauf en 1983, année où l'enquête n'a pas eu lieu⁷. Pour toutes les années disponibles, l'EFC a été menée en avril afin de compléter l'Enquête sur la population active (EPA) et comporte toute une série de questions sur le revenu gagné l'année précédente, outre les questions habituelles de l'EPA portant sur la semaine de référence⁸.

L'EFC renseigne sur le revenu annuel ainsi que sur les caractéristiques personnelles et professionnelles des personnes de 15 ans ou plus. Elle donne notamment des renseignements sur les salaires et le revenu tiré d'un travail autonome l'année précédente, la situation au regard de l'activité, le nombre de semaines travaillées l'année précédente, le statut d'employé (plein temps ou temps partiel) au cours de l'année précédente, le nombre d'heures travaillées durant la semaine de référence, la profession et la branche d'activité, le nombre d'années d'expérience et d'ancienneté, ainsi que le niveau de scolarité⁹. L'enquête renferme également de l'information sur d'autres caractéristiques démographiques comme l'âge, le sexe, l'état

7. Des échantillons accessibles au public sont également disponibles pour les chefs de ménage et les conjoints, tous les deux ans, durant les années 1970. On ne dispose de données sur tous les travailleurs qu'à partir de 1981. L'enquête a pris fin en 1998.

8. La semaine de référence est celle qui précède la période de deux semaines au cours de laquelle l'EFC est menée.

9. Un problème important que soulève l'utilisation de ces données est lié au changement du mode de classification du niveau de scolarité à partir du fichier des revenus de 1989. Heureusement, la catégorie de scolarité la plus élevée (diplôme universitaire) et la plus faible (8^e année ou moins) semblent assez comparables (pour ce qui est des proportions dans l'échantillon et des salaires moyens) avant et après cette date. Nous nous servons plus loin de cette caractéristique pour faire en sorte que nos mesures salariales corrigées soient comparables dans le temps.

matrimonial, la langue d'expression, le statut d'immigrant et le lieu de résidence.

Notre mesure de la rémunération est le salaire hebdomadaire moyen, exprimé en dollars de 1991¹⁰. Pour chaque personne considérée au cours d'une année faisant partie de l'échantillon, le salaire hebdomadaire moyen est le quotient du salaire annuel, abstraction faite du revenu tiré d'un emploi autonome et d'un bien locatif, par le nombre total de semaines travaillées cette année-là. Nous tenons compte dans cet indicateur uniquement des travailleurs salariés qui déclarent ne tirer aucun revenu d'un travail autonome, de manière à obtenir une mesure plus exacte de la rémunération des travailleurs ayant un emploi — la théorie de la rigidité à la baisse des salaires nominaux ne s'appliquant pas aux travailleurs autonomes. Nous limitons également l'échantillon aux travailleurs âgés de 20 à 65 ans.

Le Tableau 1 présente la répartition des travailleurs par province, branche d'activité et secteur. Environ 65 % des observations (pondérées) se rapportent au Québec et à l'Ontario, et plus de la moitié des personnes sondées travaillent dans la fabrication, le commerce ou le tertiaire. Quelque 19 % des travailleurs faisant partie de l'échantillon sont employés dans le secteur public.

Le Tableau 2 fournit une ventilation des travailleurs en fonction de leurs caractéristiques individuelles. Outre les caractéristiques démographiques habituelles, il fournit des renseignements sur le statut d'employé (plein temps ou temps partiel) et l'ancienneté. Étant donné que celle-ci est mesurée au moment où l'enquête est effectuée, en avril, certains travailleurs (15,31 % de l'échantillon à la rubrique « Ont perdu leur emploi ») déclarent des revenus salariaux l'année précédente, bien qu'ils n'aient plus d'emploi au moment de l'enquête. Environ 15 % des travailleurs ont un an ou moins d'ancienneté au moment de l'enquête, ce qui indique une importante rotation sur le marché du travail.

Le Tableau 3 fait état des moyennes provinciales du salaire hebdomadaire moyen (en logarithme) pour chaque année. Le salaire moyen total varie sensiblement d'une province à l'autre (voir la dernière ligne du Tableau), l'écart maximal étant de 26 % entre l'Île-du-Prince-Édouard et la Colombie-Britannique. Par contre, le salaire réel affiche peu de variations dans le temps. En fait, comme le montre la dernière colonne, les salaires

10. Nous nous intéressons ici aux salaires et traitements tirés de tous les types d'emploi civil. En font partie par définition les salaires bruts tirés, au cours de l'année de référence, d'un emploi de quelque nature que ce soit — avant retenues au titre des caisses de retraite, de l'assurance-hospitalisation, de l'impôt sur le revenu ou de l'achat d'OEC, entre autres choses — ainsi que les pourboires et les commissions nettes; les allocations et avantages imposables fournis par les employeurs en sont exclus.

Tableau 1
Répartition de la population active par province et branche d'activité,
1981-1997

Composition de l'échantillon (en pourcentage)			
Province		Branche d'activité	
Terre-Neuve	1,91	Agriculture	1,31
Île-du-Prince-Édouard	0,46	Reste de l'industrie primaire	2,39
Nouvelle-Écosse	3,11	Fabrication (biens non durables)	9,00
Nouveau-Brunswick	2,61	Fabrication (biens durables)	8,67
Québec	25,37	Construction	5,74
Ontario	38,44	Transports et communications	8,02
Manitoba	3,62	Commerce de gros	4,71
Saskatchewan	2,86	Commerce de détail	11,77
Alberta	9,44	Services financiers, assurances et immobilier	5,95
Colombie-Britannique	12,19	Services aux collectivités	19,16
Secteur		Services aux particuliers	7,94
Privé	81,35	Services aux entreprises et divers	7,88
Public	18,65	Administration publique	7,47

Nota : Les distributions estimées sont toutes pondérées.

Source : Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs. Fichiers de données transversales allant de 1981 à 1997. On ne dispose d'aucune donnée pour 1983. L'échantillon comprend 623 875 observations.

sont très stables autour de la moyenne de l'échantillon, la différence (baisse) la plus importante étant de 7 % entre la première et la dernière année de l'enquête.

2.2 Données brutes et corrigées

L'utilisation du salaire hebdomadaire moyen tiré de l'EFC afin de mesurer l'évolution de la rémunération au cours du cycle économique présente deux inconvénients. Tout d'abord, le salaire hebdomadaire moyen peut varier à cause d'un changement du taux de rémunération (horaire) ou du nombre d'heures travaillées par semaine. Malheureusement, on ne peut calculer de façon directe le taux de rémunération horaire, puisque l'EFC ne fournit pas directement de renseignements sur le nombre d'heures travaillées par semaine durant l'année précédente. Heureusement, toutefois, il existe plusieurs mesures indirectes des heures de travail effectuées par année, qui permettent de tenir compte des variations de la durée du travail. Comme nous l'avons mentionné, l'EFC fournit des renseignements sur les heures travaillées la semaine de référence et sur le statut de l'employé (plein temps ou temps partiel) l'année précédente.

Tableau 2
Distribution des caractéristiques des travailleurs, 1981-1997

Composition de l'échantillon			
(en pourcentage)			
Groupe d'âge		Ancienneté	
20-30	32,11	Moins de 7 mois	8,89
31-40	29,68	De 7 à 12 mois	7,73
41-50	22,91	De 1 à 5 ans	26,28
51-65	15,30	De 6 à 10 ans	16,25
		De 11 à 20 ans	16,92
		Plus de 20 ans	8,62
Niveau de scolarité		Statut d'employé	
8 ^e année ou moins	6,64	Plein temps	83,81
9 ^e -10 ^e année	9,27	Temps partiel	16,19
11 ^e -13 ^e année (diplôme non obtenu)	10,73		
11 ^e -13 ^e année (diplôme obtenu)	18,59	Sexe	
Études postsecondaires entamées (aucun diplôme obtenu)	10,59	Masculin	53,25
Études postsecondaires (dipl. ou certificat)	28,08	Féminin	46,75
Diplôme universitaire	16,11	État matrimonial	
		Célibataire	24,47
Langue maternelle		Marié	67,61
Anglais	59,85	Autre	7,92
Français	21,19		
Autre	18,96		

Nota : Les distributions estimées sont toutes pondérées.

Source : Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs. Fichiers de données transversales allant de 1981 à 1997. On ne dispose d'aucune donnée pour 1983. L'échantillon comprend 623 875 observations.

Nous avons aussi calculé directement le nombre effectif d'heures travaillées par semaine, par sous-catégorie de travailleurs, à partir des fichiers mensuels de microdonnées de l'EPA, de 1981 à 1997. Lorsqu'on combine les mesures ainsi obtenues avec les chiffres de l'EFC, on obtient un indicateur supplémentaire du nombre hebdomadaire des heures travaillées l'année précédente. Notre stratégie, expliquée en détail plus loin, consiste à mettre en œuvre des méthodes de régression pour « corriger » le salaire hebdomadaire moyen en fonction des variations des heures hebdomadaires de travail, mesurées de ces différentes façons.

Le deuxième inconvénient tient au fait que, à cause des changements de composition de la population active, il se peut que le caractère cyclique du salaire réel soit sous-estimé, le niveau de qualification de la population active ayant tendance à diminuer en période d'expansion et à augmenter en période de récession, puisque les travailleurs les plus jeunes et les moins scolarisés sont les premiers à perdre leur emploi en cas de ralentissement économique (Bils, 1985; Solon, Barsky et Parker, 1994). Comme dans le cas

Tableau 3
Salaire hebdomadaire réel moyen (en logarithme) par province, 1981-1997

Année	Provinces										Total
	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	QC	ONT.	MAN.	SASK.	ALB.	C.-B.	
1981	1,49	1,30	1,40	1,42	1,56	1,57	1,45	1,51	1,66	1,68	1,50
1982	1,46	1,21	1,38	1,42	1,53	1,50	1,43	1,45	1,65	1,64	1,47
1984	1,38	1,27	1,36	1,43	1,51	1,50	1,47	1,45	1,58	1,53	1,45
1985	1,39	1,31	1,38	1,41	1,50	1,52	1,45	1,43	1,55	1,54	1,45
1986	1,37	1,31	1,36	1,39	1,50	1,56	1,40	1,41	1,57	1,53	1,44
1987	1,39	1,32	1,40	1,35	1,51	1,57	1,40	1,38	1,52	1,52	1,43
1988	1,41	1,28	1,40	1,39	1,48	1,60	1,41	1,42	1,55	1,57	1,45
1989	1,45	1,34	1,42	1,41	1,52	1,58	1,42	1,40	1,53	1,55	1,46
1990	1,39	1,33	1,44	1,40	1,54	1,58	1,40	1,33	1,53	1,58	1,45
1991	1,37	1,31	1,36	1,39	1,50	1,56	1,36	1,33	1,50	1,59	1,43
1992	1,40	1,33	1,34	1,42	1,49	1,59	1,42	1,37	1,51	1,56	1,44
1993	1,37	1,34	1,40	1,40	1,48	1,58	1,40	1,37	1,50	1,52	1,43
1994	1,38	1,35	1,37	1,40	1,50	1,58	1,41	1,39	1,51	1,57	1,44
1995	1,42	1,33	1,35	1,37	1,49	1,54	1,40	1,40	1,47	1,62	1,44
1996	1,41	1,38	1,34	1,39	1,53	1,58	1,42	1,42	1,52	1,58	1,46
1997	1,30	1,31	1,33	1,37	1,51	1,59	1,43	1,38	1,51	1,60	1,43
Total	1,40	1,31	1,38	1,40	1,51	1,56	1,42	1,40	1,54	1,57	1,45

Nota : Le salaire hebdomadaire moyen correspond au quotient des salaires déclarés (en centaines de dollars) par le nombre de semaines travaillées. Les moyennes annuelles sont calculées à partir des pondérations individuelles. Les salaires nominaux ont été ramenés en termes réels à l'aide de l'IPC global (IPC = 100 en 1991).

Source : Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs. Fichiers de données transversales allant de 1981 à 1997. On ne dispose d'aucune donnée pour 1983. L'échantillon comprend 623 875 observations.

des heures de travail, nous tenons compte de l'effet des changements de composition de la population active en calculant des mesures du taux de rémunération « corrigées par régression ». Plus précisément, nous nous servons des MCO pour estimer l'équation de salaire suivante :

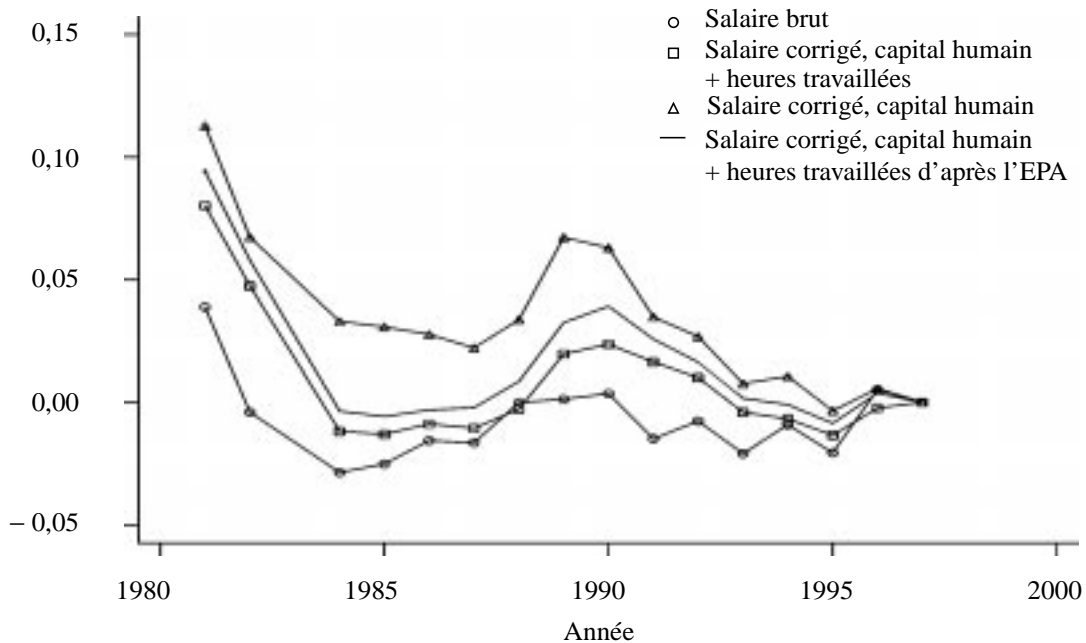
$$w_{it} = \beta X_{it} + \sum_{t=1}^{16} \delta_t \text{Année}_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

où w_{it} est le salaire hebdomadaire moyen réel, en logarithme, de la personne i l'année t (le salaire nominal est ramené en termes réels au moyen de l'IPC global annuel); X_{it} inclut diverses caractéristiques observables (âge, niveau de scolarité, sexe, état matrimonial, langue d'expression, ancienneté, etc.), les heures effectives de travail (au cours de la semaine de l'enquête ou pour des travailleurs similaires inclus dans l'EPA) ainsi que des variables muettes pour tenir compte de la branche d'activité, de la province ou du statut d'employé à plein temps; Année_t est une variable muette correspondant à chacune des années comprises dans l'échantillon. Les coefficients estimés de cette variable muette, $\hat{\delta}_t, t = 1, \dots, 16$, peuvent être interprétés comme les mesures corrigées par régression du taux de rémunération, c'est-à-dire le taux de rémunération annuel prévu d'une personne présentant un ensemble de caractéristiques défini.

La Figure 1 illustre la différence entre les séries salariales brutes et corrigées au Canada. Abstraction faite de la forte baisse observée pendant la récession de 1981-1983, la série salariale brute présente très peu de variations tout au long de la période considérée. De 1988 à 1997, en particulier, la courbe paraît presque plate. Par contre, les diverses mesures « corrigées » du salaire réel ont un caractère cyclique beaucoup plus marqué; une importante hausse est observée à la fin des années 1980 et une baisse prononcée durant la première moitié des années 1990. La Figure présente trois mesures corrigées du salaire réel (toutes les séries sont normalisées à zéro en 1997 pour faciliter les comparaisons). La courbe du haut représente le salaire corrigé uniquement pour tenir compte des variations du capital humain et d'autres caractéristiques socioéconomiques, tandis que les deux autres séries salariales sont basées sur des modèles qui prennent aussi en compte l'effet des variations des heures travaillées, à partir des mesures approchées tirées de l'EFC et de l'EPA.

La Figure 1 montre également que, lorsqu'on utilise ces mesures approchées des heures, on obtient des séries salariales corrigées très similaires. La série qui n'est corrigée que des variations du capital humain affiche une tendance à la baisse un peu plus accusée, mais son comportement cyclique est analogue à celui des deux autres séries salariales corrigées. Dans le reste de l'étude, nous nous servirons de la série salariale

Figure 1
Salaire brut et corrigé au Canada



Nota : Tous les indices salariaux sont normalisés à zéro en 1997.

corrigée en fonction du capital humain, des autres caractéristiques socioéconomiques et du nombre d'heures travaillées (selon l'EPA). Signalons que les résultats obtenus à l'aide des différents mécanismes de correction sont tous similaires sous l'angle qualitatif.

Nous employons une méthode analogue pour élaborer des mesures corrigées du salaire réel au niveau provincial. Plus précisément, nous estimons un modèle comportant un jeu complet d'interactions province-année :

$$w_{ijt} = \beta X_{ijt} + \sum_{j=1}^{10} \sum_{t=1}^{16} \delta_{jt} \text{Prov}_j * \text{Année}_t + \varepsilon_{ijt}, \quad (2)$$

où Prov_j , pour $j = 1, \dots, 10$, est une variable muette déterminée représentant la province. Les effets estimés de la province et de l'année (δ_{jt}) peuvent être interprétés comme les mesures corrigées par régression du taux salarial dans la province j l'année t (c'est-à-dire le salaire, dans différentes provinces et pour différentes années, d'une personne qui présente un ensemble de caractéristiques défini).

2.3 Comparaison avec les séries salariales aux États-Unis

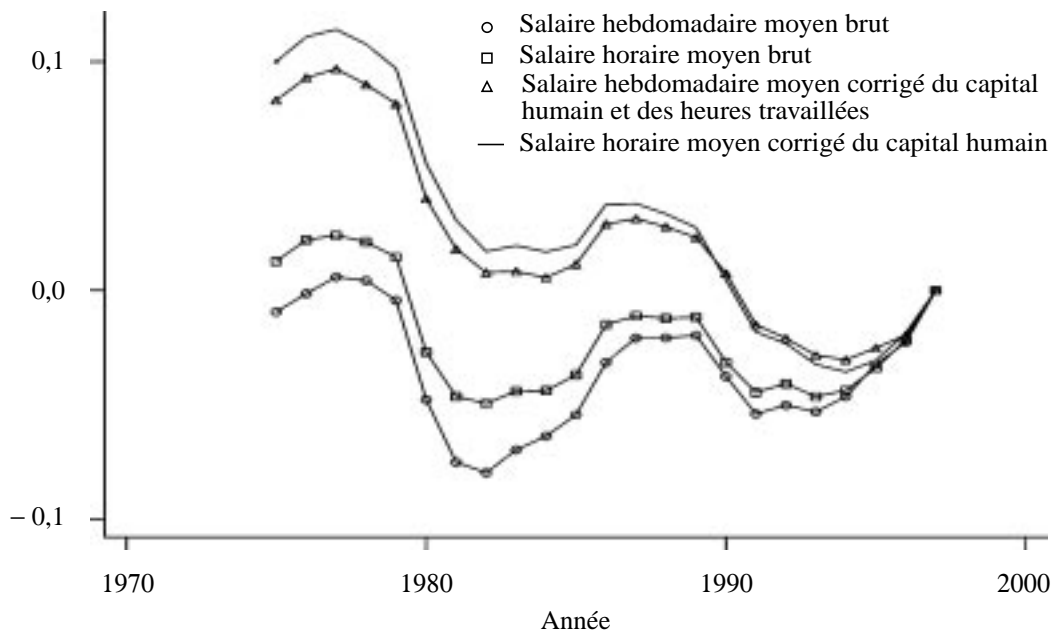
Afin de vérifier par un recoupement supplémentaire la qualité de nos séries salariales, nous comparons nos résultats à ceux qui ont été obtenus au moyen de données du même genre aux États-Unis. Chaque année, le Bureau du recensement des États-Unis procède, au mois de mars, à une enquête sur les revenus qui complète l'enquête sur la population (la *Current Population Survey* ou CPS, qui ressemble beaucoup à l'EFC). Depuis 1976, les répondants à l'enquête CPS sont priés de déclarer la durée habituelle de travail par semaine au cours de l'année précédente. Il est ainsi possible de calculer directement les taux de rémunération horaires aux États-Unis, en divisant les revenus salariaux annuels par le nombre total d'heures de travail (produit des semaines de travail et des heures effectuées par semaine), et de comparer cette mesure aux données corrigées par régression que nous devons utiliser dans le cas du Canada.

La Figure 2 présente la série brute des salaires hebdomadaire et horaire aux États-Unis, ainsi que les séries corrigées pour tenir compte des caractéristiques individuelles et des heures travaillées (dans le cas du salaire hebdomadaire)¹¹. Toutes les séries salariales sont en phase avec le cycle économique, encore que les sommets et les creux atteints par les salaires tendent à précéder légèrement ceux de l'activité économique en général. Observation intéressante, les séries corrigées des salaires horaire et hebdomadaire (les deux courbes du haut) sont très voisines l'une de l'autre, ce qui donne à penser que le salaire hebdomadaire corrigé au moyen des données sur la durée du travail tirées de l'EFC constituent une excellente approximation des taux de rémunération horaires effectifs. Si l'on extrapole au Canada à partir des résultats obtenus dans le cas des États-Unis, il semble que l'évolution de la série canadienne qui est basée sur le salaire hebdomadaire corrigé reflète essentiellement de véritables variations de la rémunération horaire plutôt que des fluctuations du nombre hebdomadaire des heures travaillées.

Il est également intéressant de comparer directement les séries salariales au Canada et aux États-Unis. La Figure 3 présente le salaire hebdomadaire réel corrigé (en fonction des caractéristiques individuelles et des heures de travail) pour les deux pays. Le salaire réel est calculé au moyen de l'IPC dans chaque pays. Dans les deux cas, les salaires chutent à la fin des années 1970 et au début des années 1980, augmentent pendant la reprise de la décennie 1980 et diminuent de nouveau au début des années

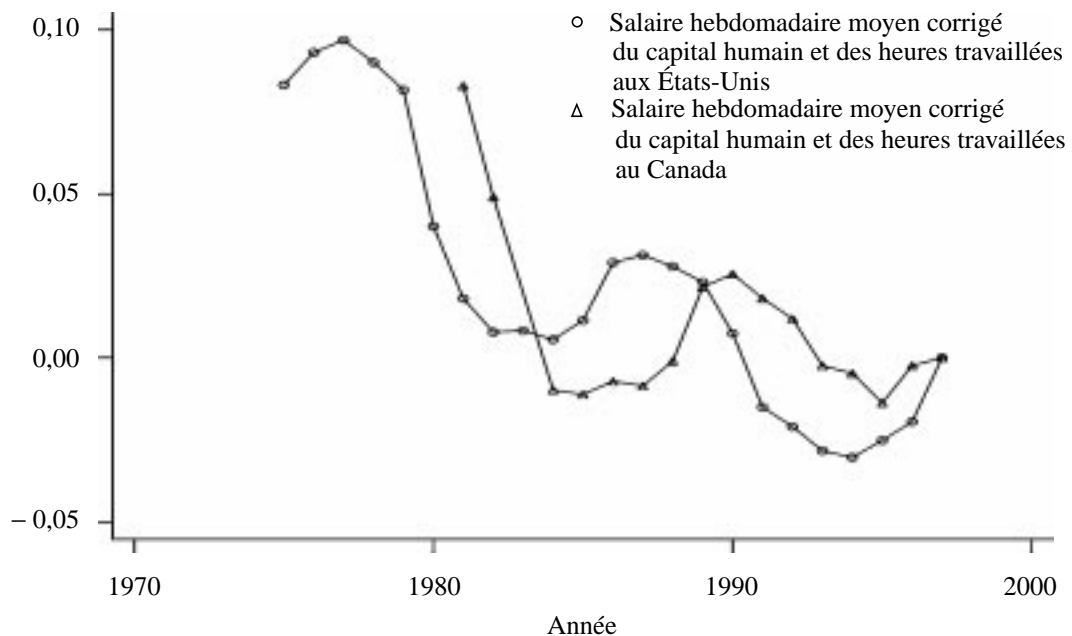
11. Pour tenir compte de l'incidence de la variation des heures de travail, nous corrigeons la série du salaire hebdomadaire aux États-Unis au moyen des mêmes variables que celles que nous avons utilisées dans le cadre de l'EFC, à savoir le statut d'employé à plein temps pendant l'année précédente et les heures travaillées au cours de la semaine de référence.

Figure 2
Salaires brut et corrigé aux États-Unis



Nota : Tous les indices salariaux sont normalisés à zéro en 1997.

Figure 3
Salaires corrigés aux États-Unis et au Canada



Nota : Tous les indices salariaux sont normalisés à zéro en 1997.

1990. Les variations salariales ont tendance à se produire aux États-Unis quelques années avant celles que l'on observe au Canada. Par exemple, les salaires réels ont diminué de façon spectaculaire entre 1979 et 1982 aux États-Unis, tandis que la baisse ne s'est produite qu'entre 1981 et 1984 au Canada. Au cours des années 1980, les salaires ont culminé aux États-Unis entre 1986 et 1989, tandis qu'au Canada ils ont atteint leur sommet uniquement au cours de la période 1989-1991. Enfin, les salaires réels ont accusé une forte baisse aux États-Unis entre 1989 et 1991, alors qu'ils n'ont amorcé un repli (plus lent) qu'après 1990 au Canada.

L'une des questions que la Figure 3 soulève est de savoir si les très faibles taux d'inflation observés au Canada au cours des années 1990 ont empêché le salaire réel de s'ajuster aussi rapidement qu'il l'aurait dû à cause de la rigidité à la baisse des salaires nominaux. Le Tableau 4 montre que, à partir des années 1991-1992, l'inflation mesurée par l'IPC global est tombée sous les 2 % par année au Canada, alors qu'elle demeurait voisine de 3 % aux États-Unis. Par contre, les taux d'inflation étaient à peu près identiques dans les deux pays pendant les années 1980. Si, par conséquent, le bas taux d'inflation a empêché le salaire réel de diminuer suffisamment vite au Canada par rapport aux États-Unis, ce phénomène aurait dû se produire uniquement après 1991. Or, la Figure 3 indique que le salaire réel a baissé au moins aussi vite au Canada qu'aux États-Unis après cette date, la principale différence entre les deux pays étant que le salaire réel est resté constant au Canada entre 1989 et 1991 alors qu'il diminuait fortement aux États-Unis. Étant donné que les taux d'inflation étaient comparables dans les deux pays au cours de cette période, il est peu probable que la rigidité à la baisse des salaires nominaux puisse expliquer l'évolution relative du salaire réel des deux côtés de la frontière après 1989.

Une façon plus directe d'évaluer le rôle de la rigidité à la baisse dans la détermination des salaires consisterait peut-être à examiner séparément l'évolution du salaire nominal et celle du niveau des prix (les deux éléments qui servent à calculer le salaire réel). Les Figures 4 et 5 illustrent l'évolution des deux variables au Canada et aux États-Unis. Elles indiquent un changement de tendance beaucoup plus marqué au Canada qu'aux États-Unis après 1991. En fait, la croissance du salaire nominal est presque nulle au Canada entre 1991 et 1994, ce qui est assez remarquable si l'on compare cette évolution à celle des autres périodes au Canada ou aux variations observées aux États-Unis. De prime abord, on serait porté à en conclure que la rigidité à la baisse des salaires a eu un effet assez « contraignant » au Canada au début des années 1990.

En résumé, les résultats concernant le rôle de la rigidité à la baisse des salaires nominaux dans l'évolution du salaire réel au Canada par comparaison avec les États-Unis ne sont pas concluants. Si l'évolution du

Tableau 4
Données globales

Année	Canada		États-Unis		Année	Canada		États-Unis	
	Δp_t	Chôm. (en %)	Δp_t	Chôm. (en %)		Δp_t	Chôm. (en %)	Δp_t	Chôm. (en %)
1981	11,70	7,58	9,48	7,60	1990	4,65	8,13	5,26	5,50
1982	10,26	10,97	6,30	9,70	1991	5,47	10,33	4,12	6,70
1984	4,22	11,31	4,22	7,50	1992	1,48	11,15	2,96	7,40
1985	3,89	10,68	3,49	7,20	1993	1,83	11,36	2,94	6,80
1986	4,09	9,66	1,84	7,00	1994	0,17	10,38	2,52	6,10
1987	4,25	8,83	3,58	6,20	1995	2,14	9,44	2,79	5,60
1988	3,97	7,77	4,05	5,50	1996	1,56	9,65	2,91	5,40
1989	4,88	7,56	4,70	5,30	1997	1,61	9,12	2,26	4,90

Nota : Les variations de prix sont calculées en différences logarithmiques. Nous mesurons l'inflation au moyen des variations annuelles de l'IPC global.

Sources : CANSIM dans le cas du Canada; Bureau of Labor Statistics pour les États-Unis.

salaires nominal entre 1991 et 1994 témoigne d'un degré de rigidité marqué des salaires, le fait que le salaire réel ait baissé aussi rapidement au Canada qu'aux États-Unis pendant la même période indique que la rigidité à la baisse des salaires nominaux n'a pas empêché le salaire réel de s'ajuster « suffisamment vite ». Compte tenu de l'ambiguïté de ces résultats, nous nous proposons maintenant d'examiner plus en détail l'influence que la rigidité des salaires nominaux pourrait exercer sur la relation entre l'évolution du salaire réel et la conjoncture économique (le taux de chômage).

3 Estimation d'une courbe de Phillips des salaires réels

Comme nous l'avons mentionné, l'une des implications majeures de la rigidité à la baisse des salaires nominaux sur le plan empirique est qu'en période de faible inflation, un choc négatif d'une taille déterminée devrait entraîner une diminution moindre du salaire réel. Nous essayons de voir s'il en est ainsi en estimant une « courbe de Phillips des salaires réels » qui rattache le taux de chômage à l'évolution des salaires réels. S'il est vrai que la rigidité à la baisse des salaires empêche le salaire réel de s'ajuster (vers le bas) en période de faible inflation, la courbe de Phillips devrait alors être *plus plate*. Ces modèles s'inspirent de la courbe de Phillips traditionnelle, les *variations* du salaire réel, plutôt que son niveau, étant exprimées en fonction du taux de chômage¹².

12. Blanchflower et Oswald (1994) proposent d'estimer une « courbe des salaires » (salaires en niveau, exprimés en fonction du taux de chômage) plutôt qu'une courbe de Phillips, mais Card (1995) et Blanchard et Katz (1997) sont d'un avis différent.

Figure 4
Salaire nominal et IPC au Canada

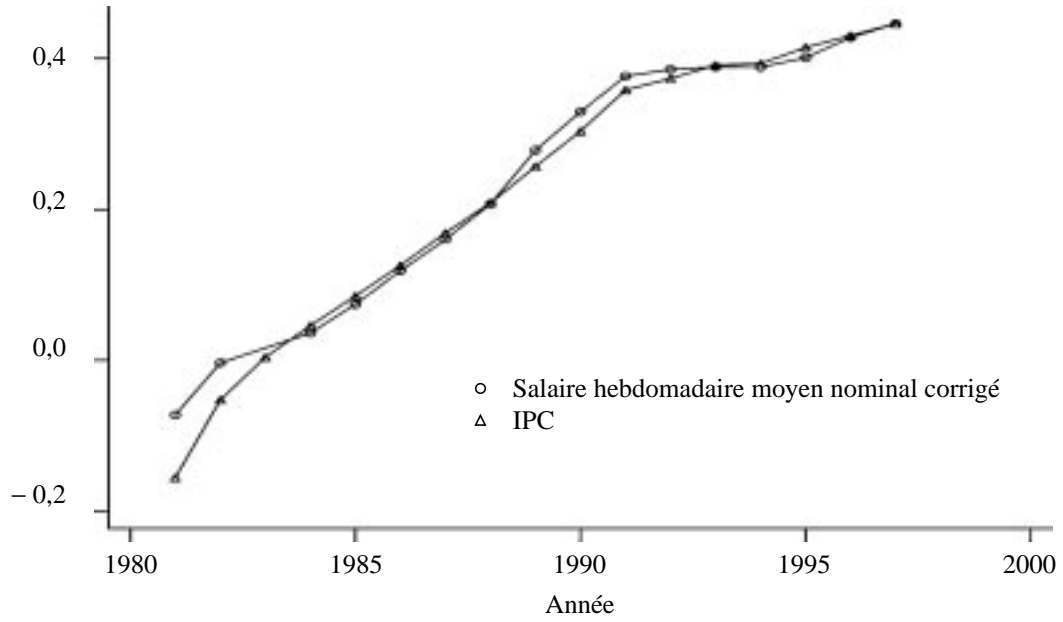


Figure 5
Salaire nominal et IPC aux États-Unis

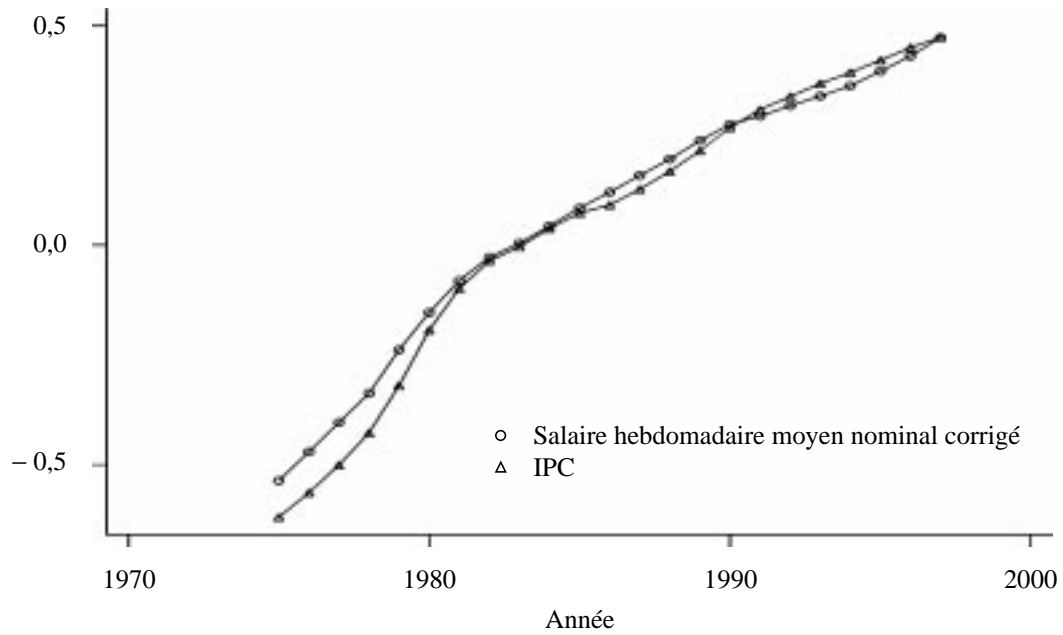
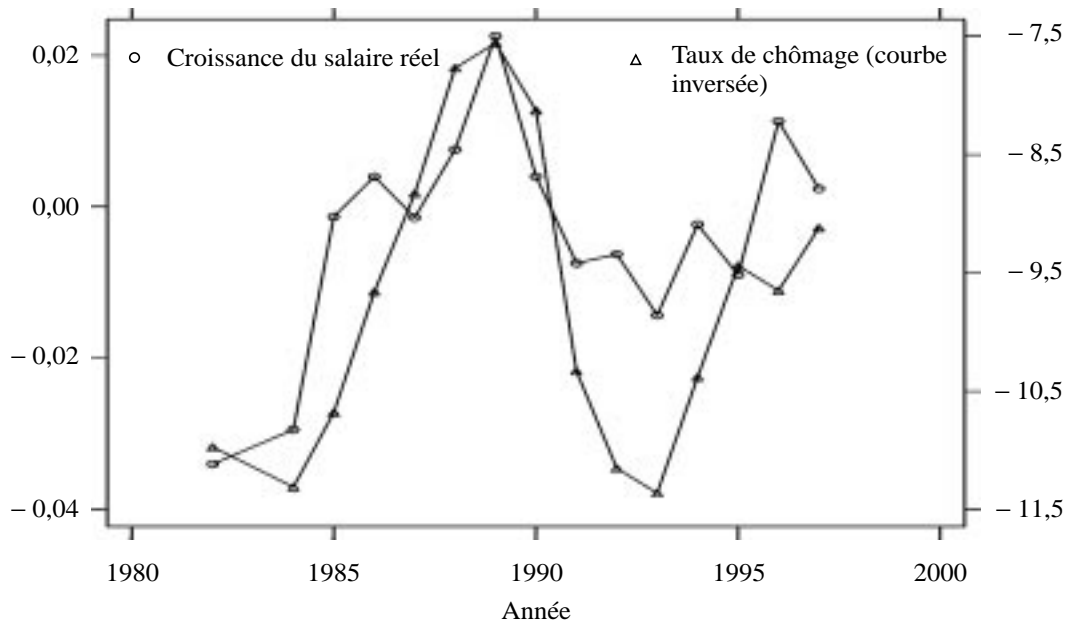


Figure 6
Salaires hebdomadaires moyens et taux de chômage au Canada



3.1 Courbes de Phillips agrégées

La Figure 6 présente l'évolution du salaire réel (corrige) et du taux de chômage au niveau national. Les deux variables ont été normalisées, et la courbe du taux de chômage a été inversée afin d'illustrer la covariation des deux séries. On constate une évolution remarquablement semblable de celles-ci. Cette relation étroite est confirmée par le Tableau 5, qui fournit les estimations par les MCO de la courbe de Phillips. Plus précisément, la première colonne fait état des estimations produites par un modèle dans lequel le taux de chômage est la seule variable explicative. La variable dépendante dans tous les modèles est la variation du salaire réel corrigé pour tenir compte des caractéristiques individuelles et des heures travaillées¹³. L'incidence estimée du taux de chômage est négative et statistiquement significative. Le coefficient obtenu indique que le salaire réel baisse de 0,8 % chaque fois que le taux de chômage augmente de 1 point de pourcentage. L'effet estimé est très semblable lorsqu'on inclut dans le modèle une tendance linéaire (deuxième colonne).

Un examen plus attentif de la Figure 6 permet de constater que la relation entre les variations du salaire réel et le taux de chômage pourrait bien avoir changé après que l'inflation a passé sous les 2 % par année en

13. Étant donné que l'EFC n'a pas été menée pour l'année 1983, nous postulons que la variation des salaires en 1984 est égale à la moitié de celle observée entre 1982 et 1984.

Tableau 5
Estimation de la courbe de Phillips agrégée
Échantillon : 1982-1997

Variable dépendante : $\Delta \tilde{w}_t$			
(variation du salaire corrigé)			
Variables de contrôle			
Constante	0,077 (0,019)	0,081 (0,018)	0,093 (0,022)
u_t (taux de chômage)	-0,008 (0,002)	-0,008 (0,002)	-0,010 (0,002)
Tendance linéaire	—	0,0009 (0,0005)	—
A1992	—	—	-0,037 (0,049)
u_t^* A1992	—	—	0,004 (0,004)
\bar{R}^2	0,52	0,59	0,55

Nota : Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses. Toutes les régressions sont pondérées. Nous mesurons l'inflation au moyen des variations annuelles de l'IPC global en logarithme. A1992 est une variable muette égale à un si l'année est postérieure à 1991. Pour 1984, $\Delta \tilde{w}_{1984} = (\tilde{w}_{1984} - \tilde{w}_{1982})/2$.

Sources : Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs, pour les salaires; CANSIM pour les prix et le chômage global.

1991. Plus précisément, les variations du salaire réel ont cessé de diminuer pour se stabiliser aux environs de - 1 % l'an après 1991, bien que le taux de chômage n'ait cessé d'augmenter entre 1991 et 1993. De plus, le salaire réel a nettement moins baissé (environ - 1 %) en 1992 et 1993 que pendant la récession de 1981-1983 (environ - 3 %), et ce, alors que le taux de chômage se situait à des niveaux comparables (aux alentours de 11 %) au cours des deux périodes.

Cet effritement de la relation entre l'évolution du salaire réel et le taux de chômage après 1991 est partiellement confirmé par les estimations de la courbe de Phillips présentées à la troisième colonne du Tableau 5. Le « régime de faible inflation » est saisi tout simplement par une variable muette égale à un à partir de 1992 et à zéro pour les années antérieures¹⁴. Si

14. Cette variable muette saisit la majeure partie des variations dans le temps de l'inflation, qui a oscillé aux alentours de 4 à 5 points de pourcentage durant la plupart des années jusqu'en 1991, avant de passer de façon permanente au-dessous de 2 %.

la courbe de Phillips est devenue plus plate au cours de cette période, la relation entre cette variable muette et le taux de chômage devrait être positive et statistiquement significative. La valeur estimée du terme d'interaction, à la colonne 3, est positive, conformément aux attentes, mais elle n'est pas significative aux seuils statistiques usuels¹⁵.

Sur le plan quantitatif, le terme d'interaction estimé implique que la pente de la courbe de Phillips diminue à peu près de moitié après 1991, en période de faible inflation. On ne peut cependant dégager aucune conclusion ferme de cette analyse chronologique à cause de l'imprécision des résultats.

3.2 Courbes de Phillips provinciales

Il ne faut peut-être pas s'étonner de l'imprécision des résultats de l'analyse chronologique, puisqu'on ne dispose que de six observations annuelles pour la période de faible inflation des années 1990. Étant donné que cette période s'est caractérisée par une conjoncture économique assez différente selon les provinces, la prise en compte des différences de taux de chômage (et, peut-être, d'évolution des salaires réels) entre provinces pourrait améliorer la précision des paramètres qui nous intéressent.

Un facteur qui complique l'interprétation de l'évolution globale des variables est que d'autres facteurs globaux, non représentés dans le modèle, ont également changé pendant cette période. Il se peut par exemple que les attentes d'inflation se soient modifiées après que la Banque du Canada eut adopté une politique monétaire plus ferme (favorisant une faible inflation) au début des années 1990. Des chocs d'offre ont peut-être aussi entraîné un déplacement de la courbe de Phillips au cours de la période.

Un moyen naturel de prendre en compte les facteurs à l'œuvre dans l'ensemble de l'économie consiste à analyser l'évolution au niveau provincial, c'est-à-dire à examiner les variations de la conjoncture économique à la fois dans le temps et d'une province à l'autre pour détecter les éventuels changements de pente de la courbe de Phillips (provinciale). Des variables relatives aux années, sans imposition de restriction au coefficient, peuvent servir à tenir compte des facteurs applicables à l'échelle nationale; les variations observées d'une province à l'autre peuvent aussi aider à cerner la relation entre le taux de chômage et l'évolution des salaires provinciaux.

15. La variable muette représentant le régime de faible inflation est également comprise dans la régression, puisque l'ordonnée de la courbe de Phillips à l'origine (variation du salaire réel quand le taux de chômage est égal à zéro) sera probablement différente selon qu'on est en période de faible ou de forte inflation.

Plus précisément, nous estimons le type suivant de courbe de Phillips provinciale :

$$\Delta \tilde{w}_{jt} = a(j) + \gamma(t) + \beta_t U_{jt} + \varepsilon_{jt}, \quad (3)$$

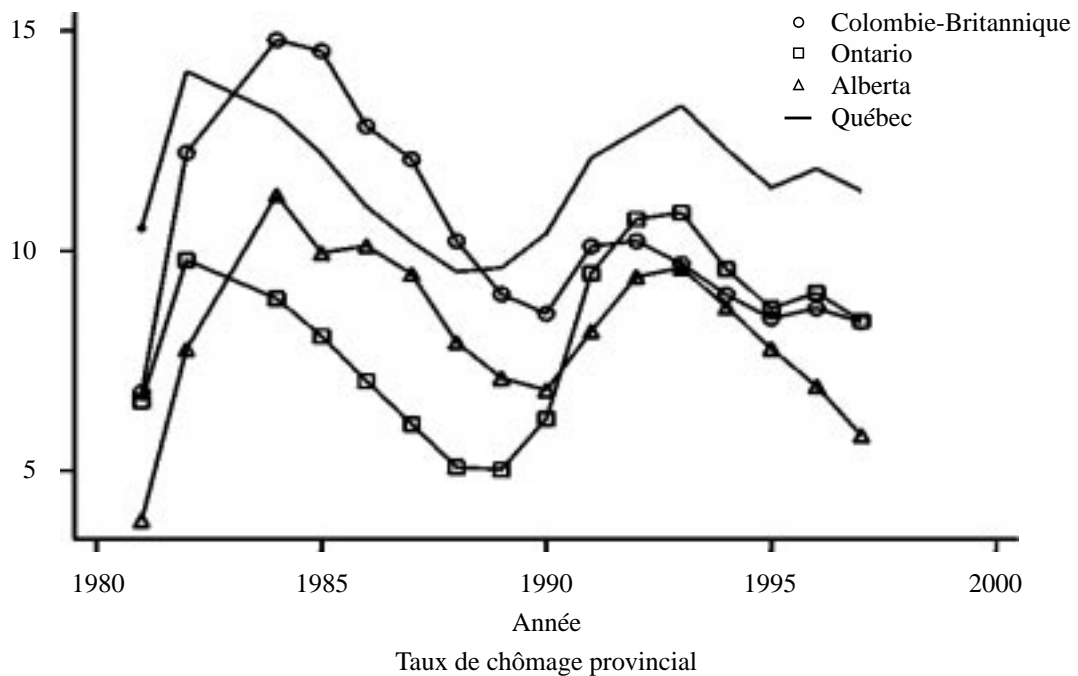
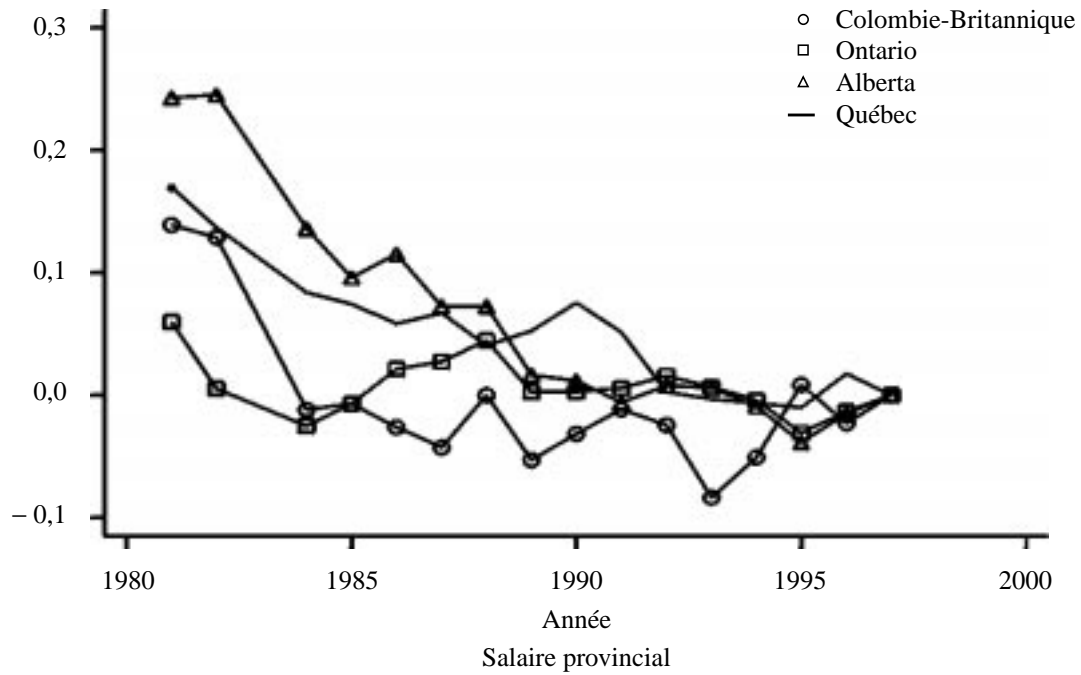
où \tilde{w}_{jt} est l'indice du salaire réel moyen corrigé applicable à la province j à la période t , exprimé sous la forme d'une différence première d'ordre chronologique; $a(j)$ (quand $j = 1, \dots, 10$) désigne un ensemble de variables muettes ayant trait aux provinces, et $\gamma(t)$ (quand $t = 82, \dots, 97$) désigne un ensemble de variables muettes relatives aux années; U_{jt} est le taux de chômage mesuré dans la province j à la période t ; ε_{jt} constitue le terme d'erreur.

En principe, on pourrait estimer la pente d'une courbe de Phillips (β_t) pour chaque année. En pratique, nous estimons des spécifications analogues à celles de modèles fondés sur des séries chronologiques dans lesquels le taux de chômage provincial est mis en relation soit avec le taux d'inflation, soit avec une variable muette représentant le « régime de faible inflation » pour essayer de déterminer si la rigidité à la baisse des salaires nominaux, combinée à une faible inflation, a entraîné un aplatissement de la courbe de Phillips.

Avant de passer aux modèles de régression, il est utile d'examiner les principales tendances du salaire réel et du taux de chômage dans les différentes provinces. La Figure 7 illustre l'évolution du taux de chômage et les variations du salaire réel dans les quatre plus grandes provinces entre 1982 et 1997. Le graphique du bas montre que, comme on le sait assurément, la récession du début des années 1980 a été plus marquée dans l'Ouest (Alberta et Colombie-Britannique) que dans la région centrale (Québec et Ontario). Chose intéressante, les salaires réels ont également diminué plus vite dans l'Ouest canadien que dans les provinces centrales (graphique du haut). La comparaison des deux jeux de courbes fait clairement ressortir un arbitrage entre l'évolution du taux de chômage et les variations du salaire réel dans les diverses provinces — une courbe de Phillips provinciale.

Les profils d'évolution à l'échelle régionale au cours de la récession du début des années 1990 ont été bien différents de ceux observés durant la récession survenue dix ans plus tôt. Le Québec et plus particulièrement l'Ontario ont souffert d'une hausse du chômage beaucoup plus prononcée que les provinces de l'Ouest. À la différence des années 1980, par contre, les salaires réels ne semblent pas, à première vue, avoir chuté plus vite en Ontario que dans l'Ouest; on pourrait donc penser que la rigidité à la baisse

Figure 7
Salaire corrigé et taux de chômage selon la province



Nota : Tous les indices salariaux sont normalisés à zéro en 1997.

des salaires nominaux, combinée à une faible inflation, a peut-être empêché les salaires réels de s'ajuster autant qu'ils l'auraient dû en Ontario¹⁶.

Le Tableau 6 présente les estimations par les MCO de l'équation (3), spécifiée de diverses façons. Tous les modèles comprennent un ensemble de variables muettes (dont les coefficients ne sont pas contraints) afin de tenir compte des différences permanentes de variations salariales et de taux de chômage entre les provinces. Aux colonnes 1 à 4, nous faisons l'hypothèse que la pente de la courbe de Phillips est constante dans le temps. Le modèle représenté à la première colonne ne tient pas compte de l'effet des années, celui de la deuxième colonne inclut une tendance linéaire, et celui de la troisième, un ensemble d'effets liés à l'année (toujours sans contrainte). Le modèle présenté à la quatrième colonne comprend des tendances linéaires différentes selon la province — outre l'ensemble d'effets liés à l'année (au niveau national). Dans les quatre cas, le taux de chômage a un effet négatif sur l'évolution des salaires réels. Les estimations ponctuelles indiquent qu'une hausse de 1 point de pourcentage du taux de chômage provincial réduit la croissance des salaires réels dans la province de 0,3 à 0,6 %. Les effets estimés sont statistiquement significatifs pour toutes les spécifications sauf celle qui est présentée à la colonne 4.

Les colonnes 5 à 7 font état des estimations obtenues pour les mêmes modèles que dans les colonnes 1 à 3, avec cette différence que le taux de chômage provincial interagit avec la variable muette représentant le régime de faible inflation. Comme on pouvait s'y attendre, le terme d'interaction peut être estimé de manière beaucoup plus précise quand on utilise les variations provinciales plutôt que globales (voir le Tableau 6). L'erreur-type est d'environ 0,001, contre 0,004 au Tableau 5. Les estimations ponctuelles du terme d'interaction sont maintenant faibles et non statistiquement significatives pour tous les modèles présentés. Nous parvenons à la même conclusion à la colonne 8, où le taux d'inflation effectif (plutôt qu'une variable muette représentant les années de faible inflation) interagit avec le taux de chômage. Dans l'ensemble, les estimations établies à l'échelle provinciale n'indiquent pas que la courbe de Phillips soit plus plate au cours des années où l'inflation est très faible.

16. Certains pourraient toutefois prétendre que la politique suivie par le gouvernement provincial durant cette période a pu également contribuer à prévenir une diminution plus forte du salaire réel.

Tableau 6
Courbes de Phillips provinciales estimées
Échantillon : 1982-1997

	Variable dépendante : $\Delta \tilde{w}_{jt}$							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Variabes de contrôle								
Constante	0,066 (0,013)	0,070 (0,013)	0,042 (0,019)	0,043 (0,023)	0,067 (0,014)	0,072 (0,014)	0,033 (0,022)	0,051 (0,020)
u_{jt} (taux de chômage)	-0,006 (0,001)	-0,006 (0,001)	-0,003 (0,001)	-0,003 (0,002)	-0,006 (0,001)	-0,005 (0,001)	-0,003 (0,001)	-0,005 (0,002)
Tendance linéaire	—	0,0009 (0,0004)	—	—	—	0,002 (0,000)	—	—
Effets liés à l'année	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Tendances provinciales	Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Non	Non
A1992	—	—	—	—	0,008 (0,017)	-0,010 (0,019)	0,017 (0,019)	—
$u_{jt} * A1992$	—	—	—	—	-0,0003 (0,0017)	0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	—
$u_{jt} \Delta p_t$	—	—	—	—	—	—	—	0,042 (0,036)
\bar{R}^2	0,13	0,15	0,19	0,14	0,13	0,15	0,19	0,19

Nota : Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses. Toutes les spécifications comprennent dix variables muettes pour les provinces. Les régressions sont pondérées à l'aide des coefficients représentant les provinces. Nous mesurons l'inflation au moyen des variations annuelles de l'IPC global en logarithme. Le nombre d'observations est de 150. Nous avons exclu l'année 1997 et la Colombie-Britannique. Pour 1984, $\Delta p_{1984} = p_{1984} - p_{1983}$ et $\Delta w_{j, 1984} = (w_{j, 1984} - w_{j, 1982})/2$.

Sources : Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs, pour les salaires; CANSIM pour les prix et le chômage provincial.

4 Le rapprochement des différents résultats : pour qui la rigidité à la baisse des salaires nominaux a-t-elle un effet contraignant?

Nous avons présenté des résultats contradictoires en ce qui concerne l'importance de la rigidité à la baisse des salaires nominaux. D'une part, nous avons montré qu'il n'y a eu à peu près aucune croissance des salaires nominaux au Canada entre 1991 et 1994 et que les salaires réels n'ont pas baissé aussi vite durant cette période que pendant la récession des années 1980. D'autre part, nos estimations n'indiquent pas que la pente de la courbe de Phillips ait diminué au cours des années de très faible inflation, comme cela aurait dû être le cas si la rigidité à la baisse des salaires nominaux avait empêché les salaires réels de s'ajuster suffisamment aux augmentations du taux de chômage. En outre, les salaires réels ont chuté aussi rapidement au Canada qu'aux États-Unis, où le taux d'inflation était plus élevé entre 1991 et 1994.

L'une des façons de concilier ces résultats apparemment contradictoires consiste à exploiter la richesse des données que recèle l'EFC afin de mieux comprendre la dynamique d'ajustement du salaire réel au cours d'un cycle économique. Comme nous l'avons mentionné dans notre survol de la littérature, les théories de la rigidité à la baisse des salaires nominaux s'appliquent surtout à la fraction la plus « stable » de la population active, c'est-à-dire aux travailleurs les plus susceptibles de rester chez le même employeur. Par contre, la rigidité à la baisse des salaires n'empêche pas les employeurs d'embaucher de nouveaux travailleurs à un salaire nominal inférieur à celui qu'ils auraient consenti dans d'autres circonstances. Si la majorité des ajustements salariaux, au cours d'un cycle économique, se produisent au niveau d'embauche, l'existence de la rigidité à la baisse des salaires n'a peut-être pas beaucoup d'effet sur les ajustements (à la hausse ou à la baisse) des salaires considérés dans leur ensemble.

Par exemple, Beaudry et DiNardo (1991) montrent que, conformément à la théorie du salaire implicite, les salaires *réels* des travailleurs qui restent chez le même employeur sont rigides à la baisse. Les salaires réels globaux ne diminuent en période de récession qu'à cause des travailleurs qui obtiennent un nouvel emploi. En phase d'expansion, les salaires réels peuvent augmenter soit parce que les travailleurs nouvellement embauchés le sont à un salaire supérieur soit parce que ceux qui restent chez le même employeur bénéficient d'une hausse de rémunération (afin d'empêcher les autres employeurs de les débaucher)¹⁷. Si l'on prend les résultats de Beaudry et DiNardo au pied de la lettre, la rigidité à la baisse des

17. McDonald et Worswick (1999) obtiennent des résultats du même genre dans le cas du Canada (Beaudry et DiNardo se servent de données américaines).

salaires nominaux ne devrait avoir aucun effet sur l'emploi et les salaires globaux. Bien entendu, quand l'inflation descend très près de zéro, la rigidité des salaires nominaux se confond avec la rigidité des salaires réels. Il est possible qu'elle semble avoir un effet, dans la mesure où la rigidité des salaires réels en a une aussi.

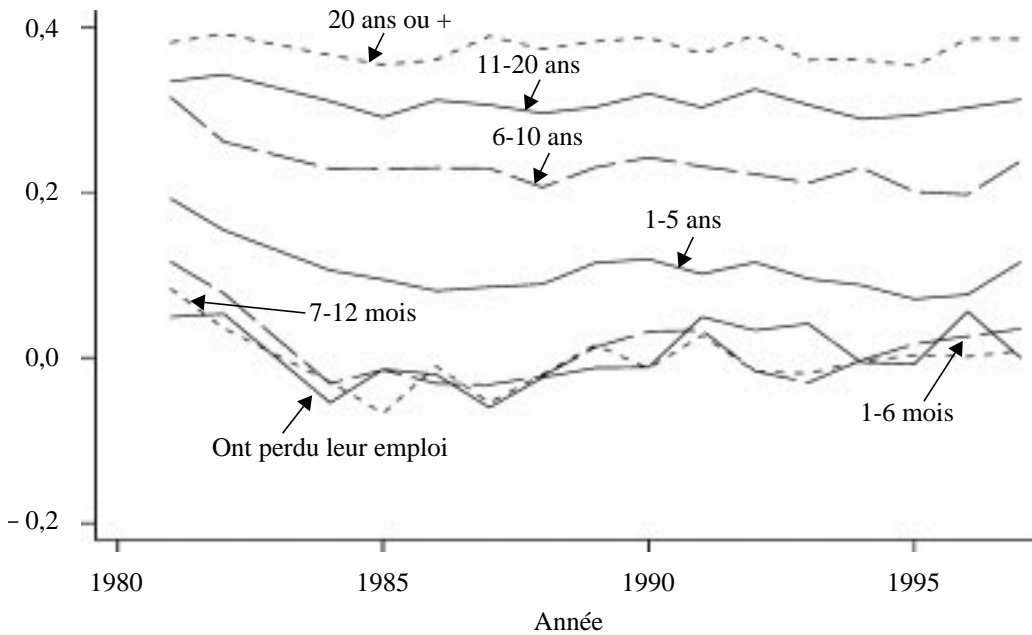
Les données de l'EFC nous permettent d'analyser ces questions en examinant l'évolution du salaire réel selon l'ancienneté des travailleurs. La Figure 8 illustre l'évolution, de 1981 à 1997, du salaire corrigé en fonction du niveau d'ancienneté que l'EFC permet de distinguer. On constate surtout que le salaire réel des travailleurs ayant plus d'ancienneté est beaucoup moins cyclique que celui des autres travailleurs. Par exemple, le salaire réel des travailleurs ayant vingt ans d'ancienneté ou plus n'a à peu près pas diminué pendant la récession du début des années 1980. Par contre, celui des travailleurs ayant un an d'ancienneté ou moins (les titulaires d'un « nouvel emploi ») a chuté de près de 20 % pendant la même période¹⁸.

Le salaire réel des travailleurs ayant un an ou moins d'ancienneté a beaucoup moins baissé pendant la récession des années 1990 que pendant celle de la décennie précédente. Étant donné que la rigidité à la baisse des salaires nominaux ne devrait pas jouer un rôle important dans leur cas, on est amené à penser que d'autres facteurs ont eu une influence. En ce qui concerne les travailleurs ayant le plus d'ancienneté, les salaires réels semblent relativement rigides sur l'ensemble du cycle économique, tout le long de la période 1981-1997. Les années de très faible inflation, soit depuis 1991, ne sont pas différentes des autres à cet égard.

Le comportement des salaires réels selon les groupes de travailleurs pourrait aider à expliquer pourquoi la rigidité à la baisse des salaires nominaux n'a peut-être pas beaucoup d'effet sur le chômage et les salaires globaux, bien qu'elle exerce un effet contraignant dans certaines circonstances. Comme nous l'avons indiqué, la rigidité à la baisse des salaires s'applique surtout aux travailleurs stables, qui sont depuis longtemps chez le même employeur. La Figure 8 indique cependant que les salaires réels de ces travailleurs sont assez rigides de toute manière (pour d'autres raisons, par exemple les contrats implicites). Cela signifie que la rigidité à la baisse des salaires importe surtout pour les travailleurs dont les salaires réels manquent relativement de souplesse. Par contre, la majeure partie des ajustements de salaires réels au cours des différentes phases du cycle économique touchent les titulaires d'un nouvel emploi, qui ne devraient guère être touchés par la rigidité à la baisse des salaires.

18. Les personnes qui ont perdu leur emploi déclarent un revenu salarial pour l'année précédente, même si elles n'ont plus de travail au moment où l'enquête est effectuée. On peut considérer leur salaire comme celui de travailleurs qui sont sur le point de perdre leur emploi.

Figure 8
Salaires corrigé selon l'ancienneté



Conclusion

L'une des principales contributions de cette étude est la mise au point d'une série du salaire réel corrigé, de 1981 à 1997, au Canada. Cette série est élaborée à partir de données détaillées de l'EFC qui nous permettent de neutraliser (de corriger) l'incidence des changements de composition de la population active au cours d'un cycle économique. Notre premier constat est que le salaire réel a un comportement nettement procyclique au Canada de sorte que, si l'on ne tient pas compte des changements de composition de la population active, on tend à sous-estimer le caractère cyclique du salaire réel.

Nous nous servons de ces données salariales pour déterminer si la rigidité à la baisse des salaires nominaux a tendance à aplatir la courbe exprimant la relation entre le salaire réel et la conjoncture économique (représentée par le taux de chômage). Les résultats globaux ne sont pas concluants en raison de la petite taille de l'échantillon, mais les chiffres obtenus au niveau provincial indiquent que la pente des courbes de Phillips des salaires réels établies pour les provinces est restée constante dans le temps. Ces résultats indiquent que la rigidité à la baisse des salaires n'a pas eu d'effet sensible sur la détermination des salaires et de l'emploi durant la période de très faible inflation observée depuis 1992.

Afin de tenter de concilier cette conclusion avec les résultats d'autres études qui militent clairement en faveur de l'existence d'une rigidité à la baisse des salaires nominaux, nous analysons l'évolution du salaire réel pour différents groupes de travailleurs. Il ressort de nos résultats que la rigidité à la baisse des salaires a un effet contraignant surtout pour les travailleurs ayant plus d'ancienneté, dont le salaire réel serait relativement rigide de toute manière. La majeure partie des ajustements de salaires réels au cours d'un cycle économique touchent de nouveaux travailleurs (jeunes travailleurs ou détenteurs d'un nouvel emploi), qui sont les moins susceptibles de subir l'effet contraignant de la rigidité à la baisse des salaires nominaux. Cela explique peut-être pourquoi la rigidité à la baisse des salaires nominaux a peu d'effet sur la détermination du salaire réel, globalement, bien qu'elle constitue un phénomène non négligeable dans le cas de certains groupes, comme les travailleurs relativement âgés et ayant plus d'ancienneté.

Bibliographie

- Akerlof, G. A., W. T. Dickens et G. L. Perry (1996). « The Macroeconomics of Low Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 1-59.
- Beaudry, P. et J. DiNardo (1991). « The Effect of Implicit Contracts on the Movement of Wages over the Business Cycle: Evidence from Micro Data », *Journal of Political Economy*, vol. 99, n° 4, p. 665-688.
- Bewley, T. F. (1999). *Why Wages Don't Fall During a Recession*, Cambridge, Harvard University Press.
- Bils, M. J. (1985). « Real Wages over the Business Cycle: Evidence from Panel Data », *Journal of Political Economy*, vol. 93, n° 4, p. 666-689.
- Blanchard, O. et L. F. Katz (1997). « What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 1, p. 51-72.
- Blanchflower, D. G. et A. J. Oswald (1994). *The Wage Curve*, Cambridge, MIT Press.
- Card, D. (1995). « The Wage Curve: A Review », *Journal of Economic Literature*, vol. 33, n° 2, p. 785-799.
- Card, D. et D. Hyslop (1997). « Does Inflation 'Grease the Wheels of the Labour Market'? ». In : *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, sous la direction de C. D. Romer et D. H. Romer, Chicago, University of Chicago Press, p. 71-114.
- Crawford, A. (2001). « How Rigid Are Nominal Wage Rates? », document de travail n° 2001-8, Banque du Canada.
- Crawford, A. et A. Harrison (1998). « La détection de la rigidité à la baisse des salaires nominaux ». In : *Stabilité des prix, cibles en matière d'inflation et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, mai 1997, Ottawa, Banque du Canada, p. 193-236.
- Farès, J. et S. Hogan (2000). « The Employment Costs of Downward Nominal-Wage Rigidity », document de travail n° 2000-1, Banque du Canada.
- Faruqui, U. A. (2000). « Employment Effects of Nominal-Wage Rigidity: An Examination Using Wage Settlements Data », document de travail n° 2000-14, Banque du Canada.
- Fortin, P. (1996). « The Great Canadian Slump », *Revue canadienne d'Économique*, vol. 29, n° 4, p. 761-787.

- Kahn, S. (1997). « Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata », *American Economic Review*, vol. 87, n° 5, p. 993-1008.
- Lebow, D. E., D. J. Stockton et W. L. Wascher (1995). « Inflation, Nominal Wage Rigidity, and the Efficiency of Labour Markets », U.S. Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series n° 95-45.
- McDonald, J. T. et C. Worswick (1999). « Wages, Implicit Contracts, and the Business Cycle: Evidence from Canadian Micro Data », *Journal of Political Economy*, vol. 107, n° 4, p. 884-892.
- McLaughlin, K. J. (1994). « Rigid Wages? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, n° 3, p. 383-414.
- (1999). « Are Nominal Wage Changes Skewed Away from Wage Cuts? », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 81, n° 3, p. 117-132.
- Simpson, W., N. Cameron et D. Hum (1998). « Is Hypoinflation Good Policy? », *Analyse de Politiques*, vol. 24, n° 3, p. 291-308.
- Smith, J. C. (2000). « Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom », *The Economic Journal*, vol. 110, n° 462, p. C176-C195.
- Solon, G., R. Barsky et J. A. Parker (1994). « Measuring the Cyclicalities of Real Wages: How Important Is Composition Bias? », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, n° 1, p. 1-25.

Commentaires

Allan Crawford

L'effet de la rigidité à la baisse des salaires nominaux sur les salaires réels et l'emploi est une question centrale dans le débat entourant le choix du niveau de la cible d'inflation à long terme. Étant donné que chacune des séries de données salariales disponibles au Canada souffre de certaines limites lorsqu'on veut évaluer l'incidence de la rigidité, il a été jugé utile d'aborder le problème de divers points de vue, à l'aide de bases de données et de techniques statistiques différentes. L'un des courants de la littérature s'inspire d'une approche microéconométrique. La plupart des études canadiennes qui se rattachent à ce courant se sont fondées sur les données tirées des conventions collectives pour estimer l'effet de la rigidité sur la progression des salaires ou l'emploi. Un autre courant, qui emprunte une démarche davantage macroéconomique, vise à estimer une courbe de Phillips à l'aide d'une mesure de la croissance du salaire global. Les auteurs s'inscrivant dans cette deuxième mouvance s'efforcent d'établir si la rigidité des salaires nominaux entraîne un aplatissement de la courbe de Phillips quand l'inflation se situe à de bas niveaux.

Privilégiant l'approche macroéconomique, Farès et Lemieux essaient de déceler un changement de la pente de la courbe de Phillips au Canada. Ils procèdent en trois étapes. Tout d'abord, ils élaborent une série relative à l'évolution du salaire réel global qui tient compte de l'effet des changements de composition de l'emploi. Ils se servent ensuite des données globales ainsi corrigées pour estimer une courbe de Phillips des salaires réels et tentent d'y détecter un changement de pente pendant les années de faible inflation de la décennie 1990. Enfin, dans le but de mieux comprendre les résultats découlant de la courbe de Phillips, ils se livrent à une analyse informelle des mouvements du salaire réel de différentes catégories de travailleurs. Je

présenterai quelques commentaires sur chacune de ces trois étapes, avant de comparer les résultats de Farès et Lemieux à ceux des travaux microéconomiques qui ont été consacrés à la rigidité des salaires au Canada.

Données relatives au salaire réel

La caractéristique originale de l'étude de Farès et Lemieux tient dans l'utilisation d'une mesure globale des salaires établie à partir de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), qui recueille de l'information auprès d'environ 40 000 personnes chaque année. Malheureusement, l'EFC ne permet pas de suivre un échantillon déterminé de personnes dans le temps, de sorte que ces données ne peuvent servir à étudier la rigidité des rémunérations au niveau microéconomique. Vu cette contrainte, Farès et Lemieux regroupent les données salariales provenant de l'enquête pour construire une série représentant la croissance globale des salaires (à l'échelle nationale ou provinciale), qu'ils emploient ensuite pour estimer la courbe de Phillips. Étant donné que cette variable salariale est au centre de leur analyse, la façon dont elle est élaborée mérite d'être examinée.

La série construite par Farès et Lemieux présente plusieurs caractéristiques souhaitables pour une évaluation de la rigidité des salaires. En premier lieu, comme elle est basée sur les données relatives à la main-d'œuvre rémunérée âgée de 20 à 65 ans, la variable salariale devrait être largement représentative de l'ensemble du marché du travail en ce qui concerne sa composition sectorielle et d'autres critères comme l'appartenance à un syndicat. Cette caractéristique permet de tirer plus facilement des conclusions générales au sujet de l'effet de la rigidité sur les variables macroéconomiques. D'autres mesures possibles de la rémunération globale des travailleurs, par exemple le revenu total du travail par heure-personne, offriraient aussi l'avantage d'une large représentation sectorielle.

Le point fort de la série élaborée par Farès et Lemieux, par rapport à d'autres mesures de l'évolution du salaire global, est que ceux-ci tiennent compte de l'effet des changements de composition de la population active dans le temps. Farès et Lemieux se servent pour cela de l'information sur le capital humain et les caractéristiques des postes que fournissent les fichiers individuels de l'EFC. Ainsi que l'indiquent les auteurs, ces changements de composition font probablement en sorte qu'une mesure non corrigée de la croissance du salaire réel surestime la rigidité des variations salariales pour les travailleurs présentant des caractéristiques déterminées. Farès et Lemieux montrent en effet que le salaire réel global réagit davantage, au Canada, à l'évolution cyclique une fois pris en considération les

changements de composition de l'emploi. Une implication importante de ce résultat est qu'il existe peut-être un biais en faveur de la rigidité dans les études où la variable salariale globale ne tient pas compte des changements de composition de la population active.

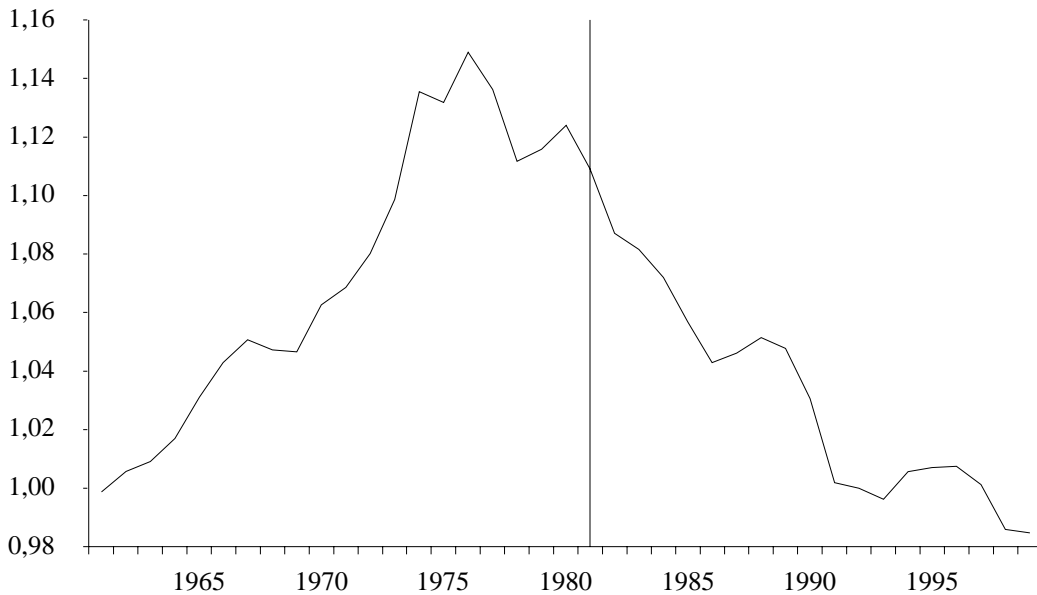
Farès et Lemieux ont recours à l'indice des prix à la consommation (IPC) pour convertir en termes réels le salaire corrigé. Par conséquent, toutes leurs analyses économétriques portent sur la relation entre le taux de chômage et les variations du salaire réel calculé à l'aide des prix à la consommation. La question de savoir si les prix à la consommation ou les prix à la production (ou encore les deux) déterminent l'évolution des salaires nominaux est d'ordre empirique¹. En tout état de cause, c'est en fin de compte le salaire réel établi d'après les prix à la production (le salaire nominal divisé par une mesure des prix à la production telle que l'indice implicite des prix du PIB) qui importe pour les décisions d'embauche que doivent prendre les entreprises et pour l'analyse des effets de la rigidité sur l'emploi. Cela m'amène à dire qu'il aurait été utile que Farès et Lemieux envisagent aussi le cas du salaire réel calculé en fonction des prix à la production.

Cette distinction entre les deux mesures du salaire réel est-elle véritablement pertinente sur le plan empirique? Le taux d'accroissement de l'IPC et celui des prix à la production tendent à afficher des profils d'évolution analogues. Il reste qu'ils peuvent diverger à court terme et que ces écarts peuvent persister pendant une période suffisamment longue pour que l'évolution tendancielle des deux indices, en niveau, soit différente. Pour le constater, examinons la Figure 1, qui illustre le rapport entre l'indice implicite du PIB et l'IPC. La ligne verticale indique le début de la période d'estimation utilisée par les auteurs. La baisse du rapport entre les deux indices durant la période en question signifie que les prix à la consommation ont augmenté plus rapidement que les prix à la production.

Quelles sont les conséquences de ces variations des prix relatifs pour l'évolution tendancielle du salaire réel? Le Tableau 3 de Farès et Lemieux montre une diminution de la rémunération hebdomadaire réelle non corrigée entre 1981 et 1997 quand celle-ci est établie à l'aide de l'IPC. Mais lorsqu'on calcule le salaire réel au moyen des prix à la production, on constate au contraire qu'il a *progressé* étant donné que l'indice implicite des prix du PIB a augmenté plus lentement que l'IPC pendant les années en question.

1. On trouvera dans Cozier (1991) une comparaison de l'évolution en longue période des salaires réels établis au moyen des prix à la production et des prix à la consommation au Canada.

Figure 1
Rapport des prix à la production à l'IPC (1961 = 1,0)



Lorsqu'on veut analyser l'effet de la rigidité à la baisse des salaires nominaux à de bas taux d'inflation, il est peut-être plus important de savoir de quelle manière le choix de la variable de prix influe sur le *caractère cyclique* des salaires réels tel qu'il est mesuré. Farès et Lemieux font remarquer que, d'après leur série du salaire réel calculé à l'aide des prix à la consommation, celui-ci a moins reculé pendant la période de récession et de reprise du début des années 1990 que durant la période comparable du début de la décennie 1980 (lorsque l'inflation était beaucoup plus élevée). On pourrait y voir l'indice d'un affaiblissement de la relation entre le taux de chômage et la croissance du salaire réel quand l'inflation est faible. Cependant, la différence entre les taux d'augmentation salariaux observés au début des années 1980 et au début des années 1990 diminue lorsqu'on établit le salaire réel à partir des prix à la production². Étant donné que les décisions d'emploi dépendent des salaires réels calculés d'après les prix à la production, il est possible qu'en fondant l'analyse sur les salaires réels établis en fonction des prix à la consommation, on exagère les effets de la rigidité sur l'emploi quand le taux d'inflation est bas.

2. La hausse des prix à la consommation a été nettement plus marquée que celle des prix à la production pendant la période de récession et de reprise du début des années 1980; les deux indicateurs des variations de prix ont évolué de façon plus parallèle pendant les années de faible inflation du début de la décennie 1990.

J'ai quelques autres commentaires à formuler sur les données salariales élaborées par Farès et Lemieux ainsi que sur l'analyse informelle qu'ils en font. Les auteurs limitent leur échantillon aux travailleurs rémunérés âgés de 20 à 65 ans pour le motif que la notion de rigidité à la baisse ne s'applique pas aux travailleurs autonomes (qui représentent environ 15 % de la population active). Si ce motif est valable, il reste que les travailleurs autonomes auraient pu être inclus dans l'échantillon vu l'objectif des auteurs, qui est d'évaluer l'effet de la rigidité à la baisse des salaires nominaux sur l'ensemble des rémunérations et de l'emploi. Il se peut qu'en excluant les travailleurs autonomes, ils introduisent un biais dans les résultats en faveur de la détection d'une rigidité. L'incidence nette de l'exclusion des travailleurs de moins de 20 ans n'est peut-être pas aussi facile à déterminer. Ces travailleurs sont davantage susceptibles d'être protégés par le salaire minimum, encore que, d'après les résultats présentés dans la suite de l'étude, les salaires réels semblent plus flexibles dans le cas des nouveaux venus sur le marché du travail.

Les auteurs signalent enfin que le salaire nominal corrigé n'a à peu près pas varié entre 1991 et 1994; ils en concluent que cela indique à première vue une rigidité substantielle des salaires nominaux au Canada au début des années 1990. Or, il n'est pas certain qu'une rémunération nominale (globale) constante soit le signe d'une rigidité à la baisse. En fait, on pourrait tout aussi bien y voir une forte flexibilité à la baisse des taux de rémunération nominaux. Par exemple, en théorie, un salaire constant globalement serait compatible avec un scénario dans lequel la moitié des travailleurs subirait une diminution de salaire et l'autre moitié bénéficierait d'une hausse de salaire. Ainsi que le reconnaissent les auteurs, il faut recourir à une analyse plus formelle (comme, par exemple, l'estimation de courbes de Phillips) pour évaluer la mesure dans laquelle le résultat observé traduit l'influence d'une rigidité des salaires nominaux.

Estimation des courbes de Phillips

La rigidité à la baisse des salaires nominaux implique qu'un choc négatif a moins d'effet sur les salaires réels en période de faible inflation, parce que les salaires nominaux sont alors plus susceptibles d'être assujettis à un plancher. Les auteurs vérifient la validité de cette hypothèse en estimant une courbe de Phillips des salaires réels pour le Canada et en voyant si celle-ci s'est aplatie pendant la période de basse inflation postérieure à 1991. Ils intègrent ce test à la plupart de leurs équations en y introduisant une variable muette qui interagit avec le taux de chômage pendant les années de faible

inflation de leur échantillon (1992-1997). Un défaut de cette spécification est que, en raison de la variable muette, la rigidité a nécessairement le même effet sur la pente de la courbe de Phillips au cours de chacune des années de la période. Un modèle plus souple permettrait de faire varier la pente de la courbe de Phillips selon la fréquence des planchers limitant les salaires nominaux au cours de chaque période.

Farès et Lemieux envisagent une autre spécification qui permet de faire varier systématiquement les effets de la rigidité au fil du temps. Dans la partie de leur étude qui porte sur les courbes de Phillips au niveau provincial, ils estiment un modèle dans lequel le taux de chômage provincial interagit avec la hausse de l'IPC. Ce terme d'interaction est affecté d'un signe négatif (et la courbe de Phillips est plus plate quand le taux d'inflation est bas) si une proportion accrue des salaires nominaux est assujettie à un plancher lorsque l'inflation est faible. Les modèles de détermination des salaires au niveau microéconomique aident à déterminer les conditions dans lesquelles cette formulation saisit les effets de la rigidité. Par exemple, dans un modèle Tobit de rigidité des salaires, il y a une relation inverse entre la rigidité et l'inflation si le *rapport* entre la moyenne et l'écart-type de la distribution théorique des variations salariales diminue à de bas taux d'inflation³. On peut voir dans la formulation de Farès et Lemieux (qui présentent la rigidité comme une fonction continue de l'inflation) une tentative de représenter de manière approximative la relation entre ce rapport et l'inflation⁴.

Les auteurs procèdent à l'estimation de leur modèle au moyen de données nationales ou provinciales qui ont été corrigées pour tenir compte des effets des changements de composition de l'emploi. Les deux ensembles de résultats incitent à penser que la courbe de Phillips ne s'est pas aplatie pendant les années de faible inflation⁵. Farès et Lemieux en concluent que la rigidité à la baisse des salaires nominaux n'a pas d'effet significatif sur l'ensemble des rémunérations et de l'emploi pendant les années de faible inflation de la décennie 1990. Comme je l'ai indiqué, la prise en considération de ces changements de composition est une innovation intéressante, et les auteurs qui n'en tiennent pas compte dans leurs mesures globales de l'évolution des salaires risquent d'exagérer les effets de la

3. La distribution « théorique » est celle qui serait observée en l'absence de rigidité à la baisse des salaires nominaux et de coûts d'étiquetage.

4. Crawford et Wright (2001) montrent à l'aide d'un modèle Tobit que la moyenne et l'écart-type de la distribution théorique ont tous deux tendance à diminuer avec l'inflation. L'effet net est une baisse du rapport entre les deux.

rigidité. Il aurait donc été intéressant que Farès et Lemieux présentent des estimations de la courbe de Phillips obtenues à partir des données salariales non corrigées, afin de permettre au lecteur d'apprécier la portée pratique de ce facteur.

Évolution des salaires réels de différents groupes de travailleurs

À la section 4 de leur étude, les auteurs présentent une analyse informelle de l'évolution du salaire réel de différentes catégories de travailleurs afin d'expliquer pourquoi l'on ne décèle aucun aplatissement de la courbe de Phillips. L'un des principaux résultats qui se dégagent de cette analyse catégorielle est que le salaire réel (calculé à l'aide des prix à la consommation) des travailleurs plus âgés et ayant plus d'ancienneté est resté relativement constant pour tous les taux d'inflation; cela amène les auteurs à conclure que les salaires réels sont relativement rigides dans ce groupe pour des raisons autres que la rigidité à la baisse des salaires nominaux. Les salaires réels des nouveaux venus sur le marché du travail (jeunes travailleurs ou ceux qui ont un an ou moins d'ancienneté) ont moins diminué pendant la récession des années 1990 qu'au début de la décennie 1980, mais les auteurs soutiennent que ce phénomène est dû à d'autres facteurs, puisque la rigidité des salaires nominaux ne devrait pas beaucoup toucher cette catégorie de travailleurs.

Les observations qui ressortent des données détaillées fournissent des aperçus utiles pour la compréhension des résultats globaux. Cette analyse est toutefois limitée par l'absence d'estimation ou de test formel des variations qu'auraient connues les salaires réels dans chaque groupe en l'absence de rigidité à la baisse des salaires nominaux. Un axe de recherche pour l'avenir pourrait consister à estimer l'équation de salaire des différentes catégories, encore qu'il soit peut-être difficile d'obtenir des mesures convenables, à un niveau détaillé, des tensions qui s'exercent sur le marché du travail.

5. La démarche de Farès et Lemieux est très voisine de celle adoptée aux États-Unis par Card et Hyslop (1997), qui estiment des modèles analogues au moyen de données salariales calculées au niveau de l'État et corrigées des changements de composition de la population active. Card et Hyslop n'ont pas décelé de relation statistiquement significative entre la pente de la courbe de Phillips et l'inflation entre 1976 et 1991. La méthodologie débouche donc sur des conclusions similaires dans les deux pays. La période d'estimation retenue par Farès et Lemieux devrait permettre de mieux évaluer la validité de l'hypothèse de rigidité puisqu'elle comprend des années où l'inflation était plus faible (l'IPC a augmenté en moyenne d'environ 1,5 % par année au Canada de 1992 à 1997).

Comparaison avec les études microéconomiques canadiennes

J'ai indiqué en introduction que diverses techniques et sources de données avaient servi à étudier le degré de rigidité à la baisse des salaires nominaux et son effet sur l'emploi. En conclusion, je traiterai donc de la mesure dans laquelle les résultats globaux obtenus par Farès et Lemieux sont corroborés par les conclusions des auteurs qui font appel à des microdonnées canadiennes.

La conclusion de Farès et Lemieux selon laquelle la rigidité à la baisse a eu peu d'effet sur l'ensemble des salaires et de l'emploi est à l'opposé de celle de Simpson, Cameron et Hum (1998), qui utilisent un modèle Tobit standard et des données relatives aux accords salariaux. Simpson et ses collaborateurs concluent que la rigidité à la baisse des salaires est assez généralisée au Canada quand l'inflation se situe à de bas niveaux. Leur estimation d'une équation de forme réduite relative à l'emploi donne également à penser que la rigidité à la baisse des salaires nominaux (représentée par la proportion des contrats de travail comportant des gels de salaire) a donné lieu à une réduction sensible de l'emploi vers le milieu des années 1990.

Les études microéconomiques plus récentes produisent des résultats beaucoup plus proches de ceux qui se dégagent de l'analyse globale de Farès et Lemieux. Pour ce qui est de l'incidence de la rigidité sur les salaires, les auteurs de ces études incorporent dans leurs modèles d'importants faits stylisés établis à partir de la distribution des variations salariales. Par exemple, un point faible du modèle Tobit standard utilisé par Simpson et coll. tient au fait qu'il attribue la totalité des gels salariaux à la rigidité à la baisse des rémunérations nominales. Cette hypothèse est discutable si l'on songe que la distribution des variations obtenue à partir des accords salariaux comporte peu de contrats de travail prévoyant de faibles hausses ou de faibles diminutions de salaire. On est tenté d'en conclure que certains gels salariaux sont dus à des effets symétriques liés aux coûts d'étiquetage, plutôt qu'à une rigidité asymétrique à la baisse. Lorsqu'on ne tient pas compte des coûts d'étiquetage, on est amené à surévaluer l'incidence de la rigidité à la baisse des salaires nominaux sur la croissance de la rémunération.

Une autre caractéristique de la distribution des variations obtenue à partir des accords salariaux est la baisse de la variance en période de basse inflation. Certains avancent que cette diminution s'explique par un amincissement de la queue gauche de la distribution imputable à la rigidité à

la baisse, plutôt que par une modification de la variance de la distribution théorique. Or, la réduction de la dispersion est observée des deux côtés de la distribution, ce qui porte à croire qu'une bonne partie de la tendance à la baisse de la variance observée peut être attribuée à une diminution de la variance théorique quand le taux d'inflation est bas. Si cette interprétation est juste, un modèle qui impose une valeur constante à la variance de la distribution théorique donnera une idée exagérée de la portion de cette distribution qui se trouve en deçà de zéro en période de faible inflation et surestimera du même coup les effets de la rigidité sur la croissance des salaires. Aussi faudrait-il déterminer au moyen de modèles empiriques si la variance de la distribution théorique varie selon les périodes.

Crawford et Wright (2001) montrent que, lorsqu'on élargit le modèle Tobit pour y incorporer à la fois les effets des coûts d'étiquetage et une variance théorique variable selon les périodes, on obtient des estimations nettement plus faibles de la rigidité que les chiffres indiqués par Simpson et coll. Dans ce modèle élargi, l'incidence nette estimée de la rigidité à la baisse et des coûts d'étiquetage sur la croissance des salaires au cours des années 1990 est d'environ 0,4 % en ce qui concerne la variation salariale moyenne pour la première année d'application du contrat, et de moins de 0,1 % dans le cas de la variation annuelle moyenne calculée sur toute la durée du contrat. De même, dans les modèles de survie dont fait état Crawford (2001), l'effet net estimé de la rigidité à la baisse des salaires nominaux et des coûts d'étiquetage sur la croissance annuelle moyenne des salaires, établie sur la durée totale des contrats de travail, est de l'ordre de 0,10 à 0,20 %.

Des études récentes présentent d'autres résultats concernant les effets de la rigidité sur l'emploi. Faruqi (2000) donne divers prolongements à l'équation de forme réduite de Simpson et coll. afin de mieux tenir compte de l'incidence des chocs de demande. Dans la plupart des formulations qu'il propose, la variable représentant la rigidité, soit la mesure des gels salariaux, n'a pas d'effet appréciable sur la croissance de l'emploi. On peut également vérifier si la rigidité a un effet sur l'emploi en cherchant à établir si la courbe de Phillips à long terme est non verticale quand l'inflation est faible. En se servant de modèles Tobit et de données relatives aux accords salariaux, Crawford et Wright obtiennent des résultats qui donnent à penser que la courbe à long terme est presque verticale lorsque le taux d'inflation se situe à 2 % ou plus, pour autant que la croissance de la productivité se maintienne autour de la moyenne observée ces dernières décennies.

Dans l'ensemble, les résultats obtenus pour le Canada au niveau microéconomique indiquent que les effets de la rigidité à la baisse des salaires nominaux sur les salaires et l'emploi ont été faibles pendant les années de basse inflation de la décennie 1990. Cette conclusion cadre avec les résultats qui ressortent de l'analyse globale de Farès et Lemieux.

Bibliographie

- Card, D. et D. Hyslop (1997). « Does Inflation 'Grease the Wheels of the Labour Market'? ». In : *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, sous la direction de C. D. Romer et D. H. Romer, Chicago, University of Chicago Press, p. 71-114.
- Cozier, B. (1991). « Le salaire réel et la productivité au Canada : mise à jour », *Revue de la Banque du Canada* (juillet), p. 3-8.
- Crawford, A. (2001). « How Rigid are Nominal-Wage Rates? », document de travail n° 2001-8, Banque du Canada.
- Crawford, A. et G. Wright (2001). « Downward Nominal-Wage Rigidity: Micro Evidence from Tobit Models », document de travail n° 2001-7, Banque du Canada.
- Faruqui, U. A. (2000). « Employment Effects of Nominal-Wage Rigidity: An Examination Using Wage-Settlements Data », document de travail n° 2000-14, Banque du Canada.
- Simpson, W., N. Cameron et D. Hum (1998). « Is Hypoinflation Good Policy? », *Analyse de Politiques*, vol. 24, n° 3, p. 291-308.

Commentaires

Wayne Simpson

Quel devrait être l'objectif à long terme de la politique monétaire? La stabilité absolue des prix ou une autre cible? Ce sont là des questions qui préoccupent depuis longtemps les spécialistes de la macroéconomie et les banques centrales. L'un des aspects du débat concerne le fonctionnement du marché du travail, et plus particulièrement la flexibilité ou la rigidité des salaires. Au cours des années 1990, alors que l'inflation diminuait mais que le chômage restait élevé au Canada comparativement aux États-Unis, le débat a surtout porté sur la « rigidité à la baisse des salaires nominaux », une forme extrême d'inflexibilité des salaires. L'étude de Farès et Lemieux situe le débat dans le contexte canadien, présente quelques résultats nouveaux et propose de nouveaux axes de recherche.

Supposons que, alors que le taux d'inflation avoisine zéro, une conjoncture défavorable (inférieure à la moyenne) pour certaines entreprises les conduise à offrir un salaire réel moins élevé, c'est-à-dire un salaire nominal réduit. Nous touchons ici à certaines questions susceptibles de se répercuter sur les cibles de la politique monétaire. Primo, les travailleurs concernés parviendront-ils à empêcher la réduction de leur salaire? Secundo, les entreprises réagiront-elles en comprimant l'emploi et la production? Tertio, quelles en seront les conséquences pour la conduite de la politique monétaire? Dans ces commentaires, je me pencherai sur chacune de ces trois questions, en me basant tout particulièrement sur l'étude de Farès et Lemieux. Je terminerai par quelques observations sur les recherches à effectuer dans ce domaine.

Peut-on détecter une rigidité des salaires nominaux?

Farès et Lemieux présentent une synthèse des recherches empiriques menées récemment au Canada et aux États-Unis. Ils concluent de celles-ci que la rigidité à la baisse des salaires nominaux existe bel et bien. Je suis d'accord avec eux lorsqu'ils affirment que cette rigidité « exerce manifestement un effet contraignant sur les variations de salaires nominaux au niveau microéconomique » (page 11). Leur étude n'indique pas aussi clairement *pourquoi* ce phénomène est important et quels travailleurs et entreprises il touche.

Au Canada, les commentaires formulés par Fortin (1996) dans son allocution devant l'Association Canadienne d'Économique ont suscité de nouveaux travaux mettant surtout à contribution les chiffres des accords salariaux conclus par les unités de négociation regroupant 500 travailleurs ou plus. Ces données présentent l'avantage de fournir une mesure claire de l'augmentation de la rémunération de base ou de l'échelle de rémunération dont bénéficient les travailleurs d'une catégorie ou d'un secteur particulier. L'inconvénient, c'est qu'elles concernent uniquement une minorité — puissante collectivement — de travailleurs canadiens. En ce sens, les données en question constituent un premier test important : si la rigidité des salaires nominaux ne transparaît pas dans les chiffres des accords salariaux, il ne faut pas s'attendre à la détecter ailleurs.

Comme le signalent Farès et Lemieux, même lorsqu'on ne s'arrête pas, comme Fortin l'a fait, à la première année des contrats de longue durée, on décèle une rigidité à la baisse des salaires nominaux. J'ajouterais deux études récentes, inédites, aux données présentées par les auteurs. Je me suis servi du modèle élaboré par Kahn (1997) pour décomposer les variations salariales annuelles dans le secteur privé en deux catégories : celles s'expliquant par la rigidité des salaires ou la présence de coûts d'étiquetage et celles qui sont liées à l'écart par rapport à la médiane de ces variations (Simpson, 1998). J'estime que, sur la totalité de la période étudiée, la rigidité des salaires nominaux s'applique à 10 % de l'ensemble des accords salariaux et qu'environ la moitié de ces cas peuvent être attribués au fait que la présence de coûts d'étiquetage entraînerait une résistance à de très faibles variations salariales négatives ou positives. Cependant, comme nous pouvions nous y attendre, cette estimation n'est pas stable et passe à 15 % pendant les années 1993-1997, durant lesquelles l'inflation était beaucoup plus faible. Les coûts d'étiquetage ne peuvent rendre compte, là encore, de plus de 5 % du total, de sorte qu'environ 10 % des accords salariaux s'expliqueraient par la rigidité des salaires nominaux durant le milieu des années 1990. Dans une autre étude récente, Christofides et Stengos (2000) font appel à des tests non paramétriques pour établir si la

distribution des variations salariales est symétrique; d'après les résultats de leurs tests, cette distribution aurait été moins symétrique durant les années 1992-1996 que pendant les périodes antérieures, ce qui tend à confirmer l'hypothèse de rigidité à la baisse des salaires nominaux.

La rigidité à la baisse des salaires nominaux est-elle détectable ailleurs que dans les grandes unités de négociation? La situation est moins claire dans ce cas, en grande partie à cause de l'ambiguïté des données. Farès et Lemieux font remarquer qu'un certain nombre d'études portant sur les ensembles de microdonnées relatives aux ménages, comme l'étude par panel de la dynamique des revenus (*Panel Study of Income Dynamics*) aux États-Unis ou l'Enquête sur l'activité et l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) au Canada, ont décelé une rigidité des salaires nominaux, malgré la tendance bien connue de ces enquêtes à surestimer le nombre des réductions de rémunération (Simpson et coll., 1998). Des questions portant plus directement sur les variations de salaire — du genre : « Votre rémunération horaire de base a-t-elle été modifiée cette année? Dans l'affirmative, de combien? » — seraient certes plus utiles qu'une déclaration des revenus salariaux et des heures travaillées. Il reste que les microdonnées relatives aux ménages constituent un domaine prometteur pour les chercheurs qui s'intéressent à l'ajustement des salaires. Farès et Lemieux se concentrent sur les fichiers de données transversales de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) de 1981 à 1997, mais à l'avenir les chercheurs trouveront probablement l'EDTR plus intéressante, en particulier le panel initial de six ans (1993-1998), dont on attend les résultats sous peu, et ceux qui suivront. Nous aimerions non seulement savoir si la rigidité des salaires nominaux touche l'ensemble des travailleurs, mais aussi si elle concerne surtout le secteur syndiqué ou également les travailleurs non syndiqués. En sachant qui est touché par la rigidité des salaires nominaux, il deviendra plus facile de tester les théories qui prétendent l'expliquer.

De nombreuses observations militent en faveur de l'hypothèse de rigidité à la baisse des salaires nominaux, du moins dans le cas des travailleurs faisant partie de grandes unités de négociation. Les méthodes mises au point pour mesurer la rigidité des salaires nominaux deviendront plus utiles à mesure que s'accumuleront de nouvelles données permettant de tester cette hypothèse et que la situation macroéconomique évoluera.

Comment les entreprises réagissent-elles à la rigidité à la baisse des salaires nominaux?

Si la rigidité à la baisse des salaires nominaux existe, comment influe-t-elle sur les décisions des entreprises en matière d'emploi et de production? Sur le plan théorique, il paraît clair que la rigidité des salaires nominaux doit

exercer une influence. Si les entreprises choisissent le niveau d'emploi une fois que les salaires ont été déterminés, la rigidité des salaires nominaux implique un salaire réel plus élevé et un niveau d'emploi et de production plus faible qu'en l'absence de rigidité. Une solution efficace pourrait ne pas se trouver sur la courbe de demande de travail, mais Hum et coll. (1999, annexe) montrent que, quand les syndicats privilégient le maintien des salaires nominaux à tout prix (comme cela doit être le cas dans l'hypothèse de rigidité des salaires nominaux), le contrat doit se trouver sur la courbe de demande de travail, ce qui implique un niveau d'emploi plus faible que si les salaires nominaux pouvaient diminuer.

Cette prédiction théorique se vérifie-t-elle dans les données globales et, dans l'affirmative, quel est l'effet de la rigidité à la baisse des salaires nominaux sur l'emploi? Là, les résultats sont moins clairs et prêtent davantage à controverse. Dans un article antérieur (Simpson et coll., 1998, Tableau 3), nous avons examiné les différents secteurs afin de déterminer si l'on peut déceler une corrélation partielle entre le nombre des hausses salariales nulles ou négatives, qui sont révélatrices de rigidité des salaires nominaux, et la croissance de l'emploi. Nous avons à l'esprit un modèle standard de l'emploi et des salaires réels au niveau sectoriel, dans lequel la demande de travail variait en fonction de la production, l'offre de travail restant relativement stable. Par conséquent, le modèle à forme réduite de l'emploi (et le modèle correspondant des salaires) dépendait de la production. On pouvait éliminer les effets fixes propres à un secteur en estimant le modèle en différences premières, ce qui donnait un modèle où la croissance de l'emploi était fonction de celle de la production. Notre innovation consistait à ajouter un terme — la fréquence des gels ou des réductions de rémunération dans les accords salariaux — afin de saisir l'incidence de la rigidité à la baisse des salaires nominaux. Comme prévu, ce terme présente une corrélation négative significative avec la croissance de l'emploi. Nous prétendions, et nous prétendons encore, qu'il ne faut pas accorder trop d'importance à ce résultat parce que la mesure de la rigidité à la baisse des salaires nominaux laisse fortement à désirer : elle ne tient compte que des accords salariaux touchant les grandes unités de négociation du secteur et, même dans ce cas, elle ne mesure que le nombre de cas où on décèle une rigidité, et non l'ampleur de celle-ci.

Farès et Hogan (2000) et Faruqui (2000), de la Banque du Canada, mettent en doute la solidité de ce résultat. Lorsqu'ils introduisent le taux de variation des salaires dans l'équation de croissance de l'emploi afin de tenir compte des chocs de demande de travail, les effets de la rigidité à la baisse des salaires nominaux disparaissent. À notre avis, cette méthode pose problème parce que les variations salariales sont endogènes et que leur introduction produit un biais de simultanéité qui fausse les résultats. Nous

accueillons favorablement tout test visant à évaluer la robustesse de nos résultats, mais nous sommes sceptiques à l'égard de cette méthode. Il faudra probablement procéder à d'autres tests et disposer de meilleures données au niveau de l'entreprise. Par exemple, Groshen et Schweitzer (1999) se sont servis d'un panel sur 40 ans des variations salariales déclarées par les grands employeurs du Midwest américain pour conclure à l'existence de la rigidité des salaires nominaux (le « sable dans l'engrenage ») quand l'inflation est inférieure à 5 %. Des renseignements de ce genre provenant des employeurs seraient vraisemblablement nécessaires pour tester de manière plus valable l'effet de la rigidité des salaires nominaux sur l'emploi et la production.

La rigidité à la baisse des salaires nominaux importe-t-elle pour la politique monétaire?

La rigidité à la baisse des salaires nominaux n'importe aux décideurs publics que s'il peut être démontré qu'elle influe sur les arbitrages entre l'inflation et d'autres objectifs économiques, comme l'emploi. Au risque de tomber dans le stéréotype, je dirais que la position officielle de la plupart des spécialistes de la macroéconomie et des banques centrales est que l'inflation est coûteuse, de sorte que la stabilité des prix doit être privilégiée en longue période. C'est-à-dire que la relation de Phillips entre les variations du salaire réel et le chômage est verticale à long terme et qu'elle présente à court terme une pente négative assez marquée pour tous les taux d'inflation. Par conséquent, les décideurs s'intéressent aux modèles dans lesquels l'effet global de la rigidité des salaires nominaux peut être démontré dans le cadre d'une relation de Phillips de ce genre.

Notre méthode a consisté à représenter explicitement la rigidité à la baisse des salaires nominaux à l'aide d'un modèle tobit, en traitant les gels et réductions de rémunération comme des données censurées (Simpson et coll., 1998). Nos résultats indiquaient que, si le comportement reflété par les données relatives aux accords salariaux était représentatif de l'évolution des autres salaires dans l'économie, la rigidité des salaires nominaux maintenait les rémunérations à 2/3 de point de pourcentage au-dessus du niveau où elles se seraient situées autrement entre 1993 et 1995. Nous avons donc estimé que la rigidité des salaires nominaux se traduisait par un taux de chômage plus élevé de 2 %, et ce, pour atteindre le même objectif de maîtrise de l'inflation qu'en l'absence de rigidité. Ce sont là assurément des résultats de nature à intéresser les décideurs publics, s'ils sont corroborés par d'autres recherches.

Contrairement à ce qu'affirment Farès et Lemieux (page 12), nous n'avons pas fait l'hypothèse que la variance de la croissance des salaires était constante dans le temps. Nous avons permis à la variance de différer

selon les périodes et avons présenté les résultats du modèle tobit avec et sans hétéroscédasticité (Simpson et coll., 1998, Tableau 5). Farès et Lemieux soutiennent qu'il y a eu une « compression notable de la distribution des variations salariales dans les années 1990 » (page 12), mais la portée de ce résultat n'est pas évidente si, comme tendent à le montrer nos propres observations, cela est dû principalement à la concentration des variations salariales à zéro en raison même de l'existence d'une rigidité à la baisse des salaires nominaux.

Les auteurs se servent des fichiers de données transversales de l'EFC pour examiner l'évolution des taux de rémunération au Canada de 1981 à 1997. Ils admettent que l'EFC présente un inconvénient, à savoir que, à la différence de l'enquête qui lui a succédé, l'EDTR, elle ne fournit pas directement de renseignements sur le nombre d'heures travaillées par semaine pendant l'année de l'enquête. Ils se servent donc de renseignements obtenus de façon directe et indirecte sur les heures travaillées, de même que d'informations sur d'autres caractéristiques observables des travailleurs, pour aboutir à des estimations corrigées des salaires hebdomadaires moyens par année. L'absence d'information directe sur les rémunérations horaires introduit certes du bruit dans les données, mais le sens du biais n'est pas clair, et la méthodologie employée permet d'étudier de nouvelles caractéristiques des variations salariales qui pourraient être intéressantes.

Farès et Lemieux constatent que les salaires corrigés en fonction des caractéristiques des travailleurs affichent un caractère cyclique qui ne transparait pas dans les données brutes. Cela est cependant quelque peu étonnant puisque la série brute reflète l'évolution tant des rémunérations horaires que des heures travaillées, tandis que les données corrigées ne sont censées traduire que les variations des salaires horaires. Si la série corrigée affiche un caractère cyclique analogue à celui qu'on observe aux États-Unis, comme l'indiquent les résultats de Farès et Lemieux (Figure 3), doit-on en conclure que les heures travaillées sont moins cycliques au Canada qu'aux États-Unis? Ou les autres corrections au titre de la qualité de la main-d'œuvre diffèrent-elles selon le pays? Il serait utile de comparer les séries non corrigées en fonction des heures travaillées au Canada et aux États-Unis et, au besoin, de décomposer les différences d'évolution des salaires hebdomadaires moyens en variations des heures, de la qualité de la main-d'œuvre et des rémunérations horaires, pour aider les lecteurs à comprendre les données corrigées.

Les auteurs procèdent ensuite à l'estimation de courbes de Phillips des salaires réels pour le Canada, à l'aide de la méthode adoptée par Card et Hyslop (1997) dans le cas des données américaines. C'est-à-dire qu'ils font la régression du taux de chômage sur la variation des salaires réels afin de déterminer si la courbe s'aplatit quand l'inflation est faible. Le raisonnement

est le suivant : quand l'inflation est faible, soit la rigidité des salaires nominaux entraîne une diminution de l'emploi et une hausse du chômage, soit un taux déterminé de sous-emploi a un effet négatif moins marqué sur les salaires nominaux et réels. Il s'agit là, semble-t-il, d'une façon moins directe de détecter la rigidité des salaires nominaux que notre propre méthode, qui expliquait les accords salariaux conclus par chaque groupe en fonction de la situation économique du moment (taux mensuels de chômage et d'inflation) et traitait la rigidité des salaires nominaux comme un processus de censure. Cette méthode est certainement moins puissante sur le plan économétrique, puisqu'elle regroupe les variations salariales en une série annuelle qui ne comprend que 15 observations, comparativement à près de 15 000 dans notre analyse. Il n'est donc pas étonnant que les résultats de Farès et Lemieux (Tableau 5) ne soient pas statistiquement significatifs, bien qu'ils cadrent avec un aplatissement de la courbe de Phillips des salaires réels après 1991. Le test que les auteurs appliquent n'est cependant pas le bon. Ils s'intéressent uniquement à l'interaction du taux de chômage et de la variable muette de temps (égale à un après 1991), alors qu'un aplatissement de la courbe de Phillips implique un changement et de la pente, saisie par le terme d'interaction, et de l'ordonnée à l'origine, saisie par la variable muette. Il faudrait tester conjointement ces deux coefficients, dans ce qui équivaldrait à un test de Chow permettant d'évaluer la stabilité de la régression. On ne peut être certain de ce que cela donnerait, mais je soupçonne que l'échantillon est tout simplement trop petit pour que l'on puisse détecter un déplacement statistiquement significatif de la courbe après 1991. Il convient toutefois de noter que, même s'ils ne sont pas significatifs, les résultats sont compatibles durant cette période avec l'hypothèse de rigidité des salaires nominaux.

Afin d'obtenir un échantillon plus important, Farès et Lemieux estiment des courbes de Phillips provinciales. Je soupçonne qu'il s'agit de la seule autre option pour cet ensemble de données, mais elle n'est pas sans poser quelques problèmes. Par exemple, les auteurs se servent du taux d'inflation national au lieu d'employer les taux d'inflation provinciaux comme ils le devraient. Étant donné que le regroupement des données se justifie du fait qu'il existe des courbes de Phillips provinciales, les taux d'inflation provinciaux présenteront une corrélation négative avec les taux de chômage provinciaux, lesquels, comme le montrent les auteurs, ont varié considérablement pendant les années 1990 (Figure 7). Les écarts entre les taux d'inflation national et provinciaux, qui seraient incorporés au terme d'erreur de leur équation (3), seraient alors corrélés avec le taux de chômage dans leurs régressions, de sorte que les estimations seraient biaisées.

Je me demande également s'il est raisonnable de regrouper les provinces, c'est-à-dire si les courbes de Phillips provinciales présentent une

structure suffisamment similaire. Dans la négative, les variables muettes relatives aux provinces et aux années risquent de ne pas saisir convenablement les différences, de sorte que le regroupement des données ne serait pas approprié. Je pense qu'il faut pousser beaucoup plus loin la recherche afin de déterminer pourquoi les résultats sont différents quand on utilise des données regroupées. Pourquoi, par exemple, la courbe de Phillips est-elle beaucoup plus plate de façon générale quand les données sont regroupées? Le coefficient du taux de chômage, dont la valeur estimée va de $-0,008$ à $-0,010$ (avec une statistique t de 4 à 5) lorsqu'on utilise les données globales, tombe à seulement $-0,003$ quand on se sert des données provinciales.

Bien qu'il existe de bonnes raisons théoriques d'établir un lien entre les indices de rigidité à la baisse des salaires nominaux et l'emploi (ou le chômage), ce lien est difficile à détecter dans les données disponibles, et les résultats prêtent évidemment davantage à controverse. Il n'existe à mon avis aucun élément probant que la rigidité à la baisse des salaires nominaux ait modifié la forme de la courbe de Phillips, malgré certains indices en ce sens, notamment les résultats globaux de Farès et Lemieux. Les résultats obtenus au niveau provincial ne paraissent pas fiables à ce stade-ci.

Dans la partie peut-être la plus intéressante de leur étude, Farès et Lemieux se servent des microdonnées de l'EFC pour analyser la croissance salariale en fonction de l'ancienneté. Ils montrent que la sensibilité des salaires réels aux fluctuations cycliques, mesurées par les variations du taux de chômage, diminue avec l'ancienneté, ainsi qu'on peut s'y attendre. C'est-à-dire que les salaires offerts aux nouveaux salariés qui travaillent depuis peu dans l'entreprise sont plus sensibles à la conjoncture du marché du travail que les salaires offerts à leurs collègues qui sont depuis plus longtemps en poste. Parallèlement, il est difficile de déterminer à partir des données si la rigidité à la baisse des salaires nominaux a un effet sur certains travailleurs peu importe l'ancienneté, par exemple les travailleurs syndiqués faisant partie de grandes unités de négociation. En d'autres termes, quelles sont les autres caractéristiques des travailleurs qui pourraient expliquer les hausses de salaire ou leur absence? Il s'agit là de toute évidence d'un important axe de recherche futur, pour lequel des microdonnées seront indispensables.

La rigidité à la baisse des salaires nominaux : état de la question

Je considère l'étude de Farès et Lemieux comme compatible avec mon évaluation des résultats disponibles à ce jour. Nous décelons généralement une rigidité à la baisse des salaires nominaux dans les microdonnées portant

sur les variations salariales, mais il est beaucoup plus ardu d'établir de façon concluante qu'elle influe sur les décisions des employeurs et, de façon générale, sur les arbitrages entre l'inflation, le chômage et les autres objectifs économiques qui guident la formulation de la politique monétaire. Chacun réagira à sa façon devant ces résultats, en fonction des responsabilités et des a priori qu'il a, en décidant de passer à un sujet plus intéressant ou au contraire de creuser la question. Je suis indéniablement porté vers la deuxième option.

Peu importe le degré de rigidité à la baisse des salaires nominaux, celle-ci a permis d'attirer l'attention sur les liens importants qui existent entre la politique macroéconomique et le comportement du marché du travail. À mesure que de nouveaux ensembles de données s'ajouteront aux actuels, comme le panel sur six ans de l'EDTR et l'Enquête sur le lieu de travail et les employés de Statistique Canada, nous disposerons de nouvelles observations pour évaluer l'existence de la rigidité des salaires nominaux et améliorer notre compréhension de la détermination des salaires. Pour tous ceux et celles qui considèrent que le marché du travail est un objet d'étude fascinant et une composante importante de l'économie et de la politique économique, cela ne saurait être une mauvaise nouvelle.

Bibliographie

- Card, D. et D. Hyslop (1997). « Does Inflation 'Grease the Wheels of the Labor Market'? ». In : *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, sous la direction de C. D. Romer et D. H. Romer, Chicago, University of Chicago Press, p. 71-114.
- Christofides, L. N. et T. Stengos (2000). « The Symmetry of the Wage-Change Distribution: Non-Parametric Tests Using Contract and Survey Data », University of Guelph, manuscrit.
- Farès, J. et S. Hogan (2000). « The Employment Costs of Downward Nominal-Wage Rigidity », document de travail n° 2000-1, Banque du Canada.
- Faruqui, U. A. (2000). « Employment Effects of Nominal-Wage Rigidity: An Examination Using Wage-Settlements Data », document de travail n° 2000-14, Banque du Canada.
- Fortin, P. (1996). « The Great Canadian Slump », *Revue canadienne d'Économie*, vol. 29, n° 4, p. 761-787.
- Groshen, E. L. et M. E. Schweitzer (1999). « Identifying Inflation's Grease and Sand Effects in the Labor Market ». In : *The Costs and Benefits of Price Stability*, sous la direction de M. Feldstein, NBER Conference Report, Chicago, University of Chicago Press, p. 273-308.
- Hum, D., W. Simpson et N. Cameron (1999). « Reducing Inflation in an Era of Low Inflationary Expectations ». In : *Macroeconomic Causes of Unemployment: Diagnosis and Policy Recommendations*, sous la direction de W. File et C. Kohler, Belin, Duncker, & Humblot, p. 271-288.
- Kahn, S. (1997). « Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata », *American Economic Review*, vol. 87, n° 5, p. 993-1008.
- Simpson, W. (1998). « A Test for Nominal and Real Wage Stickiness in Canadian Wage Settlements », University of Manitoba (octobre), photocopie.
- Simpson, W., N. Cameron et D. Hum (1998). « Is Hypoinflation Good Policy? », *Analyse de Politiques*, vol. 24, n° 3, p. 291-308.

Discussion générale*

Thomas Lemieux remercie les deux commentateurs de leurs observations constructives. Il indique que Jean Farès et lui donneront suite à nombre des suggestions exprimées, notamment l'utilisation de l'IPC provincial, de données non corrigées et de l'indice des prix à la production (IPP). Il signale qu'ils ont soumis la spécification de leur modèle à différentes vérifications, mais qu'ils pourraient poursuivre leurs travaux à cet égard.

Lemieux réplique aussi au commentaire de Wayne Simpson concernant l'effet de la correction des heures sur le caractère cyclique du salaire réel. Il souligne qu'une certaine confusion découle peut-être du fait que Farès et lui corrigent les données en fonction d'autres caractéristiques également, comme l'âge et le niveau de scolarité. Ces autres corrections accentuent le caractère cyclique du salaire réel, tandis que la correction des heures de travail l'atténue, comme on pouvait s'y attendre. En fait, si l'on considère les données brutes, les heures augmentent un peu à la fin de la période d'expansion — en 1989 et 1990 — et diminuent en 1990 et 1991.

En réponse à Simpson, Farès souligne que les erreurs-types de la pente estimée sont plus faibles au niveau provincial qu'au niveau global. Il mentionne aussi qu'il aime la suggestion d'Allan Crawford concernant l'utilisation de l'IPP pour la conversion des salaires nominaux en salaires réels. Il s'attend à ce que le salaire réel calculé de cette manière diminue moins durant la récession de 1980, ce qui rendrait le graphique du salaire réel pendant la décennie 1980 beaucoup plus convaincant. Quant à la question des différents profils d'ancienneté, elle mérite, selon lui, une analyse plus approfondie. Plus précisément, les salaires des travailleurs

* Le présent sommaire a été rédigé par Marianne Johnson.

jeunes ou depuis peu dans l'entreprise ne sont pas touchés par la rigidité à la baisse des salaires nominaux. Si, par exemple, les entreprises avaient essayé de modifier les salaires au cours des années 1990 en agissant sur la rémunération de ces jeunes travailleurs, la réaction de leurs salaires réels aurait été beaucoup plus marquée que ne l'indiquent les données. En fait, les salaires réels des jeunes travailleurs ont diminué beaucoup moins dans les années 1990 que dans les années 1980, de sorte que leur évolution n'est probablement pas due à la rigidité des salaires nominaux.

Michael Parkin propose de se reporter à une étude publiée par Michael Sumner, Robert Ward et lui-même dans les actes du colloque Carnegie-Rochester de 1976, qui portait sur la courbe de Phillips des salaires nominaux mais analysait la question de l'indice des prix. Selon lui, si l'on suppose que le salaire d'équilibre est déterminé par l'offre et la demande, et si la demande de travail dépend du salaire réel considéré du point de vue de la production et l'offre de travail du salaire réel considéré du point de vue de la consommation, le salaire nominal d'équilibre est fonction à la fois de l'indice des prix à la production et de l'indice des prix à la consommation, les pondérations étant déterminées par les élasticités relatives de l'offre et de la demande. Par conséquent, si l'on utilise l'un de ces deux indices — et le choix est arbitraire — pour passer des salaires nominaux aux salaires réels, le ratio des deux indices devrait figurer parmi les variables explicatives. C'est pourquoi on a besoin de ces deux indices pour établir la courbe de Phillips des salaires réels.

Tim Sargent soulève la question de l'erreur de mesure dans les équations relatives aux courbes de Phillips provinciales. Comme il le fait remarquer, les auteurs concluent de leurs régressions que β — la pente de la courbe de Phillips — n'a pas diminué dans les années 1990. Les régressions tiennent compte des différences constantes de taux naturel de chômage relevées entre les provinces ainsi que des variations du taux naturel à l'échelle nationale, mais pas des importantes différences de comportement des taux naturels provinciaux au cours des années 1990 en particulier, dues aux effets variables selon la province de la réforme de l'assurance-emploi et des programmes sociaux. Cela est de nature à fausser à la hausse les estimations de β pendant les années 1990 parce que l'on obtient alors les mêmes résultats que s'il y avait une erreur dans la mesure de U , puisque β devrait être rattaché à $(U - U^*)$, où U est le taux naturel de chômage. Les auteurs ne peuvent conclure que la pente de la courbe de Phillips n'a pas diminué durant les années 1990, puisque l'estimation de β est plus élevée qu'elle ne le devrait dans les années 1990 par rapport à la décennie précédente.

Selon Paul Beaudry, il importe de se concentrer sur les salaires réels. Ce dernier fait remarquer que les pointes observées dans la distribution des

mesures nominales, par exemple celles tirées des accords salariaux, peuvent refléter aussi bien l'absence de variations de la rémunération réelle qu'un nombre plus élevé de variations de cette rémunération. Quand l'inflation est stable à un niveau de 1 à 2 %, il n'est peut-être pas trop difficile d'avoir une variation nulle des salaires nominaux, bien que cela représente en fait une baisse de 1 1/2 % des salaires réels. Quand l'inflation est de 10 %, les entreprises sont habituellement obligées d'indexer les salaires parce que l'inflation est très élevée. Beaudry mentionne que l'examen des données relatives à divers pays porte à conclure que, en période de forte inflation, l'ajustement des salaires réels est moindre qu'en période de faible inflation.

Serge Coulombe suggère aux auteurs de vérifier s'il n'y a pas hétéroscédasticité, laquelle pose souvent un problème lorsque des données transversales sont regroupées.

William Robson évoque la question de la composition de la population active. Il recommande que l'on distingue les variations salariales dans le secteur public et dans le secteur privé, puisque les gels de rémunération ont été importants au début des années 1990 dans les fonctions publiques fédérale et provinciales. Les résultats pourraient être plus révélateurs si l'on excluait le secteur public.

Thomas Lemieux remercie les intervenants de leurs observations et propositions. Il se dit prêt, en particulier, à donner suite aux suggestions concernant l'IPP et l'IPC. Il prend acte de la remarque de Tim Sargent et convient que le taux naturel de chômage, la réforme de l'assurance-emploi et d'autres facteurs — comme les modifications du salaire minimum — sont importants. Il mentionne que Farès et lui ont inclus des variables muettes relatives aux années ainsi que des tendances provinciales pour saisir certains de ces effets. Il admet que le taux naturel n'évolue peut-être pas de la même façon dans toutes les provinces et que cela mérite une analyse plus approfondie. Il répond à Beaudry que la proportion de contrats indexés augmente bel et bien en période de forte inflation, fait stylisé qui cadre avec l'argumentation présentée. Il remercie Coulombe de sa suggestion. Farès et lui ont procédé à des tests de spécification, dont ils pourraient ajouter les résultats à l'étude. Il convient également avec Robson qu'il serait peut-être intéressant de distinguer le secteur public du secteur privé.

Crawford répond à l'analyse que Simpson fait de l'écart qu'affichent les salaires par rapport à leur médiane de 1978 à 1997, à l'aide des données tirées des accords salariaux. Crawford s'est lui-même livré à une expérience du même genre pour les accords salariaux conclus dans le secteur privé en période de faible inflation, soit à partir de 1992. Lorsqu'on examine la distance par rapport à la médiane et que l'on compare les côtés droit et gauche de la distribution, deux caractéristiques se dégagent très clairement.

La première — la pointe observée dans l'intervalle où tombent les gels salariaux — est indiscutable. La seconde caractéristique est la rareté des très faibles augmentations salariales. Si l'on suppose une distribution symétrique et qu'on examine les accords salariaux dans le secteur privé en période de faible inflation, on ne constate rien d'inhabituel, comme une rareté des réductions de salaires par exemple. Crawford admet que l'hypothèse de symétrie est hardie.

Simpson mentionne que l'avantage de la méthode utilisée par Shulamit Kahn, qui repose sur l'effet des coûts d'étiquetage mais n'impose pas de symétrie, est qu'on peut distinguer la densité à zéro et les dépressions autour de zéro liées à cet effet.

Simpson s'interroge également sur la manière de traiter les salariés dans un ensemble de microdonnées, lorsque ceux-ci n'ont pas de revenu salarial déclaré au cours d'une période mais en déclarent un à la période suivante, ou vice-versa. Leur salaire va de zéro à une valeur positive ou d'une valeur positive à zéro. Ces salariés sont habituellement éliminés de l'échantillon, de sorte que les données présentent des changements de composition dans le temps, ce qui n'est pas idéal.

