

Les effets de retombées salariales entre les régions au Canada

Yves Rabeau
Département des sciences administratives
Université du Québec à Montréal
Montréal, Québec H3C 3P8

La question de la détermination des salaires par région au Canada a été abordée dans le cadre d'études sur l'incidence régionale des politiques de stabilisation et sur la possibilité de les régionaliser (Swan, 1976; Thirsk, 1973; Rabeau, 1986). Dans une analyse de la détermination des salaires par région (Rabeau, 1986), nous avons montré que la dynamique salariale varie d'une région à l'autre au Canada. Notamment, la sensibilité des salaires aux conditions locales du marché du travail et aux attentes concernant l'inflation n'est pas la même pour les différentes régions canadiennes. Le degré d'ouverture des régions sur le commerce international, leur structure industrielle, la mobilité variable de la main-d'oeuvre d'une région à l'autre, l'importance inégale du secteur public et parapublic dans les diverses régions sont autant de facteurs qui peuvent expliquer les écarts entre les équations salariales des principales régions du Canada. Ces résultats laissent croire que les politiques macro-économiques n'auront pas des effets identiques d'une région à l'autre en raison des réactions différentes des salaires aux variables de la conjoncture.

Nous avons poussé plus loin l'analyse de la détermination des salaires par région en faisant usage de données micro-économiques sur les salaires (Rabeau et Santos, 1986). Cette approche a permis de confirmer les résultats obtenus à l'aide de données agrégées : le

Lynda Paquin et Sylvain Dufresne ont participé à ce projet en tant qu'auxiliaires de recherche. Cette recherche a été subventionnée par le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada. L'auteur remercie le professeur A. Raynauld, pour ses commentaires sur une version préliminaire du texte. Il remercie également les personnes qui ont participé à l'atelier sur le développement régional du colloque annuel de l'Association canadienne des sciences régionales (Victoria, Colombie-Britannique, 3 juin 1990), pour leurs commentaires.

comportement des salaires à court terme varie d'une région à l'autre du Canada.

Mais on ne dispose que de résultats très partiels sur la question des retombées salariales d'une région sur une autre. Certains résultats indiquent qu'il y a des effets de débordement d'une région à l'autre (Cousineau, 1985) et que cet effet irait en s'estompant avec la distance géographique entre les marchés. Il existerait également des effets de retombées salariales dans le cas des provinces de l'Atlantique, en provenance du centre du Canada (Drewes, 1987). Dans la présente étude, nous examinons de façon plus générale les effets de retombées salariales entre les régions. De plus, nous faisons la distinction entre les secteurs exposés à la concurrence et les secteurs qui en sont protégés (Aukrust, 1977).

Les retombées salariales entre les régions

Nos travaux antérieurs (Rabeau, 1986) ont permis d'établir que les conditions régionales de la conjoncture influencent l'évolution des salaires par région. Mais une partie de la croissance salariale devrait aussi être expliquée par l'évolution des salaires dans les autres régions. Les tensions qui existent sur le marché du travail dans les régions importantes du pays devraient influencer les salaires des autres régions. En fait, plusieurs facteurs peuvent expliquer les effets de retombées salariales entre régions.

1. Les grandes entreprises nationales, le gouvernement fédéral et les sociétés de la Couronne ont, dans plusieurs cas, des politiques de rémunération uniformes à travers le pays. Ces employeurs influencent ainsi directement le marché local du travail, mais aussi de façon indirecte, par les mécanismes de retombées salariales au sein d'une même industrie dans une région.

2. Les syndicats, particulièrement dans les secteurs abrités de l'économie, où ils disposent d'un pouvoir souvent important de marchandage, utilisent l'argument de la parité salariale avec les régions où les salaires sont les plus élevés quand ils négocient les conventions collectives. Lorsque la parité est atteinte, ce mécanisme joue dans le sens d'une *variation semblable* des salaires entre les régions canadiennes.

3. La main-d'oeuvre hautement qualifiée est généralement assez mobile au Canada (Rabeau, 1986) et elle reçoit, par effet d'arbitrage, une rémunération plus ou moins uniforme à travers le pays.

4. Les législations provinciales sur la fixation des salaires entravent souvent l'ajustement des salaires aux conditions locales de la conjoncture. Les études menées à l'aide de micro-données ont permis de montrer notamment que le salaire minimum constitue non seulement un

salaire plancher mais aussi une référence de base en fonction de laquelle l'ensemble des autres salaires sont susceptibles de s'ajuster. Si les salaires minimaux sont relativement plus élevés pour les régions où le salaire moyen est plus faible et si ces salaires minimaux suivent la tendance des salaires au Canada, il y aura alors des effets d'entraînement sur les salaires régionaux.

5. Enfin, il est possible que les mécanismes de stabilisation automatique, y compris l'assurance-chômage (Fortin, 1984), contribuent à réduire les effets de la conjoncture locale et jouent dans le sens d'une plus grande harmonisation des croissances salariales.

On doit s'attendre cependant à ce que les effets de retombées salariales ne soient pas symétriques d'une région à l'autre. Ainsi, l'Ontario, par l'importance de son économie et la diversité de sa structure industrielle, est susceptible d'influencer la croissance salariale au Québec ou dans les Maritimes. En revanche, des régions très ouvertes à la concurrence internationale, comme la Colombie-Britannique, sont moins susceptibles d'être influencées par l'évolution des salaires dans les provinces plus industrialisées du centre du Canada.

Mécanisme de transmission de l'inflation : secteurs exposés et secteurs protégés

Dans les régions où le degré d'ouverture à la concurrence étrangère est élevé, les conditions locales de la conjoncture et de l'inflation ont un effet moindre ou même non significatif sur la croissance salariale (Rabeau, 1986). Ce résultat est aussi corroboré par un examen des comportements des salaires par industrie et par région (Cousineau, 1985). Mais à l'échelle régionale, on n'a pas encore vérifié le mécanisme scandinave de transmission de l'inflation, où les variations salariales des secteurs exposés se propagent sur les secteurs abrités. Cette propagation vérifiée au niveau macro-économique (Dussault et Lacroix, 1982) pourrait aussi varier sensiblement d'une région à l'autre du Canada. Ce mécanisme devrait être significatif dans les régions dont l'économie est dominée par les ressources naturelles et où les exportations jouent un rôle majeur dans l'économie. Les industries de ces régions doivent vendre leur produit au prix mondial et la dynamique salariale doit s'ajuster à cette contrainte. Nous allons, dans cette étude, examiner ce mécanisme de retombées salariales.

Par ailleurs, alors que le modèle scandinave prévoit que les variations des salaires des secteurs exposés se propagent vers les secteurs abrités, il est possible qu'au cours des années 1970 ce mécanisme ait été inversé (Rabeau, 1983). En effet, dans certaines régions où les secteurs

abrités de la concurrence représentent une proportion importante de l'activité économique, la croissance des salaires suscitée dans ces secteurs par l'effet d'arbitrage a pu influencer la progression des salaires des secteurs exposés. Ce mécanisme aurait été entériné par la Banque centrale au moment où le dollar canadien s'est déprécié de façon importante sur le marché des devises. Il s'agit d'une hypothèse que nous allons tester.

Spécification du modèle

Le modèle de base que nous utilisons est celui que nous avons présenté dans Rabeau (1986) et dans Rabeau et Santos (1986). Nous le modifions pour tenir compte des effets de correction de l'erreur d'anticipation de l'inflation, des retombées salariales entre les régions et des retombées entre les secteurs abrités et les secteurs exposés de l'économie. Dans sa formulation la plus générale, le modèle peut se présenter ainsi :

$$w_{it} = \beta_0 + \beta_1 1/U_{it} + \beta_2 1/U_{i,t-n}^2 + \beta_3 P_{i,t-n} + \beta_4 CI.P_{i,t-n} + \beta_5 INA_{it} + \beta_6 RSE_{i,t-n} + \beta_7 RSP_{i,t-n} + \beta_8 RSR_{i,t-n} + \beta_9 RSEXP_{i,t-n} + U_{it} \quad (1)$$

- où i = la région;
 t = le temps;
 $t-n$ = une variable décalée dans le temps;
 w_{it} = la variation du taux de base des salaires des conventions collectives de la région i au temps t ;
 U_{it} = le taux de chômage trimestriel des hommes de 25 à 54 ans pour le trimestre courant;
 $U_{i,t-n}$ = la moyenne du taux de chômage pour les deux trimestres précédant la signature d'une convention;
 P_i = la variation de l'indice des prix à la consommation (taux d'inflation de la région i);
 $P_{i,t-n}$ = la moyenne de la variation de l'indice des prix à la consommation pour le trimestre courant et les deux trimestres précédents ($t-1$ et $t-2$);
 U_{it} = terme aléatoire.

Pour les signes des coefficients concernant le chômage et l'inflation, les attentes sont les suivantes : $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$ et $\beta_3 > 0$.

Le signe attendu des coefficients et la définition des autres variables se présentent ainsi :

CI : variable indiquant la présence d'une clause d'indexation.

La présence d'une clause d'indexation protège les travailleurs contre une variation inattendue de l'inflation et permet de négocier une variation du taux de base plus faible parce qu'elle n'inclut pas une réserve pour les prémunir contre l'inflation; aussi, $\beta_4 < 0$. La variable CI prend la forme d'une variable dichotomique (sa valeur est égale à 1 lorsqu'il existe une clause d'indexation, à 0 autrement).

INA_{*i*} : variable se rapportant à une correction pour l'inflation non anticipée dans la région i .

Lorsqu'un syndicat et un même employeur négocient une convention collective tous les deux ou trois ans sur une moyenne période, il existe une entente implicite (Okun, 1981) selon laquelle les variations non anticipées du salaire réel devront en partie ou en totalité être compensées d'une convention à l'autre. Cette variable de correction pour l'inflation non anticipée (INA) est définie comme la différence entre le taux effectif d'augmentation moyenne du taux de salaire de base du contrat précédent et la moyenne des taux d'inflation obtenue sur la durée¹ du précédent contrat de travail. Un écart positif réduit la hausse salariale, de sorte que $\beta_5 < 0$.

RSE_{*i*} : variable de retombées salariales entre entreprises au sein d'une même industrie dans la région i .

Cette variable est définie comme la moyenne des J accroissements du taux de salaire de base survenus précédemment au sein du groupe industriel (classification industrielle de 1970 à trois chiffres) auquel appartient l'unité de négociation de la région i . J varie en fonction du nombre d'ententes ayant eu lieu dans le groupe industriel entre le moment de la signature de la nouvelle convention collective et la date de la signature de la précédente convention, qui est échue (la valeur maximale de J , $\max(J)$, est prise égale à 12). Cet effet d'émulation salariale intra-industriel au sein d'une région devrait être positif, et donc $\beta_6 > 0$.

RSP_{*i*} : variable de retombées salariales allant du secteur public vers le secteur privé de la région i .

Cette variable est définie comme la moyenne des accroissements des taux de base survenus dans les J derniers contrats de travail à intervenir dans le secteur public avant la signature de la nouvelle convention dans toute unité de négociation du secteur privé (à nouveau,

1. La moyenne des taux d'inflation porte au maximum sur quatre trimestres.

$\max(J) = 12$). Cet effet de retombées salariales devrait être positif, et donc $\beta_7 > 0$.

RSR_i : variable de retombées salariales des autres régions du pays sur la région i .

Cette variable est définie comme la moyenne des variations des taux de base des douze dernières conventions collectives² qui, dans les autres régions, ont précédé la signature d'une convention dans la région i . En plus de cette définition générale, plusieurs définitions plus spécifiques ont été utilisées; par exemple, en raison de son importance industrielle, des nombreux sièges sociaux qu'on y retrouve et de son rôle de leader dans les cycles économiques, nous avons examiné l'effet des conventions signées en Ontario sur les autres régions canadiennes. Cette variable de retombées interrégionales devrait avoir un effet positif sur la croissance salariale, et donc $\beta_8 > 0$.

$RSEXP_i$: variable de retombées salariales allant du secteur «surexposé» au plan de la concurrence internationale vers les autres secteurs de la région i .

Nous avons défini cette variable comme la moyenne des accroissements du taux de base des J derniers contrats des secteurs soumis à la concurrence internationale dans la région i . J varie en fonction du nombre d'ententes signées dans le secteur surexposé entre le moment de la signature d'un nouveau contrat et celui du précédent (ici encore, on impose la contrainte $\max(J) = 12$). Les industries retenues qui forment le secteur surexposé sont celles qui sont les plus sensibles à la concurrence internationale en vertu des critères mentionnés en annexe. Selon la dynamique du modèle scandinave, on s'attend à ce que la croissance salariale des secteurs surexposés ait un effet positif sur w , et donc $\beta_9 > 0$.

Enfin, nous avons aussi considéré une variable de retombées salariales ($RSAB$) qui n'apparaît pas dans l'équation (1) et qui a pour objet de vérifier si la dynamique salariale n'a pas été inversée de façon telle que les secteurs surabrités aient influencé les secteurs surexposés. Cette variable a été définie de la même façon que la précédente sauf que les secteurs retenus sont ceux qui sont les moins sensibles à la concurrence (voir l'annexe pour la classification). À nouveau l'effet de cette variable sur w devrait être positif.

2. Outre la contrainte $\max(J) = 12$, nous avons imposé la contrainte temporelle de trois ans précédant la signature d'un contrat de travail dans la région i . Il est possible que, dans les régions autres que i , on ne trouve pas douze conventions collectives au cours des trois dernières années. Cette contrainte peut intervenir lorsque l'on examine les effets de retombées salariales sur les grandes régions industrielles du pays.

Données et période d'échantillon

Les équations sont estimées à l'aide de la banque de données de Travail Canada sur les conventions collectives touchant 200 employés et plus. Alors que la couverture des conventions collectives touchant 500 employés et plus est complète, on estime que celle des conventions touchant plus de 200 employés est de l'ordre de 70 %. La période d'échantillon va de 1972 à 1984 et *exclut* la période de contrôle des prix et salaires³. Au lieu d'utiliser des variables dichotomiques pour tenir compte de la période des contrôles, les résultats de diverses études montrent qu'il est préférable d'exclure cette période de l'échantillon (voir notamment Christofides et autres, 1980a et 1980b).

Chaque convention collective signée par une unité de négociation constitue une observation. Il s'agit donc d'un échantillon combinant des données en coupe instantanée et des données en série chronologique. Le «pairage» des données sur l'augmentation des taux de base des conventions collectives avec les autres données s'est fait sur une base trimestrielle et par région.

Les régions sont les suivantes : Atlantique, Québec, Ontario, Prairies et Colombie-Britannique. Les taux d'inflation des régions sont évalués à l'aide de l'IPC des villes suivantes : Halifax, Montréal, Toronto, Edmonton et Vancouver.

L'estimation touche les travailleurs syndiqués du secteur commercial non agricole de l'économie⁴. Les données du secteur public n'interviennent que dans la définition de la variable de retombées salariales du secteur public sur le secteur privé.

Résultats

Sur un échantillon combinant des données en coupe instantanée et des données en série chronologique, les équations ont été estimées à l'aide des moindres carrés ordinaires. On retrouve aux tableaux 1 et 2 les résultats que nous avons retenus pour fins d'analyse. La taille de l'échantillon (N) est indiquée pour chacune des régressions et les tests « t » apparaissent entre parenthèses sous les coefficients estimés.

3. En raison de changements dans la présentation de la banque de données de Travail Canada, il n'a pas été possible d'incorporer les données au-delà de l'année 1984.
4. En ce qui concerne la portée des résultats sur une base régionale que l'on obtient à partir de données sur les travailleurs syndiqués plutôt que de données sur l'ensemble des travailleurs du secteur privé, voir Rabeau, 1986.

TABLEAU 1 — Résultats des régressions, secteur privé^a

	CONST	1/U	1/U ²	P	CI.P	INA	RSE	RSP	RSR	N	R ²	F
CAN	-1,8 (-4,2)	10,5 (5,5)	-13,1 (3,68)	0,17 (4,76)	-0,22 (-13,4)	-0,06 (5,6)	0,6 (23,6)	0,41 (16,0)	—	4030	0,385	362,1
ATL	-8,2 (-4,1)	72,8 (3,7)	-34,2 (-0,24)	-0,008 (-0,05)	-0,23 (-3,1)	-0,01 (-0,28)	0,5 (6,3)	0,28 (2,1)	0,35 (3,1)	332	0,463	36,6
QC	-5,5 (-4,9)	44,9 (4,2)	44,4 (0,91)	0,23 (3,29)	-0,19 (-6,0)	-0,08 (-3,2)	0,36 (6,2)	0,14 (1,7)	0,25 (4,1)	1090	0,404	93,2
ONT	-2,8 (-4,1)	10,2 (3,6)	23,99 (4,0)	0,35 (7,0)	-0,29 (-14,6)	-0,09 (-5,2)	0,35 (8,2)	0,09 (2,8)	0,15 (4,5)	1542	0,45 ⁹	164,7
PR	-3,1 (-3,3)	8,8 (3,02)	9,6 (1,7)	0,09 (1,1)	-0,12 (-2,7)	—	0,29 (4,1)	0,18 (2,3)	0,45 (5,8)	612	0,554	109,4
C-B	-4,8 (-3,4)	10,8 (1,4)	50,4 (2,1)	0,26 (2,0)	-0,06 (-1,3)	0,03 (0,94)	0,5 (6,1)	—	0,41 (4,5)	555	0,416	57,5

a. 1972-1984, sans la période des contrôles. Pour simplifier la présentation du tableau, nous avons omis les indices accompagnant les variables et décrivant les délais temporels. Les délais retenus sont ceux qui ont été décrits dans la présentation du modèle.

Ensemble du secteur privé

Au tableau 1, nous présentons les résultats sans tenir compte de la distinction entre secteurs exposés à la concurrence internationale et secteurs abrités, c'est-à-dire sans tenir compte de la variable RSEXP.

Variables régionales

De façon générale, les résultats sont satisfaisants et concordent avec nos attentes. Ils confirment l'effet du taux de chômage (U_{it}) local sur la variation salariale et sont semblables à ceux que nous avons obtenus antérieurement (Rabeau, 1986; Rabeau et Santos, 1986). La croissance salariale est en fait influencée par les conditions locales du marché du travail, sauf en Colombie-Britannique, où les conditions de la conjoncture internationale sont probablement déterminantes. La variable de chômage différé ($U_{i,t-n}$) est significative en Ontario et dans les Prairies. Dans ce cas, on obtient une courbe de Phillips plus conventionnelle, avec retard d'adaptation aux conditions de la conjoncture⁵.

Dans un modèle utilisant des données micro-économiques et dans le contexte de la régionalisation des équations salariales, l'effet de l'inflation sur la croissance salariale est capté par les variables P, CI, P et INA. D'autre part, la variable de retombées salariales au sein d'une industrie (RSE) peut aussi refléter une partie des attentes inflationnistes dans un groupe industriel. De plus, la variable RSP peut

5. Étant donné la similitude des résultats obtenus ici par rapport à ceux dont nous avons fait état dans Rabeau (1986) et dans Rabeau et Santos (1986), on peut dire que l'élasticité de w à U est semblable à celle qui a été calculée et présentée dans ces deux articles.

aussi incorporer une partie des attentes inflationnistes des travailleurs du secteur privé dans la mesure où les salaires du secteur public suivent d'assez près le rythme de l'inflation. Enfin, la variable de retombées salariales entre les régions (RSR) comprend deux types d'information : l'état de l'offre et de la demande de travail dans une autre région et les attentes inflationnistes des travailleurs de cette région. En fait, les attentes inflationnistes sont véhiculées en partie par les trois variables de retombées salariales.

La variable d'inflation est significative et du bon signe pour le Québec et l'Ontario, et marginalement significative pour la Colombie-Britannique. Le coefficient estimé a la valeur la plus élevée en Ontario. Ce résultat n'est pas indépendant de celui qui concerne les variables de retombées salariales, en particulier la variable de retombées interrégionales. L'Ontario subit moins l'influence des autres régions et sa dynamique salariale est plus liée au taux d'inflation.

L'inflation locale n'est pas significative dans les autres régions. Ce résultat est cohérent par rapport à nos études antérieures (Rabeau, 1986; Rabeau et Santos, 1986). En outre, il est possible que les provinces de l'Atlantique et des Prairies ainsi que la Colombie-Britannique soient sensibles à la dynamique salariale des autres régions. La croissance salariale pourrait ainsi être alimentée par une inflation importée des autres régions et du secteur international.

La variable concernant l'effet des clauses d'indexation est significative et du bon signe dans toutes les régions sauf les Prairies. La variable relative aux effets *non anticipés* de l'inflation *locale* est significative et du bon signe au Québec et en Ontario, régions où l'inflation locale agit de façon significative sur la dynamique des salaires. Dans les autres régions, les erreurs d'anticipation de l'inflation locale ne sont pas significatives.

La variable de retombées salariales provenant du secteur public est significative pour les provinces de l'Atlantique, le Québec et l'Ontario. Sauf dans l'Atlantique, son effet est modeste et la dynamique salariale n'est pas dominée par l'évolution des salaires du secteur public.

En revanche, la variable de retombées salariales intra-industrielles (RSE) joue un rôle important dans toutes les régions. Le mécanisme de retombées salariales au sein d'une industrie reflète le phénomène d'arbitrage sur un marché industriel dans une région. Les parties qui négocient un contrat de travail utilisent l'information fournie par les conventions signées dans la même industrie et, ici, dans la même région. Ces informations permettent d'évaluer les tensions locales sur le marché du travail et les attentes inflationnistes des parties qui ont conclu une entente. L'effet du mécanisme de retombées salariales intra-industrielles est à peu près le même pour le Québec, l'Ontario et les Prairies. Il est plus élevé dans l'Atlantique et en

Colombie-Britannique. Dans le cas de cette dernière province, il est possible que, par le biais des contrats signés dans une industrie, les agents économiques trouvent de l'information sur la situation de la concurrence internationale, dans la mesure où plusieurs entreprises de la région exportent sur le marché international.

Retombées interrégionales

La variable de retombées salariales entre les régions est du signe attendu et significative pour toutes les régions. Ainsi, toutes les régions du Canada subissent l'influence de la dynamique salariale des autres régions. Plus la région est importante, moins elle est touchée par les retombées salariales provenant des autres régions. Ainsi, en Ontario, l'inflation locale et les retombées intra-industrielles exercent une influence nettement plus importante que l'évolution des salaires des autres régions. Le Québec se trouve dans une situation intermédiaire; le coefficient estimé des retombées interrégionales y atteint 0,25.

La mobilité de la main-d'oeuvre entre les provinces de l'Atlantique et le reste du Canada est déjà bien connue (c'est un facteur qui favorise les retombées salariales entre régions) et nos résultats vont dans ce sens. L'effet de retombées salariales interrégionales est en effet élevé pour les provinces maritimes. Ce résultat corrobore ceux de Drewes (1987). Cependant, nous avons fait un test dans le but de voir si une région plus spécifique exerçait un effet sur la dynamique des salaires des provinces maritimes. Nous avons alors remplacé la variable RSR par une variable RSQ, soit les retombées salariales en provenance du Québec (les douze dernières conventions collectives signées au Québec); nous avons répété l'expérience avec l'Ontario. Nous avons obtenu les résultats suivants : le coefficient applicable au Québec est de l'ordre de 0,20 à 0,25 et le coefficient applicable à l'Ontario se situe entre 0,12 et 0,20. L'effet d'entraînement salarial pourrait donc être à peu près réparti entre le Québec et l'Ontario, et l'effet provenant des autres régions serait faible. De plus, l'effet de la dynamique salariale du Québec serait plus important que l'effet de la dynamique salariale de l'Ontario. Nous avons de plus pondéré la variable de retombées entre les régions par les flux migratoires interrégionaux (Statistique Canada, cat. 91-208), selon la suggestion de Drewes (1987). L'utilisation des flux migratoires *n'a pas modifié* les résultats de façon significative; la pondération des variables par les flux migratoires n'a influencé la valeur des coefficients que de façon marginale.

Ainsi, l'effet de retombées salariales entre les régions aurait une dimension spatiale : l'effet serait d'autant plus important que les régions sont géographiquement rapprochées. Ce résultat concorde avec celui de Cousineau (1985).

Nous avons aussi vérifié cette hypothèse pour le Québec et l'Ontario. On constate ainsi que l'effet de la dynamique salariale de l'Ontario sur celle du Québec représenterait environ 83 % de l'effet total de retombées salariales interrégionales. Cette conclusion s'applique également à l'Ontario à l'égard du Québec. Elle ne change pas lorsque l'on tient compte de l'effet des flux migratoires.

Les Prairies sont la région où les effets de retombées salariales sont les plus importants. L'évolution salariale de cette région est en fait dominée par la dynamique salariale des autres régions canadiennes. C'est là que la variable de retombées salariales interrégionales est le plus significative, et le coefficient y est élevé (0,45). Bien que nous n'ayons pas fait de test pour les Prairies, on peut présumer que l'effet de retombées salariales provient principalement de l'Ontario et de la Colombie-Britannique.

Les mêmes conclusions s'appliquent essentiellement au cas de la Colombie-Britannique. À nouveau, les résultats demeurent à peu près inchangés lorsque l'on pondère les variables de retombées salariales entre régions par les flux migratoires.

Secteurs exposés et secteurs abrités

Nous avons repris les équations du tableau 1 en apportant la distinction entre secteurs exposés et secteurs abrités. Nous tentons ici de voir si la dynamique salariale des régions est influencée par la présence de secteurs fortement exposés à la concurrence internationale.

À cette fin, nous avons vérifié l'effet de la variable RSEXP relative aux conventions collectives des secteurs surexposés (définis en annexe) sur les secteurs non surexposés de chaque région. Les résultats du tableau 2 se rapportent donc au secteur privé non surexposé et la variable RSEXP apparaît parmi les variables explicatives.

Les résultats sont en général conformes à nos attentes. Il y a peu d'industries surexposées dans les provinces de l'Atlantique et la variable RSEXP n'est pas significative. La dynamique salariale de cette région est influencée par les conditions locales de la conjoncture et par l'évolution des salaires au Québec et en Ontario. Le cas du Québec est différent. Cette région comprend différentes industries exportatrices du secteur des ressources dont la dynamique salariale influence l'ensemble des autres secteurs. Le coefficient de la variable RSEXP est significatif et aussi important que celui qui porte sur les retombées interrégionales. L'économie du Québec est donc sujette à l'importation d'inflation par le biais de ses industries exposées à la concurrence internationale.

Le phénomène d'entraînement des secteurs surexposés sur le reste de l'économie n'est pas vérifié pour l'Ontario. Les industries surexposées

TABLEAU 2 — Résultats des régressions, secteur privé non surexposé^a

	CONST	1/U	1/U ²	P	CLP	INA	RSE	RSP	RSR	RSEXP	N	R ²	F
CAN	-2,4 (-5,3)	9,3 (5,1)	-10,01 (-2,8)	0,14 (4,1)	-0,23 (-14,1)	-0,05 (-4,2)	0,52 (20,0)	0,24 (8,1)	--	0,35 (11,7)	3126	0,406	344,6
ATL	-8,1 (-4,1)	72,8 (3,7)	-36,6 (-0,35)	-0,01 (-0,09)	-0,23 (-3,1)	-0,01 (-0,28)	0,5 (6,1)	0,26 (2,0)	0,34 (2,9)	0,03 (0,2)	258	0,461	32,5
QC	-4,9 (-4,5)	37,3 (3,5)	3,3 (0,07)	0,18 (2,4)	-0,19 (-6,2)	-0,08 (3,0)	0,31 (5,5)	0,17 (1,9)	0,19 (3,02)	0,27 (4,5)	846	0,414	86,5
ONT	-2,8 (-4,1)	10,1 (3,6)	23,9 (3,9)	0,35 (7,0)	-0,29 (-14,5)	-0,09 (-5,2)	0,35 (8,3)	0,09 (2,4)	0,15 (4,4)	0,005 (0,12)	1196	0,459	146,2
PR	-3,7 (-3,8)	8,4 (2,9)	11,1 (1,98)	0,03 (0,34)	-0,13 (-2,97)	--	0,23 (3,1)	0,08 (0,96)	0,41 (5,2)	0,32 (2,8)	474	0,558	97,3
C-B	-4,8 (-3,5)	6,97 (0,9)	57,2 (2,4)	-0,06 (-0,4)	-0,1 (-2)	0,03 (0,97)	0,37 (4,1)	--	0,31 (3,4)	0,56 (4,7)	352	0,437	54,7

a. 1972-1984, sans la période des contrôles.

représentent une partie assez faible de l'économie ontarienne et elles n'ont pas d'impact sur la dynamique salariale de l'ensemble de l'économie.

Les Prairies et la Colombie-Britannique sont, par leurs industries des ressources, fortement exposées à la concurrence internationale. Le coefficient de RSEXP est significatif pour les deux régions et particulièrement élevé en Colombie-Britannique (0,5). Ces deux régions sont ainsi celles qui sont le plus influencées par la conjoncture internationale. La dynamique salariale des Prairies et de la Colombie-Britannique est *dominée à la fois par les conditions du marché international et par les conditions de la conjoncture des autres régions du Canada*, principalement l'Ontario. Ces régions se trouvent ainsi à «importer» leur dynamique salariale, et les conditions locales de la conjoncture y ont un effet pratiquement négligeable sur le comportement des salaires. Cela confirme ce que l'on pouvait présumer à partir des résultats antérieurs (Cousineau, 1985; Rabeau, 1986).

Enfin, il faut mentionner que l'hypothèse d'une inversion de la dynamique salariale prévue par le modèle scandinave n'a pas été vérifiée. La variable RSAB n'est pas significative pour les diverses régions.

Implications pour la politique économique

Les résultats indiquent que les grandes régions industrielles du Canada exportent leur dynamique salariale vers les autres régions, et probablement davantage vers les régions géographiquement les plus proches. Nous avons décrit plus haut les mécanismes par lesquels cette ventilation du comportement des salaires pouvait se faire. En particulier, le

comportement des salaires de l'Ontario, centre industriel du pays, influence celui des autres régions du Canada. Les provinces de l'Atlantique et des Prairies sont les régions qui subissent le plus l'influence des autres régions en matière de dynamique salariale. Le comportement des salaires au Québec influence aussi celui de l'Atlantique et, dans une proportion nettement plus faible, celui de l'Ontario. Le Québec subit en revanche l'influence de l'Ontario. Il est moins touché que l'Atlantique et les Prairies, mais l'effet de l'Ontario sur les salaires versés au Québec n'est pas négligeable.

Nos résultats permettent de justifier en partie la politique monétaire de la Banque du Canada, qui a adopté récemment une politique restrictive, au moment où les tensions inflationnistes devenaient de plus en plus présentes en Ontario. C'est dans cette province qu'un relèvement du taux d'inflation influence le plus la croissance salariale. Celle-ci se ventile ensuite dans toutes les régions canadiennes. Mais cette justification n'est que partielle puisque nos résultats indiquent que la politique restrictive de la Banque se fera sentir avec une certaine asymétrie régionale, de sorte que certaines régions risquent d'écoper davantage en termes de production et d'emploi.

Ainsi, si la politique monétaire est modulée en fonction des tensions qui existent en Ontario, le Québec, où les conditions locales de la conjoncture influencent aussi le comportement salarial, subira directement l'effet de cette politique, qui pourrait être trop restrictive pour lui dans la mesure où son marché du travail ne subit pas des tensions aussi marquées que celui de l'Ontario. La Banque se retrouve alors devant un dilemme familier : elle doit empêcher la propagation de l'accélération de la croissance salariale au Canada sans créer de récession dans les régions où les tensions sont plus faibles sur les marchés des biens et des facteurs de production.

D'autre part, une politique monétaire restrictive, en relevant la valeur du dollar canadien sur les marchés des changes, a aussi pour effet de ralentir l'importation d'inflation pour des régions comme le Québec, la Colombie-Britannique et les Prairies, dont la dynamique salariale est influencée par le comportement des salaires des secteurs fortement exposés à la concurrence. Cette importation d'inflation salariale risque de se produire en fin de cycle, au moment où des pressions apparaissent sur les marchés des ressources de base. Comme la dynamique salariale de la Colombie-Britannique et des Prairies est influencée de façon significative par les secteurs surexposés mais ne dépend pas ou guère des conditions locales de la conjoncture, la politique monétaire devient un instrument privilégié pour ralentir l'importation d'inflation en accroissant la valeur de notre devise.

Dans le cas du Québec, le resserrement de la politique monétaire va contribuer à freiner la croissance salariale de trois façons :

– La remontée du dollar canadien comprime les marges de profit des exportateurs et ralentit les effets de retombées salariales en provenance des secteurs surexposés;

– la détérioration de la conjoncture locale freine également la croissance salariale;

– enfin, le ralentissement de l'économie en Ontario ralentit les effets de retombées salariales de cette province sur le Québec.

Dans le cas de l'Ontario, la montée du dollar canadien a des effets directs plus limités sur l'inflation puisque l'on n'observe pas de transmission de l'inflation des secteurs exposés vers les secteurs abrités. Le ralentissement de la croissance salariale au Québec ou dans d'autres régions par contraction de l'activité a un effet limité sur la croissance salariale en Ontario. Dans ces conditions, la Banque du Canada doit faire fléchir le taux d'inflation ontarien et réduire les tensions sur le marché du travail de cette province pour réussir à enrayer toute accélération de la croissance salariale dans cette province.

Ainsi, une politique monétaire destinée à ralentir la croissance des salaires en Ontario aura un effet nettement plus puissant dans une région comme le Québec.

Ce résultat met en lumière le dilemme déjà soulevé de la politique monétaire. Une coordination de la politique monétaire avec la politique budgétaire serait souhaitable. Cela relance la discussion sur les problèmes de politique économique au Canada; il existe des éléments de solution à ces problèmes dans le cadre du fédéralisme canadien (Rabeau, 1986), mais la volonté politique a souvent fait défaut.

Bibliographie

- Aukrust, O. 1977. «Inflation in the open economy: A Norwegian model», dans L. Krause et W. Salant. *Worldwide Inflation: Theory and Recent Experience*. Washington, The Brookings Institution.
- Brechling, F. 1973. «Wage inflation and the structure of regional unemployment», *Journal of Money, Credit and Banking*, février : 355-384.
- Christofides, L. N., R. Swidinsky et D. A. Wilton. 1980a. «A microeconomic analysis of the Canadian wage determination process», *Economica*, 47, mai : 165-178.
- Christofides, L. N., R. Swidinsky et D. A. Wilton. 1980b. «A microeconomic analysis of spill-over within the Canadian wage determination process», *Review of Economics and Statistics*, mai : 213-221.
- Cousineau, J.-M. 1985. *L'Impact des chocs internationaux sur les ajustements salariaux au Canada*. Montréal, Université de Montréal, École des relations industrielles, document 85-01.
- Decaluwe, B. 1980. *Les Salaires et les prix dans les industries manufacturières canadiennes exposées et abritées*. Communication présentée au 20e congrès annuel de la Société canadienne de science économique, mai.

- Drewes, T. 1987. «Regional wage spill-over in Canada», *Review of Economics and Statistics*, 69 : 224-231.
- Dussault, F., et R. Lacroix. 1982. «Les modèles scandinaves et la détermination des ententes salariales des industries manufacturières canadiennes : une analyse microéconomique», *Revue canadienne d'économie*, XV (3) : 395-404.
- Fortin, P. 1984. «Unemployment insurance meets the classical labor supply model», *Economics Letters*, 14 : 275-281.
- Okun, A. M. 1981. *Prices and Quantities: A Macro-economic Analysis*. Washington, The Brookings Institution.
- Rabeau, Yves. 1981. «Le comportement des salaires chez les travailleurs syndiqués de l'industrie de la construction au Canada», *L'Actualité économique*, 4, octobre-décembre : 492-506.
- Rabeau, Yves, 1983. «Les services et l'inflation : le cas canadien», *Revue d'économie politique*, 3 : 421-436.
- Rabeau, Yves, 1986. «Regional Stabilization in Canada», dans Gouvernement du Canada. *Fiscal and Monetary Policy*. Rapport de la Commission royale d'enquête sur l'union économique, vol. 21 : 151-198.
- Rabeau, Yves. 1987. «L'expérience de déflation au Canada et le comportement des salaires», *Revue d'économie politique*, 97, 5, septembre-octobre : 556-574.
- Rabeau, Yves, et Paula Santos. 1986. «Les salaires et les régions : résultats supplémentaires à l'aide de micro-données», *Revue canadienne des sciences régionales*, 9 (2) : 231-240.
- Riddell, W. Craig. 1980. *Unanticipated Inflation and Unemployment in Canada, Ontario and Newfoundland*. Ottawa, Economic Council of Canada, Discussion Paper No. 182.
- Riddell, W. Craig. 1981. «Contemporaneous correlation in wage contract studies», *Econometrica*, 49 (2) : 515-516.
- Robert, Jacques. 1984. *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, mémoire de maîtrise.
- Statistique Canada. *Les Migrations internationales et interprovinciales au Canada*. Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, Cat. 91-208, occasionnel.
- Swan, N. 1976. *The Feasibility of Regionalized Stabilization Policy*. Ottawa, Conseil économique du Canada, miméo.
- Thirsk, W. 1973. *Aspect régionaux de l'inflation et du chômage*. Ottawa, Commission des prix et des revenus.
- Vanderkamp, John. 1987. «Regional disparities: A model with some econometric results for Canada», dans B. Higgins et D. J. Savoie, éd. *Regional Economic Development: Essays in Honour of François Perroux*. Boston, Allen and Unwin.

Annexe

Par définition (Aukrust, 1977), le secteur exposé est constitué des entreprises qui vendent à l'étranger ou sur le marché national un bien pour lequel il existe un bien substitut étranger. Ces entreprises sont dans des conditions telles qu'elles n'exercent pas (ou guère) de contrôle sur leur prix de vente.

Le critère quantitatif et opérationnel que nous avons retenu pour classer les industries comme fortement exposées à la concurrence internationale est le suivant : les groupes majeurs qui exportent au moins 40 % de la production de leur bien principal ou dont les ventes sur le marché national représentent moins de 60 % de la demande intérieure. Il s'agit d'une moyenne sur la période étudiée. Les industries suivantes (groupes majeurs) ont été considérées comme surexposées à la concurrence internationale dans toutes les régions du Canada.

Secteur primaire

9. Mines métalliques
10. Combustibles minéraux
11. Mines non métalliques

Secteur manufacturier

21. Industries du bois
23. Papier et produits connexes
25. Industries de première transformation des métaux.