

LES SALAIRES, LES RÉGIONS ET LA STABILISATION ÉCONOMIQUE *

Yves Rabeau
Département de sciences économiques
Université de Montréal
C.P. 6128, Succ. "A"
Montréal, Québec
H3C 3J7

Introduction

L'étude des courbes de Phillips à un niveau régional n'a pas permis, jusqu'à maintenant, de déceler une influence des conditions régionales du marché du travail sur le rythme de croissance des salaires. L'hypothèse généralement acceptée a été que, malgré l'imparfaite mobilité de la main-d'oeuvre et des niveaux très variables de taux de chômage régionaux, les salaires et les prix évoluaient de façon semblable dans chacune des cinq régions canadiennes [26]. Certains facteurs favorisent cette hypothèse, notamment :

- les grandes entreprises nationales et le gouvernement fédéral ont, en général, une politique de rémunération uniforme pour l'ensemble des régions. Non seulement les employeurs influencent de façon directe une partie du marché du travail mais ils peuvent aussi exercer des effets de débordement sur les règlements salariaux régionaux par le mécanisme d'arbitrage du marché;

*L'auteur remercie les professeurs Robert Lacroix et Jean-Michel Cousineau pour les suggestions qu'ils ont apportées au cours de la préparation de cette étude. L'auteur a également bénéficié des commentaires des professeurs F. Vaillancourt et A. Raynauld, de monsieur M. Polèse, de l'INRS, ainsi que d'un arbitre anonyme de la revue. Paula Santos a travaillé comme principale assistante de recherche. Jocelyn Jacob et Yvon Boudreau ont aussi travaillé comme assistants de recherche au cours de la réalisation de l'étude. Cette étude a été financée par une subvention du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (410-82-0727-R1).

- il existe au Canada une main-d'oeuvre hautement qualifiée qui serait plus mobile que la moyenne et qui reçoit une rémunération assez uniforme à travers tout le pays [26].

Toutefois, l'évolution des salaires dans la seconde moitié des années 1970 indique que la croissance salariale n'a pas été, dans certaines régions, la même qu'au niveau canadien. Il est donc possible qu'il se soit développé une dynamique des salaires propre à certaines régions.

Dans cet article, nous examinons le comportement régional des salaires. Après avoir rappelé les principaux résultats disponibles sur cette question, nous spécifions des équations de comportement de salaires par région. Nous avons ensuite estimé les équations à l'aide de différentes sources de données. Nos résultats indiquent que l'hypothèse de salaires sensibles aux conditions régionales ne peut être rejetée. Nous examinons la conséquence de ces résultats sur le plan de la politique économique.

Les salaires et la conjoncture régionale : bref historique

Le taux de chômage global de chaque région peut être utilisé comme indicateur de l'évolution de la conjoncture. Au graphique 1, on retrouve l'évolution de l'écart du taux de chômage de chaque région par rapport à la moyenne canadienne pour la période 1965-1984. On constate d'abord que l'écart des taux de chômage à la moyenne nationale s'est accru de façon assez sensible au cours des années 1970. Depuis le milieu des années 1970, on note une plus grande turbulence de la conjoncture au niveau régional. Cette plus grande instabilité concorde avec celle qui a été enregistrée dans plusieurs économies occidentales. Cette modification de l'évolution de la conjoncture a pu influencer le comportement des salaires au niveau régional.

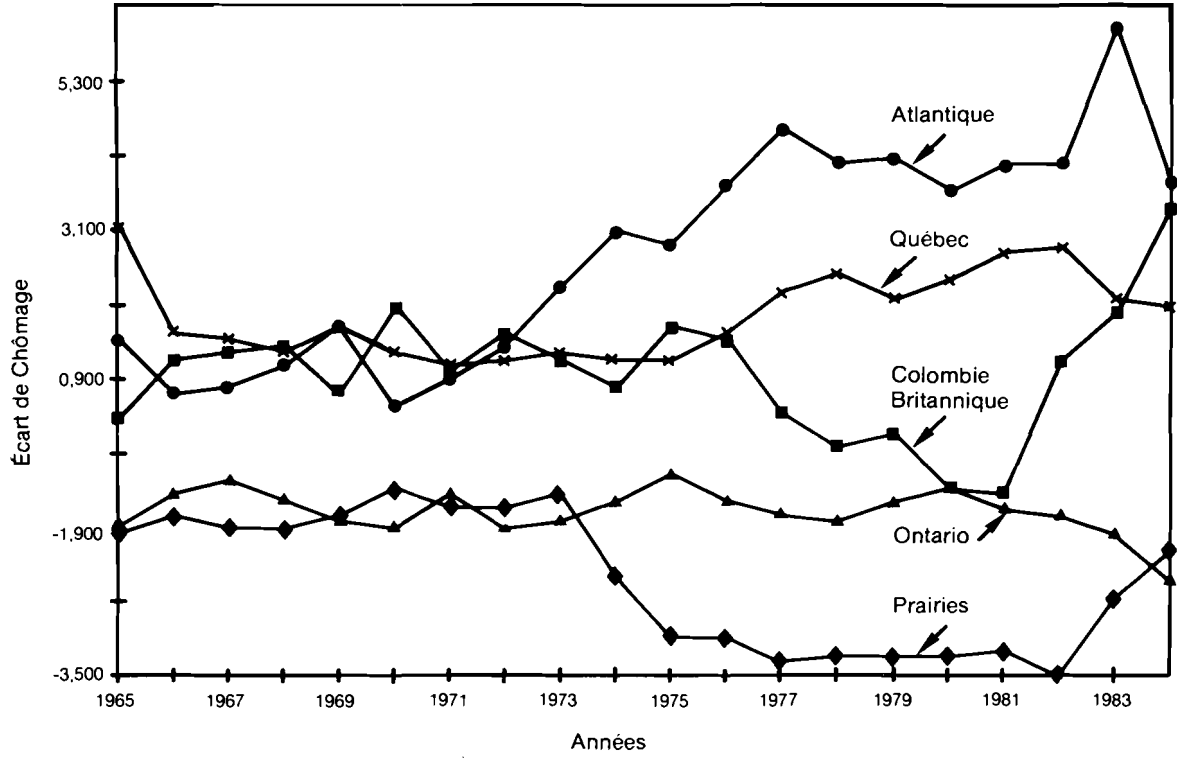
Au graphique 2, on retrouve l'évolution du rapport du salaire hebdomadaire moyen de chaque région au salaire enregistré au niveau canadien. Le comportement de ce rapport indique que les salaires ont progressé à des rythmes différents selon les régions au cours des années 1970. Ce résultat tend à montrer que la croissance salariale au niveau régional ne serait plus, du moins complètement, dominée par l'évolution de la conjoncture nationale. Il serait alors possible que les fluctuations des salaires au niveau régional soient influencées par des facteurs régionaux.

Salaires et régions : les résultats disponibles

Des travaux empiriques sur les courbes régionales de Phillips ont été faits en Grande-Bretagne [15;25] et au Canada [12;26;7;24]. Au Canada,

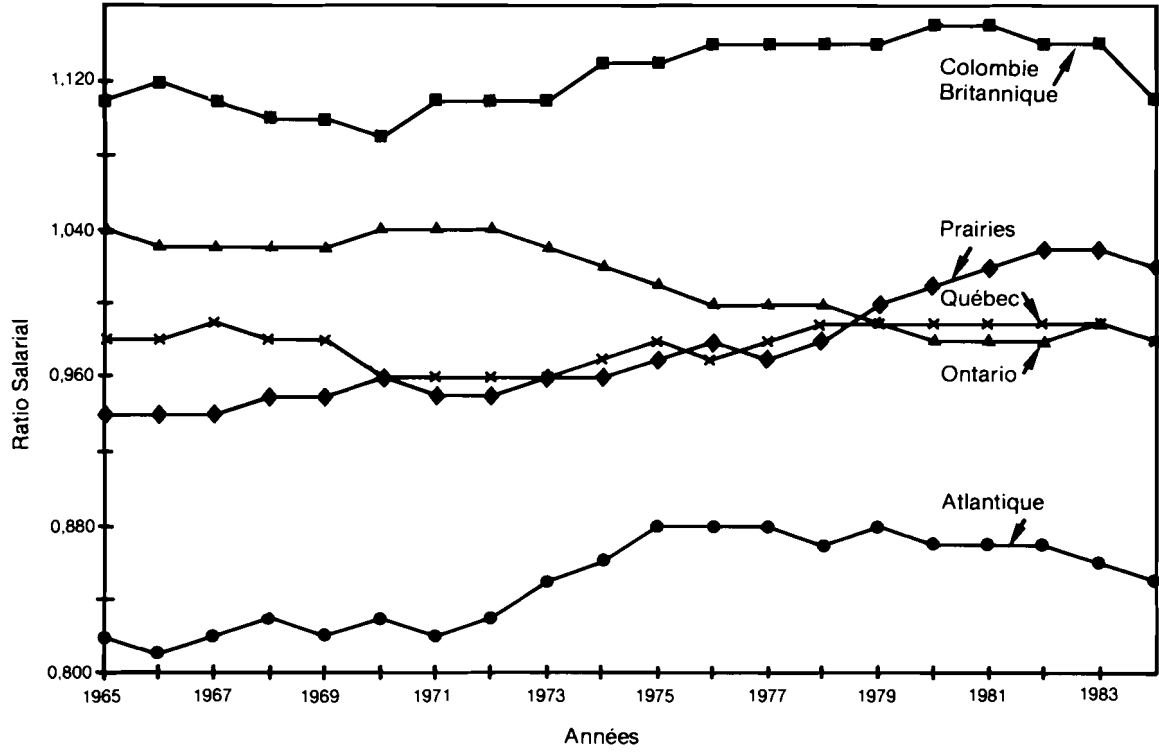
Graphique 1

ÉVOLUTION DE L'ÉCART ENTRE LES TAUX DE CHÔMAGE DES RÉGIONS ET LA MOYENNE CANADIENNE, PÉRIODE 1965-1983, DONNÉES TRIMESTRIELLES



Graphique 2

RAPPORT DU SALAIRE D'UNE RÉGION PAR RAPPORT À LA MOYENNE
CANADIENNE PÉRIODE 1965-1983, DONNÉES TRIMESTRIELLES



l'objet des travaux a été de vérifier si les fluctuations des salaires sont sensibles à la conjoncture régionale [24] et de tenter d'expliquer pourquoi les variations régionales des salaires sont moins inégales que les fluctuations des taux de chômage [26].

On trouvera à l'annexe 1 la synthèse des résultats des travaux empiriques dans le cas canadien. Un premier résultat d'importance, obtenu par Thirsk et Swan, indique que la variable de conjoncture régionale, c'est-à-dire le taux de chômage de la région, *n'est pas significative* dans l'explication du processus de détermination des salaires au Québec et dans les Provinces atlantiques. Par ailleurs, le taux de chômage national pour la période 1953-1970 était une variable significative dans l'explication des variations de salaires au Québec et en Ontario. Enfin, les résultats obtenus par Thirsk indiquent que les variations de salaires de la plupart des provinces sont influencées par le comportement des salaires en Ontario. La variable de retombée salariale est significative sauf pour le Nouveau-Brunswick et le Manitoba. Lorsque la variable de retombée salariale interrégionale est significative, alors la variable portant sur les conditions locales ne l'est pas. Ainsi, selon ces résultats, le comportement des salaires dans les régions pourrait être influencé par leur évolution dans le centre industriel du pays.

Spécification de modèles de détermination des salaires par région

Le modèle de base que l'on retrouve dans les travaux sur les courbes de Phillips au niveau régional s'écrit ainsi :

$$\left(\frac{\dot{w}}{w}\right)_i = \beta_0 + \beta_1 U_i^x + \beta_2 \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_i + \epsilon_i \quad (1)$$

où $\left(\frac{\dot{w}}{w}\right)_i$ = la variation du taux de salaire dans la région i ;

U_i = le taux de chômage régional;

$\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_i$ = le taux d'inflation de la région;

ϵ_i = l'erreur aléatoire;

et où $\beta_1 < 0$ si $x = 1$

$\beta_1 > 0$ si $x = -1$

$\beta_2 > 0$.

Nous avons complété la spécification de ce modèle de base de la façon suivante :

- pour le taux de chômage, nous adoptons l'approche qui consiste à distinguer l'effet des conditions courantes du marché du travail et celui de l'évolution passée mais récente de la conjoncture [16;17]. La variable U_{it} pour la région i au temps t capte l'effet des conditions courantes du marché du travail. La variable U_{IT-N} saisit l'influence de l'évolution de la conjoncture de quelques trimestres passés pour un délai à déterminer par l'estimation de l'équation. U_{IT-N} est une moyenne des taux de chômage des trimestres passés. La variable U peut apparaître sous forme linéaire ou, de préférence, sous forme non linéaire ($1/U$ ou encore $1/U^2$) pour traduire le phénomène de la résistance à la baisse de \dot{w}/w à une détérioration de la conjoncture. La qualité de l'estimation nous permettra de déterminer sous quelle forme devrait apparaître la variable U pour les différentes régions;

- on considère que les attentes face à l'inflation s'expliquent par l'expérience passée récente. Pour refléter la formation des anticipations, nous avons utilisé comme première approche un retard échelonné de type polynômial à estimer par la méthode d'Almon. La longueur du retard m que nous avons choisie ne dépassait pas, en général, cinq périodes. Une seconde approche a consisté à définir le taux d'inflation comme une moyenne des taux récents d'inflation (\dot{p}/p) $_{IT-N}$. Le taux d'inflation peut alors apparaître sous une forme linéaire ou encore au carré pour tenir compte d'un effet d'accélération. L'extension du délai concernant la moyenne des taux d'inflation sera déterminée par l'estimation du modèle;

- une variable semi-tendancielle $CONT$ tient compte de l'effet de la période de contrôle des prix et des salaires, dont le coefficient devrait être négatif. La période s'étend de 1975-III à 1978-I;

- le coefficient de variation de l'inflation, soit le rapport de l'écart type à la moyenne de l'inflation pour quelques trimestres récents (V_{IT-N}), tient compte de l'accroissement de la dispersion de l'inflation dans le temps. Ce phénomène tend à créer une incertitude qui incite les travailleurs à exiger des augmentations salariales plus élevées [21]. Le coefficient de cette variable devrait donc être positif;

- la variable D_i tient compte des effets possibles de débordement des règlements salariaux du secteur public dans la région i sur ceux du secteur privé. La variable est définie comme le rapport entre la croissance des salaires dans le secteur commercial et celle du secteur non commercial. Cette variable est affectée d'un délai à préciser par l'estimation et le coefficient de cette variable devrait être négatif;

- la variable DC_i sert à mesurer les effets de retombée salariale du marché national sur le marché régional. Cette variable est définie comme le rapport entre la croissance des salaires de la région i et celle

des salaires dans les autres régions. La variable DC_i est décalée dans le temps et le coefficient, dans le cas où il y a un effet de retombées salariales, devrait être négatif. Une autre version de cette variable consiste à considérer le rapport entre la croissance des salaires de la région i et celle des salaires de l'Ontario, en posant que cette province exerce, par son importance économique, un effet de débordement sur les règlements salariaux des autres régions. Le rapport DO_i peut être utilisé comme substitut à la variable DC_i . La variable DO_i est aussi affectée d'un décalage dans le temps et le coefficient de la variable devrait être négatif.

La spécification de base peut donc se résumer par l'équation suivante :

$$\left(\frac{\dot{w}}{w}\right)_{IT} = \beta_0 + \beta_1 U_{IT}^x + \beta_2 U_{IT-N}^x + \beta_3 \left(\frac{\dot{p}}{p}\right)_{IT-N}^y + \beta_4 CONT + \beta_5 V_{IT-N} + \beta_6 D_{IT-N} + \beta_7 DC_{IT-N} + \epsilon_t \quad (2)$$

où i représente la région; T représente le temps; $T-N$ indique une variable décalée dans le temps;

x : 1 (version linéaire), - 1, - 2 (version non linéaire);

y : 1 (version linéaire), 2 (version non linéaire);

$\beta_1 < 0$ et $\beta_2 < 0$ si $x = 1$;

$\beta_1 > 0$ et $\beta_2 > 0$ si $x = - 1$ ou $- 2$;

$\beta_3 > 0$, $\beta_4 < 0$, $\beta_5 > 0$, $\beta_6 < 0$, $\beta_7 < 0$.

ϵ_t : erreur aléatoire.

Le troisième terme de l'équation se rapportant au taux d'inflation a aussi été remplacé par un retard échelonné d'Almon. Également, la variable de taux de chômage U_i a été remplacée par U_n , le taux de chômage national, pour vérifier l'hypothèse d'un marché national du travail. Une autre version du modèle visant à tester une domination du marché canadien par l'Ontario a consisté à remplacer la variable de taux d'inflation et celle de retombées salariales par les seules variations de salaires en Ontario. Enfin, une autre version de l'équation (2) a consisté à incorporer une variable de retombées salariales \dot{w}_{T-i} . Les travaux sur les données microéconomiques indiquent la présence de retombées salariales entre les conventions collectives; les ententes signées au temps T dans un groupe industriel donné sont influencées par les ententes des périodes précédentes ($T-1$ à $T-N$) (voir, par exemple, 22). Une traduction macroéconomique de ce phénomène serait ainsi d'introduire les variations de salaires de la période précédente ou encore un retard échelonné sur les variations de salaires des périodes précédentes. Le coefficient de cette variable devrait être positif.

Les données

Nous avons fait porter l'estimation des équations de salaires sur les cinq régions que l'on retrouve généralement dans les études régionales, soit les Provinces atlantiques, le Québec, l'Ontario, les Prairies et la Colombie-Britannique. Ce choix permet de faire le lien avec les études antérieures et d'obtenir un niveau d'agrégation qui se prête plus facilement à une interprétation générale des résultats. Toutes les estimations ont été faites à l'aide de données trimestrielles.

La rémunération hebdomadaire moyenne a constitué la première source de données pour estimer les variations trimestrielles de salaires. Pour les régions comprenant plus d'une province, le salaire hebdomadaire moyen est la moyenne pondérée par l'emploi sur la base de l'enquête sur la population active.

Nous avons utilisé comme autre source de données sur les salaires les taux de base des conventions collectives de Travail Canada. La banque de données dont nous disposons couvre les conventions collectives de 500 employés et plus. Dans ce cas, la couverture est exhaustive en ce sens que toutes les conventions sont incorporées dans les données. Nous avons estimé les modèles en utilisant la croissance des taux de base des conventions collectives de 500 employés et plus. Par ailleurs, afin d'élargir la proportion par région des travailleurs couverts par une convention collective, nous avons également estimé les modèles à l'aide des données portant sur les conventions collectives de 200 employés et plus. Toutefois, dans ce cas, nous n'avons pas la totalité des conventions collectives et le degré de couverture est autour de 70 % selon Travail Canada. Pour tous les cas où nous utilisons des données de Travail Canada sur les taux de base des conventions collectives, nous avons fait porter l'estimation sur le *secteur commercial* des économies régionales. Les données sur le secteur public ont servi à établir la variable D_i de retombée salariale du secteur public sur le secteur privé.

Les taux de chômage sont obtenus à l'aide de l'enquête sur la population active. Dans une première série d'estimations, pour éviter le problème connu de la dérive du taux de chômage [9] sur la période 1972-1975, qui a fait suite à différents changements institutionnels, nous avons limité notre échantillon à la période 1975-1984. Nous avons utilisé le taux de chômage global pour cette période. Le taux de chômage par région a été calculé à partir des données par province de l'enquête sur la population active. Pour les régions couvrant plusieurs provinces, le taux de chômage se présente comme une moyenne pondérée par la population active des taux de chaque province.

Afin d'élargir la période échantillonnale, nous avons réestimé les modèles à l'aide des données de taux de chômage pour les hommes

adultes de 25 à 54 ans pour la période 1972-1984 [10]. En principe, le taux de chômage de cette partie de la main-d'oeuvre est moins susceptible avoir été influencé par les réformes institutionnelles. Les données par région du taux de chômage (désaisonnalisé) des hommes adultes nous ont été fournies par Statistique Canada sur demande spéciale.

Nous avons utilisé deux définitions du taux d'inflation. Dans une série d'estimations, nous avons utilisé le taux d'inflation national comme variable représentative de l'inflation régionale. Cela peut se justifier par le fait que les variations régionales de l'IPC suivent en général d'assez près les variations au niveau national. De plus, dans les grandes conventions collectives, la définition souvent retenue de l'inflation est la croissance de l'IPC national. Dans une autre série d'estimations, nous avons utilisé le taux de croissance de l'IPC régional comme taux d'inflation. Les indices retenus sont les suivants : Atlantique : Halifax; Québec : Montréal; Ontario : Toronto; Prairies : Edmonton; Colombie-Britannique : Vancouver.

On trouvera à l'annexe 2 la définition exacte des variables utilisées dans les équations estimées.

Résultats

Salaire hebdomadaire moyen

Les données sur les salaires hebdomadaires moyens présentent de nombreuses difficultés. Les variations de salaires au temps t reflètent en partie l'effet d'ententes salariales signées dans le passé. Cet écart entre les variations de salaires et les conditions du moment peut changer dans le temps si la durée des contrats de travail varie sur la période d'observation. La variation des heures de travail, bien que reliée à la conjoncture, peut aussi modifier de façon irrégulière le comportement des salaires. Enfin, pour éviter les problèmes d'autocorrélation déjà soulevés dans des études antérieures, nous utilisons, dans ces équations, un taux de croissance salariale correspondant à la première différence centrée $(w_{t+1} - w_{t-1}) / w_t$ à taux annuel. Le taux d'inflation a aussi été défini de cette façon.

Compte tenu de ces divers problèmes, il est évident que la qualité des résultats à attendre de ces équations n'est pas celle que les données sur les taux de base de conventions collectives devraient nous donner. Toutefois, à un niveau macroéconomique, les salaires hebdomadaires constituent la principale source de données sur les *taux* de salaires couvrant une *large partie* des travailleurs du secteur privé. De plus, l'utilisation de ces résultats permet de comparer nos résultats à ceux des études antérieures.

Les résultats que nous reportons portent sur la période 1975-1984. Il ne nous a pas été possible d'obtenir des résultats satisfaisants et

stables sur la période 1971-1984 en utilisant les données sur le taux de chômage des hommes adultes. Les problèmes de données sur une plus longue période semblent trop importants pour nous permettre des estimations significatives. Toutefois, par rapport aux études passées, la qualité des résultats obtenus a été améliorée et, de plus, nous obtenons des résultats différents de ceux déjà mentionnés. Les résultats apparaissent au tableau 1¹.

Tableau 1

ESTIMATION DES ÉQUATIONS DE SALAIRES, RÉMUNÉRATION HEBDOMADAIRE MOYENNE DONNÉES TRIMESTRIELLES, PAR RÉGION, 1975-IV À 1984-I

Région	Valeur des coefficients estimés ^a								
	CTC	U_T^{-1}	U_{T-N}^2	$(\dot{P}/P)_{T-N}$	CONT	V_{T-N}	D_{T-N}	R^2	DW
Atlantique	- 0,1 (- 1,3)	1,5 (1,6)	3,6 (0,5)	0,74 (1,4)	- 0,04 (- 2,0)	0,08 (1,2)	- 1,6 (- 0,7)	0,50	1,40
Québec	- 0,05 (- 1,7)	0,3 (0,8)	4,4 (2,3)	0,90 (3,5)	- 0,01 (- 1,5)	0,08 (3,8)	- 2,9 (- 1,1)	0,57	2,0
Ontario	- 0,02 (- 0,47)	0,9 (4,7)	- 0,4 (- 0,3)	0,40 (1,7)	- 0,04 (- 4,1)	0,07 (4,0)	- 6,9 (- 3,0)	0,64	1,77
Prairies	0,02 (0,4)	0,8 (2,6)	- 0,9 (- 1,1)	0,6 (1,5)	- 0,04 (- 3,4)	0,02 (0,4)	- 8,7 (- 1,7)	0,53	1,71
Colombie-Britannique	0,1 (3,3)	1,6 (6,0)	1,3 (0,8)	- 1,1 (- 2,3)	- 0,01 (- 0,9)	0,01 (2,0)	- 17,7 (- 5,2)	0,69	1,5
Canada	- 0,003 (- 0,1)	0,9 (4,2)	0,4 (0,61)	0,4 (1,2)	- 0,03 (- 4,1)	0,05 (1,5)	- 6,3 (- 2,8)	0,70	1,7

^a Les tests t sont entre parenthèses.

U_{T-N}^2 : moyenne du taux de chômage trimestriel pour la période allant de t-2 à t-4.

$(\dot{P}/P)_{T-N}$: moyenne de la croissance de l'indice régional (sauf pour le Canada) des prix à la consommation, de t à t-3, sauf dans le cas de la région Atlantique, où la période va de t-4 à t-7.

CONT : prend la valeur de 1 de 1975-IV à 1978-II, et égale 0 autrement.

V_{T-N} : écart type de \dot{P}/P pour la période t à t-4, à la moyenne correspondante. V_{T-N} est retardé d'un trimestre pour la région Atlantique et le Québec.

D_{T-N} : rapport entre les taux des salaires du secteur commercial pour la période t-1 à t-4, et l'équivalent pour le secteur non commercial.

Les conditions locales, représentées par le taux de chômage, exercent une influence significative sur les variations de salaires. De plus, les diverses versions estimées indiquent de façon générale que le degré de sensibilité des variations salariales aux conditions du marché du travail varie selon les régions.

¹Nous ne reportons dans les tableaux de l'article que les résultats les plus significatifs.

La variable concernant l'inflation a été définie comme une moyenne récente des taux d'inflation puisque, pour toutes les équations estimées, la méthode d'un retard échelonné de type polynômial n'a pu donner de résultats satisfaisants. Les coefficients estimés se rapportant à l'inflation² diffèrent d'une région à l'autre. Pour les deux régions où l'industrie primaire est prédominante, le taux d'inflation apparaît avec un coefficient dont la signification est incertaine (Atlantique) ou encore dont le signe est négatif (Colombie-Britannique).

D'autre part, la variable des retombées salariales du secteur public sur le secteur privé a un coefficient significatif en Colombie-Britannique et en Ontario. Le fait que la variable ne soit pas significative au Québec étonne lorsque l'on connaît l'importance du secteur public dans la province. Toutefois, l'élasticité quasi unitaire des variations de salaires à l'inflation peut refléter l'effet du secteur public sur le fonctionnement du marché du travail au Québec.

Enfin, les coefficients estimés se rapportant aux diverses variables de retombées salariales *interrégionales* ne sont pas significatifs. Ce résultat va donc dans le sens de l'hypothèse de l'existence de marchés régionaux du travail où les variations salariales sont influencées par les conditions locales. Par ailleurs, les tests concernant les retombées salariales de l'Ontario sur les autres régions n'ont pas donné de résultats significatifs. Enfin, en raison de la taille de l'échantillon (1975 à 1984), l'introduction de la variable w_{it-1} a amené des problèmes de collinéarité et n'a pas donné de bons résultats.

Les conventions collectives de 200 employés et plus

La période 1975-1984

Les données sur les taux de base des conventions collectives du secteur commercial ont permis d'améliorer les résultats obtenus. Les résultats apparaissant au tableau 2 sont cohérents avec ceux du tableau 1, qui porte sur les rémunérations hebdomadaires moyennes.

Les coefficients estimés pour les variables de taux de chômage (U_T et U_{T-N}) sont significatifs. On observe encore un écart dans la sensibilité des salaires aux taux de chômage entre les régions. Les écarts de réaction des salaires au taux de chômage sont semblables à ceux qui ont été obtenus dans le cas précédent. Au niveau de l'inflation, le coefficient estimé devient significatif pour les Provinces atlantiques. Il devient positif en Colombie-Britannique mais il n'est pas significatif, de sorte que le problème déjà soulevé à l'égard de cette région demeure. Enfin, le coefficient estimé pour le Québec demeure pratiquement inchangé et supérieur à celui de l'Ontario.

²Les résultats retenus au tableau 1 utilisent les taux d'inflation régionaux. L'utilisation du taux national d'inflation ne modifie pas les résultats de façon importante.

Tableau 2

ESTIMATION DES ÉQUATIONS DE SALAIRES, TRAVAILLEURS
SYNDIQUÉS, CONVENTIONS COLLECTIVES DE 200 EMPLOYÉS
ET PLUS, PAR RÉGION, 1975-IV À 1984-I

Région	Valeur des coefficients estimés ^a								
	CTC	U_T^{-1}	U_{T-N}^{-2}	$(\dot{P}/P)_{T-N}$	CONT	V_{T-N}	D_{T-N}	\bar{R}^2	DW
Atlantique	-7,2 (- 2,0)	1,0 (3,4)	8,8 (3,3)	0,80 (2,5)	- 1,3 (- 1,1)	- 1,6 (- 0,4)	- 4,1 (- 1,3)	0,85	1,77
Québec	- 9,5 (- 2,3)	1,2 (2,9)	2,1 (2,3)	0,87 (3,0)	- 1,3 (- 1,2)	1,9 (0,7)	- 2,4 (- 0,6)	0,76	2,12
Ontario	- 7,5 (- 1,2)	0,4 (4,0)	1,9 (3,7)	0,67 (2,7)	- 2,6 (- 2,7)	2,4 (0,9)	0,06 (0,02)	0,86	1,89
Prairies	- 7,1 (- 2,0)	0,2 (4,8)	0,9 (3,5)	0,86 (4,7)	- 3,5 (- 5,1)	8,7 (3,1)	- 1,5 (0,5)	0,89	1,40
Colombie- Britannique	- 7,3 (- 1,7)	0,4 (4,8)	3,8 (2,4)	0,3 (1,1)	- 1,1 (- 1,7)	1,31 (0,4)	2,3 (0,8)	0,81	0,8
Canada	- 6,9 (- 1,7)	0,5 (4,9)	3,9 (6,1)	0,80 (4,9)	- 2,7 (- 5,4)	4,6 (2,5)	- 3,1 (- 1,2)	0,96	2,2

^a Les tests t sont entre parenthèses.

U_{T-N}^{-2} : moyenne du taux de chômage trimestriel pour la période allant de t-3 à t-6.

$(\dot{P}/P)_{T-N}$: moyenne de la croissance de l'indice régional des prix à la consommation, de t à t-4.

CONT : prend la valeur 1 de 1975-IV à 1978-II, et égale 0 autrement.

V_{T-N} : écart type de \dot{P}/P pour la période t à t-4, à la moyenne correspondante.

D_{T-N} : rapport entre les taux d'augmentation annuels des taux de base pour la période t-1 à t-4 du secteur commercial, et l'équivalent pour le secteur non commercial.

La variable des retombées salariales du secteur public n'a pas d'effet significatif sur les variations de salaires. Une explication possible de ce phénomène pourrait venir de la faible syndicalisation dans le secteur des services. En effet, il est possible que les effets de retombée se retrouvent davantage dans le secteur des services, qui est mal représenté dans l'échantillon des travailleurs syndiqués. Enfin, les coefficients estimés pour les diverses variables de retombées salariales interrégionales ne sont pas significatifs ou encore sont du mauvais signe³.

La période 1972-1984

L'allongement de la période d'observation et l'utilisation du taux de chômage des hommes adultes de 25 à 54 ans au lieu du taux de

³Ce résultat est cohérent avec le résultat obtenu à l'aide de données microéconomiques. Dussault et Lacroix [8] ont montré que les effets de retombées salariales se faisaient sur une région de petite dimension et qu'au delà de ce territoire les effets deviennent négligeables ou absents.

chômage général [10] ne modifient pas l'essentiel des résultats obtenus sur la période 1975-1984 (voir le tableau 3).

Les coefficients estimés se rapportant aux variables de taux de chômage sont, en général, plus faibles que ceux qui apparaissent aux tableaux 1 et 2. Cela reflète en partie le fait que la moyenne des taux de chômage des hommes adultes pour la période 1972-1984 est inférieure à celle des taux de chômage globaux de la période 1975-1984. La plus grande turbulence de la conjoncture sur la période 1975-1984 a pu aussi modifier la réaction des salaires à la conjoncture. Enfin, il est possible qu'une réduction du flux migratoire interrégional dans la seconde moitié des années 1970 ait contribué à accroître la sensibilité des salaires aux conditions locales⁴. À cet égard, la faible mobilité de la main-d'oeuvre au Québec a pu contribuer à la plus grande stabilité des coefficients estimés se rapportant au chômage. Par ailleurs, les écarts entre les régions de réaction des salaires à la conjoncture ont été peu affectés par l'allongement de la période d'échantillon.

Quant à la variable d'inflation, les résultats sont également peu modifiés par le changement de période d'échantillon. Le changement le plus important est au niveau des Provinces atlantiques. L'inflation anticipée et la variabilité de celle-ci ne sont pas significatives sur la période 1972-1984. Mais, pour la Colombie-Britannique, le coefficient est positif et significatif. Dans les régions où les ressources naturelles ont un rôle important à jouer, l'effet de l'inflation sur les salaires est plus difficile à évaluer.

La variable de retombées salariales (secteur public et secteur privé) ne joue pas un rôle significatif sur la période 1972-1984; les coefficients estimés sont non significatifs ou du mauvais signe. Autre résultat cohérent, les variables de retombées salariales interrégionales ont des coefficients non significatifs ou du mauvais signe.

La variable w_{it-1} destinée à tenir compte des retombées salariales entre les conventions collectives à un niveau macroéconomique a donné des résultats significatifs pour l'Ontario et les Prairies. Dans les autres régions, les résultats ne sont pas significatifs (coefficients estimés non significatifs ou valeur calculée du D.H. trop élevée). Dans le cas de l'Ontario, l'introduction de w_{it-1} fait baisser le coefficient estimé se rapportant à l'inflation et au chômage. En fait, si les conventions signées au temps t sont influencées par les conventions signées au trimestre précédent, une partie de l'effet des conditions récentes sur la variation salariale est transmise par la variable w_{it-1} . Ce résultat est compatible avec celui de Cousineau [4], où l'on retrouve un effet de retombée salariale pour les industries non reliées aux ressources primaires dans

⁴Pour la période 1976-1981, on constate une baisse sensible des mouvements migratoires comparativement à la première moitié des années 1970. Voir *Les Migrations interprovinciales au Canada*, Statistique Canada; voir également [5].

Tableau 3
ESTIMATION DES ÉQUATIONS DE SALAIRES,
TRAVAILLEURS SYNDIQUÉS, CONVENTIONS COLLECTIVES DE 200 EMPLOYÉS ET PLUS,
AVEC TAUX DE CHÔMAGE DES HOMMES DE 25 À 54 ANS, PAR RÉGION, 1972-I À 1984-I

Région	Valeur des coefficients estimés ^a										
	CTC	U_T^{-1}	U_{T-N}^{-2}	$(\dot{P}/P)_{T-N}$	CONT	V_{T-N}	D_{T-N}	\dot{W}_{it-N}	R_2	DW	DH
Atlantique	- 14,6 (- 2,4)	1,4 (4,9)	5,0 (2,6)	0,50 (1,3)	- 3,0 (- 2,3)	- 7,4 (- 1,8)	- 0,2 (- 0,06)		0,66	1,6	
Québec	- 8,7 (- 3,0)	0,7 (3,8)	2,1 (2,6)	0,84 (4,5)	- 4,7 (- 3,7)	7,1 (3,3)	- 2,6 (- 0,8)		0,82	2,1	
Ontario	- 1,1 (- 0,4)	0,2 (6,4)	0,4 (5,3)	0,67 (6,9)	- 3,3 (- 7,1)	1,0 (1,1)	- 2,6 (- 1,4)		0,89	1,4	
	- 1,3 (- 0,5)	0,2 (4,2)	0,3 (3,1)	0,43 (3,2)	- 2,5 (- 4,5)	0,6 (0,7)	- 1,4 (- 0,7)	0,3 (2,4)	0,90	1,95	0,4
Prairies	- 18,3 (- 4,5)	0,2 (4,3)	0,3 (4,1)	0,80 (4,2)	- 5,7 (- 5,6)	17,5 (5,0)	9,6 (3,3)		0,78	0,9	
	- 8,4 (- 2,6)	0,1 (4,6)	0,03 (0,4)	0,35 (2,3)	- 8,5 (- 2,9)	8,6 (3,1)	3,6 (1,6)	0,6 (6,5)	0,90	2,2	0,8
Colombie- Britannique	- 25,8 (- 4,2)	0,2 (2,4)	1,6 (3,2)	0,5 (1,8)	- 1,8 (- 1,4)	11,8 (2,9)	17,8 (4,2)		0,66	1,0	
Canada	- 2,8 (- 0,7)	0,2 (3,9)	1,0 (6,9)	0,9 (6,8)	- 2,5 (- 5,6)	2,5 (1,1)	- 3,5 (- 1,2)		0,93	1,7	

^a Les tests t sont entre parenthèses. La définition des variables est la même qu'au tableau 2. Et W_{T-N} = variable dépendante retardée d'un trimestre.

une région où l'activité est peu reliée à celle des ressources. L'Ontario est la région qui correspond le mieux à cette définition à cause de l'importance de son secteur manufacturier.

Les conventions collectives de 500 employés et plus

Pour la période 1975-1984, nous avons estimé les équations à l'aide des données sur les grandes conventions collectives. Les résultats sont semblables aux résultats obtenus pour les conventions de 200 employés et plus. Cependant, tel que prévu, sauf pour les Maritimes, l'élasticité des variations salariales à l'inflation anticipée s'est accrue. Dans les grandes entreprises, les travailleurs se protègent mieux contre l'inflation. Dans le cas du Québec et des Prairies, l'élasticité unitaire donne à penser que les salaires sont déterminés en termes réels et qu'il n'y aurait pas d'illusion monétaire pour le secteur des grandes entreprises.

Enfin, les divers tests sur l'échantillon des 500 employés et plus ont donné des résultats analogues au cas des 200 employés et plus.

Tableau 4
ESTIMATION DES ÉQUATIONS DE SALAIRES,
TRAVAILLEURS SYNDIQUÉS, CONVENTIONS COLLECTIVES
DE 500 EMPLOYÉS ET PLUS, PAR RÉGION,
1975-I À 1984-I

Région	Valeur des coefficients estimés ^a								DW
	CTC	U_T^{-1}	U_{T-N}^2	$(\dot{P}/P)_{T-N}$	CONT	V_{T-N}	D_{T-N}	\bar{R}^2	
Atlantique	- 1,5 (0,4)	0,4 (1,0)	13,2 (3,9)	0,62 (2,1)	- 1,2 (- 1,2)	- 0,4 (- 0,1)	- 5,5 (- 1,9)	0,85	1,66
Québec	- 8,1 (- 1,7)	1,4 (- 1,9)	2,7 (3,5)	0,97 (2,1)	- 2,3 (3,1)	2,4 (- 2,7)	- 6,4 (0,8)	0,84 (- 2,1)	2,1
Ontario	- 3,4 (0,5)	0,5 (3,7)	0,9 (2,9)	0,7 (2,4)	- 2,5 (- 2,0)	0,4 (0,2)	- 2,5 (- 0,6)	0,79	1,77
Prairies	- 12,7 (- 3,7)	0,3 (5,1)	0,6 (2,1)	1,2 (5,8)	- 2,9 (- 4,2)	10,8 (4,1)	0,4 (0,1)	0,88	1,6
Colombie- Britannique	- 3,7 (- 0,7)	0,4 (3,7)	2,0 (1,4)	0,5 (1,7)	- 1,8 (- 3,2)	- 3,7 (- 1,4)	- 5,6 (- 2,1)	0,87	1,4
Canada	- 6,0 (- 1,3)	0,5 (4,9)	3,6 (9,2)	0,84 (4,6)	- 2,9 (- 5,5)	4,1 (1,9)	- 3,9 (- 1,5)	0,96	2,2

^a Les tests t sont entre parenthèses. La définition des variables est la même qu'au tableau 2.

Résumé des principaux résultats

Les résultats que nous avons obtenus à la fois avec les données sur les salaires hebdomadaires moyens et avec les données sur les conventions

collectives soutiennent d'abord l'hypothèse de l'existence de marchés régionaux du travail où les variations de salaires sont influencées par les conditions locales. À cet égard, les tests que nous avons faits concernant l'influence de l'Ontario sur l'évolution des salaires dans les autres régions n'ont pas donné de résultats significatifs. Par ailleurs, le fait de remplacer la variable de conjoncture régionale par le taux de chômage national s'est traduit, en général, par une baisse de la signification statistique des coefficients estimés pour U_T et U_{T-N} .

Les résultats indiquent ensuite que les changements des salaires face à une modification des conditions régionales du marché du travail varient d'une région à l'autre. De plus, les délais de réaction des salaires à une variation du chômage varient d'une région à l'autre. Pour illustrer les écarts de réaction des salaires à la conjoncture, nous avons, à partir des résultats du tableau 2⁵, estimé l'effet sur la croissance des salaires d'une baisse d'un point de pourcentage du taux de chômage. Pour faire ce calcul, nous utilisons la moyenne échantillonnale de U_T et de U_{T-N} . L'effet à court terme traduit la hausse de salaire lorsque U_T baisse d'un point de pourcentage. L'effet à moyen terme reflète la hausse salariale lorsque U_{T-N} a aussi, avec un décalage de six trimestres, fléchi d'un point. Les résultats sont les suivants:

AUGMENTATION (EN %) DES TAUX DE SALAIRE CORRESPONDANT
À UNE BAISSÉ DE 1 % DU TAUX DE CHÔMAGE

Régions	Effet à court terme (U_T)	Effet à moyen terme (U_T et U_{T-N})
Prairies	1,0 %	3,5 %
Colombie-Britannique	1,2	3,2
Ontario	0,8	2,3
Atlantique	0,8	2,0
Québec	0,2	1,7

Ces écarts de réaction des salaires à un changement dans les conditions économiques peuvent refléter les différences entre les régions: différences de structures industrielles, de degré d'ouverture à la concurrence, de lois et règlements provinciaux, de mobilité de la main-d'oeuvre et ainsi de suite. Ces résultats rappellent, mutatis mutandis, ceux que l'on retrouve au niveau international [11], où l'on note des écarts appréciables dans la réaction des salaires des pays industrialisés aux fluctuations de la conjoncture. Ainsi, les Prairies et la Colombie-Britannique, dont les économies dépendent largement du secteur des ressources primaires, sont les régions où les salaires sont les plus sen-

⁵Le classement obtenu ne change pas si on utilise le résultat d'estimation des autres tableaux.

sibles à court et à moyen terme à une variation de la conjoncture. L'Ontario, dont l'économie est plus diversifiée, occupe une position moyenne.

Les salaires des Provinces atlantiques sont moins sensibles aux variations de la conjoncture que ceux des provinces de l'ouest, qui sont plus vulnérables à la concurrence. Enfin, au Québec, où les secteurs publics et parapublics ou encore les secteurs réglementés par l'État sont fort importants, les salaires sont moins sensibles aux fluctuations de la conjoncture⁶.

Le troisième résultat intéressant a trait aux réponses régionalement différenciées des variations de salaires au taux d'inflation. Les salaires paraissent plus sensibles au taux d'inflation au Québec et, à un degré moindre, dans les Prairies qu'en Ontario. Dans le cas des Provinces atlantiques, l'élasticité des salaires à l'inflation, à partir du milieu des années 1970, serait infra-unitaire et plus élevée que celle de l'Ontario. Dans le cas de la Colombie-Britannique, la réaction des salaires à l'inflation ne ressort pas clairement.

Les résultats s'apparentent, comme précédemment, à ce que l'on retrouve au niveau international [11]. Par exemple, au Québec, on se rapproche d'une situation où les salaires sont déterminés en termes réels (ce qui est près du cas de l'Allemagne) alors qu'en Ontario il y aurait place pour une certaine illusion monétaire (ce qui est semblable au cas américain). À nouveau, la spécialisation industrielle des régions et leur degré d'ouverture à la concurrence, les arrangements institutionnels dans les diverses provinces (mode de négociation, durée des contrats de travail, etc.) et les différences régionales concernant le rôle du gouvernement provincial sont divers facteurs pouvant expliquer les écarts de réaction des salaires à l'inflation entre les régions.

À cet égard, l'économie de la Colombie-Britannique est très vulnérable à la concurrence internationale. Cela peut expliquer que le lien entre inflation et salaires ne soit pas apparu de façon significative dans toutes les équations estimées. La Colombie-Britannique doit s'ajuster aux prix internationaux et les salaires ne vont pas toujours suivre ces mouvements de prix [4]. Par ailleurs, l'économie du Québec est plus à l'abri de la concurrence internationale. Les contrats de travail peuvent plus facilement, dans les secteurs protégés, contenir des clauses d'indexation ou être négociés en termes réels. Avec une économie diversifiée, l'Ontario se retrouve ainsi dans une position qui se situe entre celle du Québec et celle de la Colombie-Britannique⁷.

⁶Ce résultat concorde avec ceux qui ont été obtenus à l'aide d'une analyse portant sur des micro-données de conventions collectives pour le Québec et l'Ontario [6].

⁷Pour le Québec et l'Ontario, notre résultat concorde également avec le résultat obtenu à l'aide de données microéconomiques [6]. Voir aussi [20].

Quelques implications des résultats du point de vue de la politique de stabilisation

Si on admet l'hypothèse soutenue par nos résultats, l'analyse de l'impact des politiques de stabilisation au niveau régional devrait tenir compte d'un fonctionnement régionalement différencié du marché du travail.

On considère généralement que la politique monétaire, en raison des spécialisations industrielles régionales, a des impacts différenciés au niveau des régions. À cette dimension devrait s'ajouter le fonctionnement régional du marché du travail. Si on suppose qu'une expansion monétaire relève le taux d'inflation, soit par l'effet de la demande ou des attentes sur le marché canadien, soit aussi par la dévaluation de la monnaie canadienne, l'Ontario serait alors la région qui profiterait le plus de cette politique. À cause de l'élasticité assez faible de la variation salariale à l'inflation, il y aurait baisse du salaire réel et augmentation de l'emploi. Au Québec, dans les Prairies et, à un degré moindre, dans les Provinces atlantiques, cette politique laisserait le salaire réel virtuellement inchangé et l'effet sur l'emploi serait faible. Enfin, on ne peut prévoir quel serait l'effet de la politique sur l'économie de la Colombie-Britannique. Ainsi, une politique monétaire accommodante aurait plutôt tendance, en favorisant l'inflation, à accentuer les écarts de taux de chômage entre les régions.

On sait, par ailleurs, qu'une politique budgétaire macroéconomique a des impacts inégaux entre les régions à cause des spécialisations régionales. La réaction régionale des salaires à une variation de l'activité pourrait aussi accentuer l'inégalité régionale de l'impact d'une politique budgétaire.

En effet, si on suppose qu'une politique budgétaire expansionniste sans accommodation monétaire augmente le taux d'intérêt et la valeur du dollar canadien, les prix à l'importation fléchiront. Si le mouvement est assez important, les prix canadiens pourraient alors baisser [23] ou être stables. Supposons pour simplifier la discussion que les prix sont stables. Les gains d'activité par région faisant suite à une expansion de la politique budgétaire dépendront en partie de l'effet de la variation du taux de chômage sur la croissance salariale. Le Québec et, à un degré moindre, les Provinces atlantiques et l'Ontario seraient les régions davantage favorisées par une politique expansionniste puisque ce sont les régions où les salaires nominaux sont le moins sensibles à une amélioration de la conjoncture. Or, comme le Québec et l'Ontario sont déjà les régions qui, à cause de leur structure industrielle, bénéficient davantage d'une augmentation de la demande intérieure [28], l'impact d'un budget expansionniste risquerait d'être encore plus inégal au plan régional si on prend en compte le comportement des salaires.

L'élaboration des politiques de stabilisation au pays pourrait donc prendre en compte cette possibilité de comportement différencié des salaires au niveau régional. Une expansion monétaire qui relèverait le taux d'inflation risque d'accroître les disparités régionales de taux de chômage à cause de la réaction des salaires à l'inflation dans certaines régions. Par ailleurs, une politique budgétaire macroéconomique risquerait d'avoir des effets inégaux entre les régions dans une proportion encore plus marquée que l'on ne le reconnaît généralement [14].

Par ailleurs, les propositions qui visent à donner un caractère régional à la politique budgétaire [19] devraient aussi tenir compte des écarts de réaction des salaires à la conjoncture. Ainsi, par exemple, une trop forte stimulation de la demande dans les provinces de l'ouest pourrait, en relevant le taux de croissance de leurs salaires, réduire leur capacité concurrentielle à moyen terme et accroître leur taux de chômage. La politique budgétaire régionalisée aurait ainsi un effet non désiré, qui pourrait conduire à une hausse des transferts fédéraux vers les régions dont la capacité concurrentielle a été affaiblie.

Conclusion

Les résultats de nos estimations indiquent qu'il existe au Canada des marchés régionaux du travail où les salaires réagissent aux conditions locales. Ces résultats ne doivent pas être considérés comme définitifs ni comme les seuls qui soient compatibles avec les données disponibles. Nous avons à cet égard souligné les divers problèmes de données que l'analyse au niveau régional soulève. Il faut donc rappeler le caractère encore exploratoire de ces estimations au niveau régional. Notamment, l'utilisation de meilleurs indicateurs conjoncturels permettra d'approfondir notre connaissance du comportement régional des salaires. Ou encore, l'utilisation de données microéconomiques sur les conventions collectives de travail au niveau régional, à cause notamment de la taille importante de l'échantillon de données, pourrait aussi améliorer notre compréhension de la dynamique des salaires au niveau régional et constituer la suite la plus immédiate à notre travail.

Références

1. Assayag, A. et Y. Rabeau. « Stabilisation régionale et tensions inflationnistes : le cas de l'industrie de la construction du Québec », *Analyse de politiques*, 4:4 (automne 1978), 443-459.
2. Branson, W. H. et J. J. Rotemberg. « International Adjustment with Wage Rigidity », *European Economic Review*, 13 (1980).
3. Brechling, F. « Wage Inflation and the Structure of Regional Unemployment », *Journal of Money, Credit and Banking*, 5 (1973).

4. Cousineau, J.-M. « L'impact des chocs internationaux sur les ajustements salariaux au Canada », Université de Montréal, École des relations industrielles, 1985, miméo.
5. Cousineau, J.-M. « La mobilité interprovinciale de la main-d'oeuvre au Canada : le cas de l'Ontario, de la Nouvelle-Écosse et du Nouveau-Brunswick », *L'Actualité économique*, octobre-décembre 1979.
6. Cousineau, J.-M., R. Lacroix et Y. Rabeau. « La détermination des salaires dans les secteurs privé et public : une comparaison Québec, Ontario, Canada ». Gouvernement du Québec, Conseil du Trésor, 1979.
7. D'Amours, A. « Salaires, prix et chômage : une approche régionale », *L'Actualité économique*, 4 (janvier-mars 1972).
8. Dussault, F. et R. Lacroix. « The Spillover Effects of Public Sector Wage Contracts in Canada », Université de Montréal, Département de sciences économiques et Centre de recherche et développement en économie, Cahier de recherche no 8105, 1981.
9. Fortin, P. et K. Newton. « Labour Markets Tightness and Wage Inflation in Canada », dans M. N. Baily. *Workers, Jobs and Inflation*. Washington, D.C., Brookings Institution, 1982, p. 242-278.
10. Fortin, P. et L. Phaneuf. « Why is the Unemployment Rate so High in Canada », Université Laval, avril 1979, miméo.
11. Grubb, D., R. Jackman et R. Layard. « Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countries », *European Economic Review* (Amsterdam), 21 (1983).
12. Kaliski, S. F. « The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in Canada », *International Economic Review*, 5:1 (1964).
13. Lacroix, R. et F. Dussault. « Spillovers in Wage Determination Process: A Theoretical Model ». Université de Montréal, Département de sciences économiques et Centre de recherche et développement en économie, Cahier de recherche no 8308, 1983.
14. Lacroix, R. et Y. Rabeau. *Politiques nationales, conjonctures régionales. La stabilisation économique*. Montréal, Les Presses de l'Université de Montréal, 1981.
15. Metcalf, D. et K. Cowling. « Wage-Unemployment Relationships: A Regional Analysis for the UK 1960-65 », *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics and Statistics* (février 1967), 31-39.
16. Perry, G. L. « Inflation in Theory and Practice », *Brookings Papers on Economic Activity*. Washington, D.C., Brookings Institution, 1980.
17. Perry, G. L. « What Have We Learned About Disinflation? », *Brookings Papers in Economic Activity* No. 2. Washington, D.C., Brookings Institution, 1983.

18. Rabeau, Y. « Les services et l'inflation : le cas canadien », *Revue d'économie politique*, 3 (1983), 421-436.
19. Rabeau, Y. « La stabilisation régionale au Canada ». Commission royale d'enquête sur l'union économique, Gouvernement du Canada, 1985.
20. Rabeau, Y. « Une analyse du processus de détermination des salaires dans le monde des conventions collectives des secteurs de la santé et de l'éducation au Canada », *Administration publique du Canada*, 25:1 (1982).
21. Riddell, W. G. « The Responsiveness of Wage Settlement in Canada and Economic Policy », *Analyse de politiques*, 9:1 (mars 1983), 9-23.
22. Robert, J. *Les Contrôles des salaires et les rigidités salariales : une analyse empirique de la situation dans l'industrie manufacturière canadienne*. Université de Montréal, Département de sciences économiques, 1984, mémoire de maîtrise.
23. Sachs, J. « Wages, Flexible Exchange Rates, and Macroeconomic Policy », *The Quarterly Journal of Economics*, 4 (1980), 731-748.
24. Swan, N. « The Feasibility of Regionalized Stabilization Policy ». Ottawa, Conseil économique du Canada, novembre 1976, miméo.
25. Thirlwall, A. P., « Regional Phillips Curves », *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics and Statistics*, 32:1 (février 1970), 19-32.
26. Thirsk, W. *Aspects régionaux de l'inflation et du chômage*. Ottawa, Commission des prix et des revenus, 1973.
27. Wrage, P. « The Effects of Internal Migration on Regional Wage and Unemployment Disparities in Canada », *Journal of Regional Science*, 20 (1981).
28. Zuker, R. « An Interprovincial Input-Output Model », version III. Ottawa, Ministère de l'Expansion économique régionale, mai 1976.

Annexe 1

ESTIMATION DES COURBES DE PHILLIPS RÉGIONALES

Étude période de l'échantillon Unité de temps région	Variables explicatives		
	Conjoncture locale (taux de chômage régional)	Inflation	R ²
Provinces atlantiques			
- Swan (1976) 1953-1973, données annuelles	non significatif	significatif	0,45
- Thirsk (1973) ^a 1953-1970, données annuelles	non significatif	non significatif	0,66
- Kaliski (164) 1946-1958, données annuelles	significatif	significatif	0,84
Québec			
- Swan	nonsignificatif	significatif	0,26
- Thirsk	non significatif	significatif	0,71
- Kaliski	significatif	non significatif	0,93
Ontario			
- Swan	significatif	significatif	0,66
- Thirsk	non significatif	significatif	0,69
- Kaliski	significatif	significatif	0,93
Provinces des Prairies			
- Swan	significatif	significatif	0,67
- Thirsk	non significatif	significatif	0,53
- Kaliski	significatif	significatif	0,87
Colombie-Britannique			
- Swan	non significatif	significatif	0,52
- Thirsk	non significatif	significatif	0,49
- Kaliski	non significatif	non significatif	0,58

^a Dans l'étude de Thirsk, la variable de conjoncture régionale (U) est significative lorsque la variable d'anticipation des prix n'est pas présente dans l'équation.

Annexe 2

DÉFINITION DES VARIABLES

1. Estimation des équations sur la rémunération hebdomadaire moyenne

$\left(\frac{\dot{w}}{w}\right)$ Augmentation annuelle pour chaque trimestre de la rémunération hebdomadaire moyenne pour l'ensemble des industries. Le calcul du taux de variation de la rémunération est fait selon la méthode de la première différence centrée.

Source : The Conference Board of Canada; et *Emploi, gains et durée du travail*, Statistique Canada, 72-002.

- U_t Taux de chômage trimestriel dans l'ensemble de l'économie.
Source : *La Population active*, Statistique Canada, 71-001.
- U_{t-N} Moyenne des taux de chômage trimestriels pour la période allant de t-2 à t-4.
Source : *La Population active*, Statistique Canada, 71-001.
- $\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_{t-N}$ Moyenne de la croissance de l'indice des prix à la consommation pour la période allant de t à t-3. Le calcul du taux de croissance est fait selon la méthode de la première différence centrée.
Source : *L'Indice des prix à la consommation*, Statistique Canada, 62-001.
- CONT Prend la valeur 1 de 1975-IV à 1978-II, et égale 0 autrement, pour tenir compte de la période des contrôles sur les salaires.
- V_{IT-N} Écart type de $\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)$ pour la période t à t-4, à la moyenne correspondante.
- D_{IT-N} Rapport entre le taux d'augmentation de la rémunération hebdomadaire moyenne pour la période t-1 à t-4, et le taux d'augmentation annuel du taux de base des conventions collectives de 200 employés et plus du secteur non commercial.
Source : Statistique Canada; et données sur le travail, Travail Canada.

2. Estimation des équations de salaires: données sur les conventions collectives de 200 employés et plus

- $\left(\frac{\dot{w}}{w}\right)$ Taux d'augmentation annuel pour chaque trimestre des taux de base des conventions collectives de 200 employés et plus sans clause d'indexation pour le secteur commercial.
Source : Travail Canada.
- U_t Taux de chômage trimestriel pour l'ensemble de l'économie dans le cas des équations de salaires estimées pour la période 1975-IV à 1984-I; taux de chômage trimestriel des hommes de 25 à 54 ans pour la période d'estimation de 1972-I à 1984-I.
Source : *La Population active*, Statistique Canada, 71-001.
- U_{t-N} Moyenne des taux de chômage trimestriels pour la période allant de t-3 à t-6.
Source : *La Population active*, Statistique Canada, 71-001.

$\dot{\left(\frac{P}{P}\right)}_{t-N}$ Moyenne de la croissance de l'indice des prix à la consommation pour le trimestre t et les quatre précédents. Le taux de croissance est calculé pour le trimestre courant par rapport au trimestre correspondant de l'année précédente.

Source : *L'Indice des prix à la consommation*, Statistique Canada, 62-001.

CONT Prend la valeur 1 de 1975-IV à 1978-II, et égale 0 autrement.

$V_{\pi-N}$ Écart type de $\dot{(P/P)}$ pour la période t à t-4, à la moyenne correspondante.

$D_{\pi-N}$ Rapport entre les taux d'augmentation annuels et les taux de base (moyenne de t-1 à t-4) du secteur commercial, et l'équivalent pour le secteur non commercial.