

UNIVERSITE DE MONTREAL

L'AJUSTEMENT DES SALAIRES DANS LE CADRE REGIONAL

PAR

PAULA SANTOS
DEPARTEMENT DE SCIENCES ECONOMIQUES
FACULTE DES ARTS ET DES SCIENCES

MEMOIRE PRESENTE A LA FACULTE DES ETUDES SUPERIEURES
EN VUE DE L'OBTENTION DU GRADE DE
MAITRE ES SCIENCES (M. SC.)

OCTOBRE 1985



SOMMAIRE

Ce travail a comme objectif d'examiner le comportement régional de l'ajustement des salaires dans le contexte canadien.

La première étape de la recherche consiste à développer trois modèles théoriques susceptibles d'expliquer l'évolution similaire des salaires pour l'ensemble des régions au Canada malgré la présence d'écart significatifs de taux de chômage entre ces régions.

Dans une deuxième étape nous examinons les résultats présentés dans la littérature empirique sur les courbes de Phillips régionales et sur l'interdépendance des régions quant à la détermination des variations des salaires.

Les résultats d'estimation sont présentés par la suite. Nos résultats suggèrent l'existence de marchés du travail indépendants dans le cadre de chaque région où les conditions locales de la conjoncture ont une influence significative sur l'accroissement des salaires. L'élasticité de l'accroissement des salaires par rapport aux conditions locales de la conjoncture (mesurées par le taux de chômage) et par rapport à l'inflation est différente d'une région à l'autre. Les régions qui enregistrent un taux de chômage supérieur à la moyenne canadienne, soit le Québec et la région Atlantique, affichent la plus faible sensibilité de l'accroissement des salaires par rapport aux conditions locales de la conjoncture mais la plus forte sensibilité de l'accroissement des salaires par rapport à l'inflation. Ces deux facteurs conjugués peuvent expliquer la similitude de l'accroissement des salaires à travers l'ensemble des régions malgré la présence d'écart significatifs quant aux tensions sur le marché du travail.

Par ailleurs nos résultats ne supportent pas l'hypothèse quant à l'existence de liens interrégionaux dans la détermination des variations de salaire.

Finalement nous soulignons les implications des résultats obtenus au niveau de la politique économique appliquée au contexte régional de l'ajustement du marché du travail.

TABLE DES MATIERES

SOMMAIRE	i
TABLE DES MATIERES	ii
LISTE DES TABLEAUX	iv
LISTE DES GRAPHIQUES	vi
INTRODUCTION	1
I- LE COMPORTEMENT REGIONAL DES SALAIRES ET DU CHOMAGE	3
II- APPROCHE THEORIQUE A L'AJUSTEMENT DES SALAIRES PAR REGION	17
2.1 Evolution de la courbe de Phillips	17
2.2 La courbe de Phillips régionale	18
2.2.1 L'indépendance des courbes de Phillips régionales	20
2.2.2 Modèle I	23
2.3 Le rôle des conditions nationales de la conjoncture: modèle II	25
2.4 L'interdépendance des courbes de Phillips régionales	27
2.4.1 Modèle III	27
2.4.2 Mécanisme institutionnel ou de marché	28
III- APPROCHE EMPIRIQUE DANS LA LITTERATURE	30
3.1 Résultats sur le modèle I	31
3.2 Résultats sur le modèle II	33
3.3 Résultats sur le modèle III	34
IV- LES MODELES D'AJUSTEMENT DES SALAIRES	37
4.1 Spécification des modèles	37
4.2 Les données	41

V- ESTIMATION ET RESULTATS	45
5.1 L'ensemble du secteur commercial	45
5.1.1 Résultats sur le premier modèle	45
5.1.2 Résultats sur le deuxième modèle	48
5.1.3 Résultats sur le troisième modèle	48
5.2 Résultats sur les conventions collectives de 200 employés et plus du secteur commercial	49
5.2.1 Résultats sur le deuxième modèle	52
5.2.2 Résultats sur le troisième modèle	52
5.3 Les conventions collectives de 200 employés et plus période 1972-I à 1984-I	53
5.3.1 Résultats sur le premier modèle	53
5.3.2 Résultats sur le deuxième modèle	56
5.3.3 Résultats sur le troisième modèle	57
5.4 Les conventions collectives de 500 employés et plus	57
VI - ANALYSE COMPLEMENTAIRE DES RESULTATS	60
6.1 Comparaison interrégionale de l'ajustement des salaires	60
6.2 Implications des résultats pour la politique économique	63
6.2.1 La politique budgétaire	63
6.2.2 La politique monétaire	64
CONCLUSION	65
BIBLIOGRAPHIE	66
ANNEXE	70
ANNEXE 1	71
REMERCIEMENTS	74

LISTE DES TABLEAUX

TABLEAU 1	
Accroissement annuel moyen du salaire hebdomadaire moyen	4
TABLEAU 2	
Indice d'accroissement du salaire hebdomadaire moyen par région	5
TABLEAU 3	
Evolution du salaire relatif de chaque région par rapport à la moyenne canadienne, par région	7
TABLEAU 4	
Evolution du salaire relatif du Québec par rapport aux autres régions	9
TABLEAU 5	
Croissance annuelle moyenne de l'emploi, par région	14
TABLEAU 6	
Taux d'activité par région	15
TABLEAU 7	
Ecart de taux d'activité, région Atlantique et Québec par rapport aux autres régions	16
TABLEAU 8	
Estimation des courbes de Phillips régionales	32
TABLEAU 9	
Effet des retombées salariales	35
TABLEAU 10	
Spécification des équations d'ajustement des salaires par région	42
TABLEAU 11	
Estimation des équations de salaires. Rémunération hebdomadaire moyenne. Données trimestrielles, par région, 1975IV à 1984I	46

TABLEAU 12

Estimation des équations de salaires. Travailleurs syndiqués:
conventions collectives de 200 employés et plus, par région,
1975 IV à 1984 I 51

TABLEAU 13

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 54

TABLEAU 14

Estimation des équations de salaires. Travailleurs syndiqués:
conventions collectives de 500 employés et plus, par région,
1975 I à 1984 I 58

TABLEAU 15

Augmentation des taux de salaire correspondant à une baisse de 1%
du taux de chômage 61

LISTE DES GRAPHIQUES

GRAPHIQUE 1		
Ratio de salaire de la région par rapport à l'ensemble du Canada	8
GRAPHIQUE 2		
Ratio de salaire du Québec par rapport aux autres régions	10
GRAPHIQUE 3		
Evolution du taux de chômage par région	11
GRAPHIQUE 4		
Ecart de taux de chômage de chaque région par rapport à la moyenne canadienne	12
GRAPHIQUE 5		
Dérivation de la courbe de Phillips	19
GRAPHIQUE 6		
Relation d'arbitrage entre la demande excédentaire de travail et le taux de chômage	22
GRAPHIQUE 7		
Courbe de Phillips	24

INTRODUCTION

Dans un pays vaste comme le Canada, avec des économies régionales très diversifiées, le problème des disparités régionales s'est souvent présenté sous diverses formes. Les écarts dans le taux de chômage entre les régions canadiennes constituent une forme de disparité qui théoriquement ne pourrait persister à long terme en présence de mobilité de la main-d'oeuvre et d'une parfaite flexibilité des salaires face aux conditions régionales du marché du travail.

La **similitude** observée dans l'accroissement des salaires à travers l'ensemble des régions canadiennes, malgré la présence d'écarts de taux de chômage, soulève des questions quant à l'importance des conditions de concurrence imparfaite prévalant sur les marchés régionaux dans le mécanisme de détermination des salaires.

Les provinces Maritimes et le Québec connaissent systématiquement des niveaux de productivité inférieurs à la moyenne canadienne et des taux de chômage qui lui sont supérieurs. Par contre les variations régionales dans les salaires ne reflètent pas l'écart qui existe au niveau des pressions sur la demande de travail et la productivité.

Trois hypothèses peuvent être soulevées pour expliquer l'accroissement des salaires de chaque région. La première hypothèse suppose qu'il existe une courbe de Phillips indépendante dans chaque région. La position relative de cette courbe pour certaines régions peut entraîner des variations de salaire similaires entre les régions malgré les écarts de taux de chômage existant entre elles. Selon la deuxième hypothèse si le comportement régional des salaires n'est pas relié aux conditions locales de la conjoncture ces salaires ne peuvent s'ajuster dans le but de réduire, à moyen terme, le taux de chômage dans les régions où il est le plus élevé. Par ailleurs si les deux premières hypothèses ne sont pas vérifiées mais qu'il existe un mécanisme de transmission interregionale des variations de salaire des régions où le chômage est faible vers les autres régions, l'ajustement des salaires dans ces dernières n'est pas concurrentiel. Dans les deux derniers cas la possibilité de retour à l'équilibre est bloquée par l'imposition de varia-

tions de salaire supérieures à celles permettant ce retour à l'équilibre.

L'objectif de ce travail est d'étudier la détermination des salaires dans chacune des cinq régions du Canada dans le contexte décrit plus haut, où il y a présence simultanée des écarts de taux de chômage et évolution parallèle des salaires régionaux.

L'estimation des courbes de Phillips régionales permettra de comparer les différences interrégionales dans la sensibilité des salaires par rapport aux conditions locales de la conjoncture, de mesurer l'influence des conditions nationales de la conjoncture sur les variations des salaires des régions et le rôle des mécanismes de transmission interrégionale des variations de salaire.

Par l'examen des mécanismes d'ajustement des salaires par région nous voulons répondre à deux questions. D'une part pourquoi des salaires augmentent sensiblement au même rythme dans toutes les régions. Et de façon complémentaire, est-ce que les variations dans les salaires par région sont sensibles aux conditions régionales de la conjoncture.

Cette analyse devra permettre de cerner à la fois les différences régionales dans le processus d'ajustement des salaires et l'importance des liens interrégionaux dans la détermination des variations de salaire pour chaque région prise individuellement. Les implications au niveau de la politique économique qui peuvent ressortir des résultats obtenus seront également étudiées.

I- LE COMPORTEMENT REGIONAL DES SALAIRES ET DU CHOMAGE

Avant de passer à l'analyse de la détermination des salaires dans le contexte de la relation de Phillips nous allons examiner l'évolution du comportement des salaires et des taux de chômage de chacune des cinq régions canadiennes.

La croissance annuelle moyenne de la rémunération hebdomadaire pendant les deux dernières décennies a été très semblable d'une région à l'autre malgré les écarts de pression sur la demande de main-d'oeuvre entre les régions. Au tableau 1, on constate que pour l'ensemble des régions les écarts dans l'accroissement de rémunération hebdomadaire moyenne sont très faibles. L'Ontario et le Québec enregistrent un taux d'accroissement annuel moyen du salaire hebdomadaire moyen respectivement de 8.4% et 8.7% pour la période de 1966 à 1984.

Dans la région Atlantique la rémunération hebdomadaire s'est accrue au taux annuel moyen de 8.9% ce qui est similaire à la situation des provinces de l'Ouest avec un taux annuel moyen de 9.0%. En Colombie-Britannique ce taux était de 8.6%. L'indice de croissance de la rémunération hebdomadaire constitue un autre indicateur permettant de comparer l'accroissement des salaires entre les régions. La première colonne du tableau 2 montre qu'en 1975(1966=100) l'indice de croissance de la rémunération hebdomadaire était le plus élevé dans la région Atlantique alors qu'il était le plus faible pour l'Ontario. Les trois autres régions ont des comportements très similaires. La progression des salaires dans la région Atlantique au cours de la période de 1965 à 1975 a été non seulement similaire mais a parfois dépassé celle des autres régions. Le Québec de son côté s'est maintenu au niveau de la moyenne nationale, mais au-dessus de l'Ontario. En prenant une autre période de référence (1976=100), on constate qu'en 1984 l'indice de croissance de la rémunération hebdomadaire est encore très semblable d'une région à l'autre à l'exception de la région des Prairies où l'accroissement des salaires a été plus rapide.

Il est également intéressant d'examiner l'évolution des salaires relatifs et ainsi voir plus directement s'il existe une tendance perceptible vers la parité des salaires.

Tableau 1
 Accroissement annuel moyen du salaire hebdomadaire moyen.
 1966-84.

Région	1966-75	1976-84	1966-84
Atlantique	9.2	8.2	8.9
Québec	8.5	8.9	8.7
Ontario	8.1	8.8	8.4
Prairies	8.7	9.4	9.0
Colombie- Britannique	8.6	8.6	8.6
Canada	8.4	8.8	8.6

Source: Statistique Canada, "Emploi, gains et durée de travail"
 cat n° 72-001.

Tableau 2
Indice d'accroissement du salaire hebdomadaire moyen,
par région. 1975 et 1984.

Région	1975 ¹	1984 ²
Atlantique	239.6	207.8
Québec	225.0	215.5
Ontario	217.4	212.5
Prairies	230.2	223.9
Colombie- Britannique	227.9	209.1
Canada	223.6	213.8

Source: Statistique Canada, "Emploi, gains et durée du travail",
cat. n° 72-001.

1. 1965=100

2. 1976=100

Le tableau 3 et le graphique 1 montrent l'évolution du salaire relatif de chaque région par rapport à la moyenne canadienne de 1965 à 1984. Le salaire relatif s'est accru pour toutes les régions sauf l'Ontario. La rémunération hebdomadaire moyenne de la région Atlantique représentait environ 81% de la moyenne canadienne en 1966 alors qu'elle est passée à 86% en 1983. Au Québec on a observé la quasi parité des salaires à travers toute la période alors que l'Ontario a connu une légère diminution de son salaire relatif en proportion de la moyenne canadienne passant de 103% en 1960 à 99% de celle-ci en 1983. Les Prairies ont enregistré la plus forte progression de leur salaire relatif passant de 94% de la moyenne canadienne en 1966 à 103% en 1983. La Colombie-Britannique a conservé sa position relative sur l'ensemble de la période.

Une comparaison de l'évolution des salaires relatifs du Québec par rapport aux quatre autres régions canadiennes donne les résultats présentés au tableau 4 et au graphique 2. Le salaire hebdomadaire au Québec a atteint la parité avec l'Ontario en 1979 et depuis celle-ci est maintenue. Par contre le Québec a perdu du terrain par rapport à la région Atlantique et les Prairies mais s'est maintenu par rapport à la Colombie-Britannique.

Globalement on constate que la région Atlantique et le Québec ont enregistré un accroissement des salaires supérieur à celui de l'Ontario. Les Prairies de leur côté se sont nettement démarquées des autres régions surtout dans la deuxième moitié des années 1970.

Après avoir examiné le comportement des salaires nous devons maintenant passer à celui des taux de chômage. Nous avons vu plus haut que l'accroissement de la rémunération hebdomadaire a été très similaire dans quatre des cinq régions canadiennes. De plus il s'est produit un effet de parité des niveaux de salaire entre le Québec et l'Ontario. Par contre l'évolution des agrégats sur le marché du travail ne semble pas cautionner le genre de comportement des salaires observé pendant les deux dernières décennies. Le graphique 3 montre l'évolution du taux de chômage de chaque région. Pour l'ensemble de la période de 1966 à 1983 le taux de chômage est constamment plus élevé dans la région Atlantique, au Québec et en Colombie-Britannique. Le graphique 4 montre les écarts de taux de chômage régionaux par rapport à la moyenne canadienne pour différentes années. Depuis 1966 l'écart à la moyenne nationale s'est accru pour la région Atlantique, le Québec et la Colombie-Britannique. Dans le cas de l'Ontario et des provinces de l'Ouest, l'écart déjà favorable en 1966 s'est accentué à la fin de la période.

Tableau 3

Evolution du salaire relatif de chaque région par rapport à la moyenne canadienne, par région. 1965-1983.

Région	1966	1973	1979	1983
Atlantique	0.81	0.85	0.88	0.86
Québec	0.98	0.96	0.99	0.99
Ontario	1.03	1.03	0.99	0.99
Prairies	0.94	0.96	1.00	1.03
Colombie- Britannique	1.12	1.11	1.14	1.14

Source: Statistique Canada, "Emploi, gains et durée du travail",
cat. n° 72-001.

Graphique 1
 RATIO DE SALAIRE DE LA REGION PAR RAPPORT A L'ENSEMBLE DU CANADA

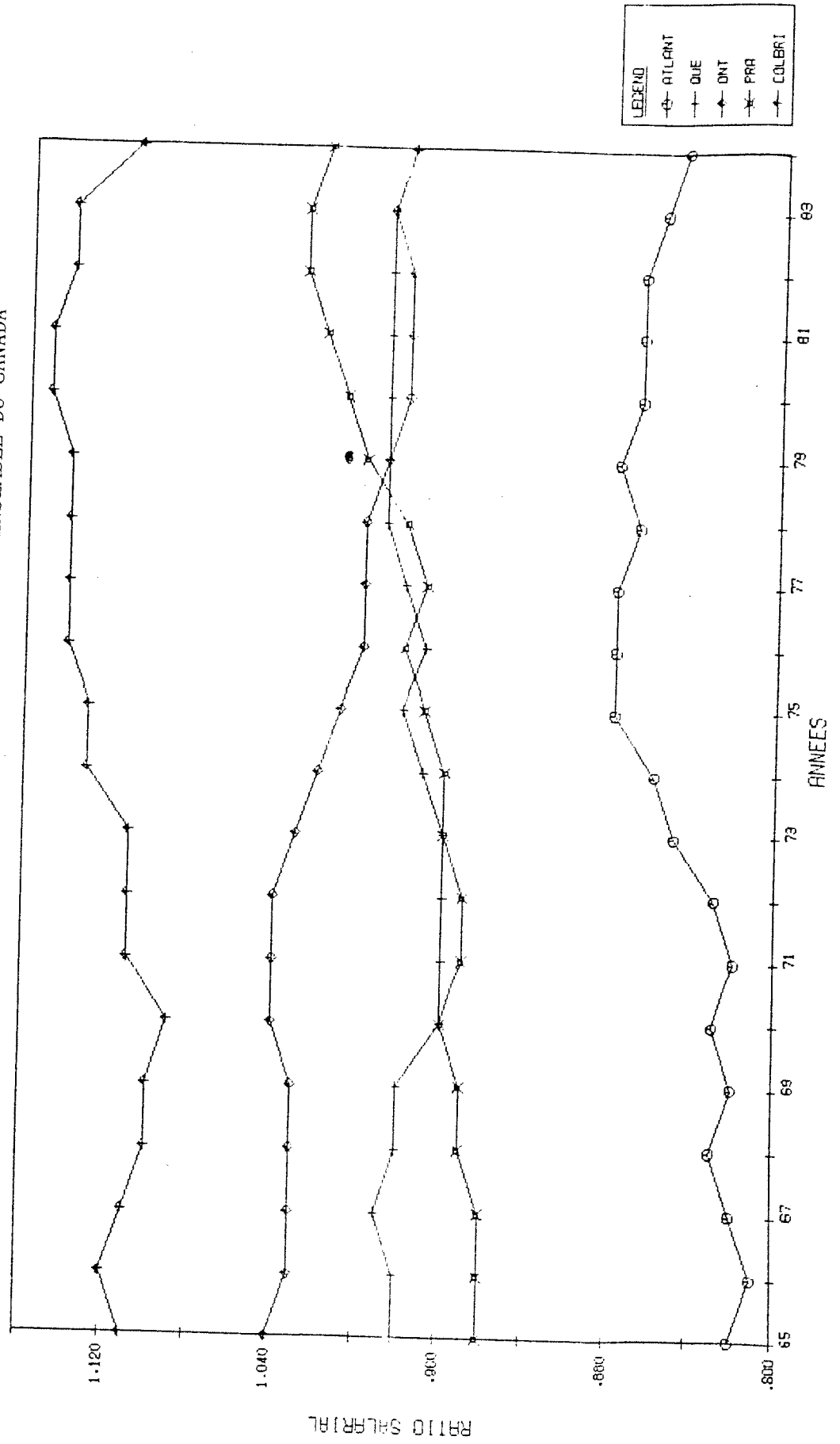
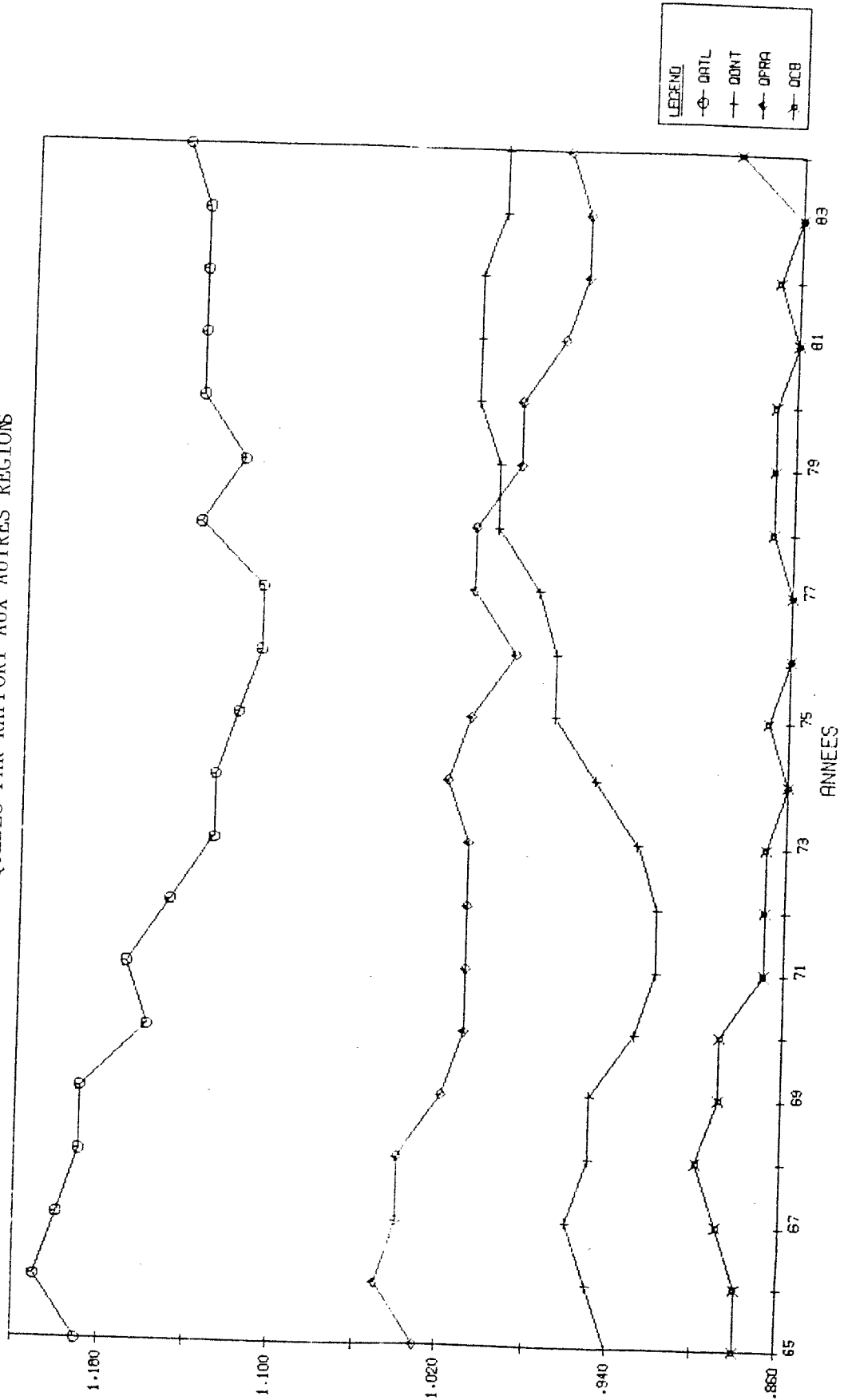


Tableau 4
Evolution du salaire relatif du Québec par rapport aux
autres régions. 1966-1983.

Région	1966	1973	1979	1983
Atlantique	1.21	1.13	1.12	1.14
Québec	-	-	-	-
Ontario	0.95	0.93	1.00	1.00
Prairies	1.05	1.01	0.99	0.96
Colombie- Britannique	0.88	0.87	0.87	0.86

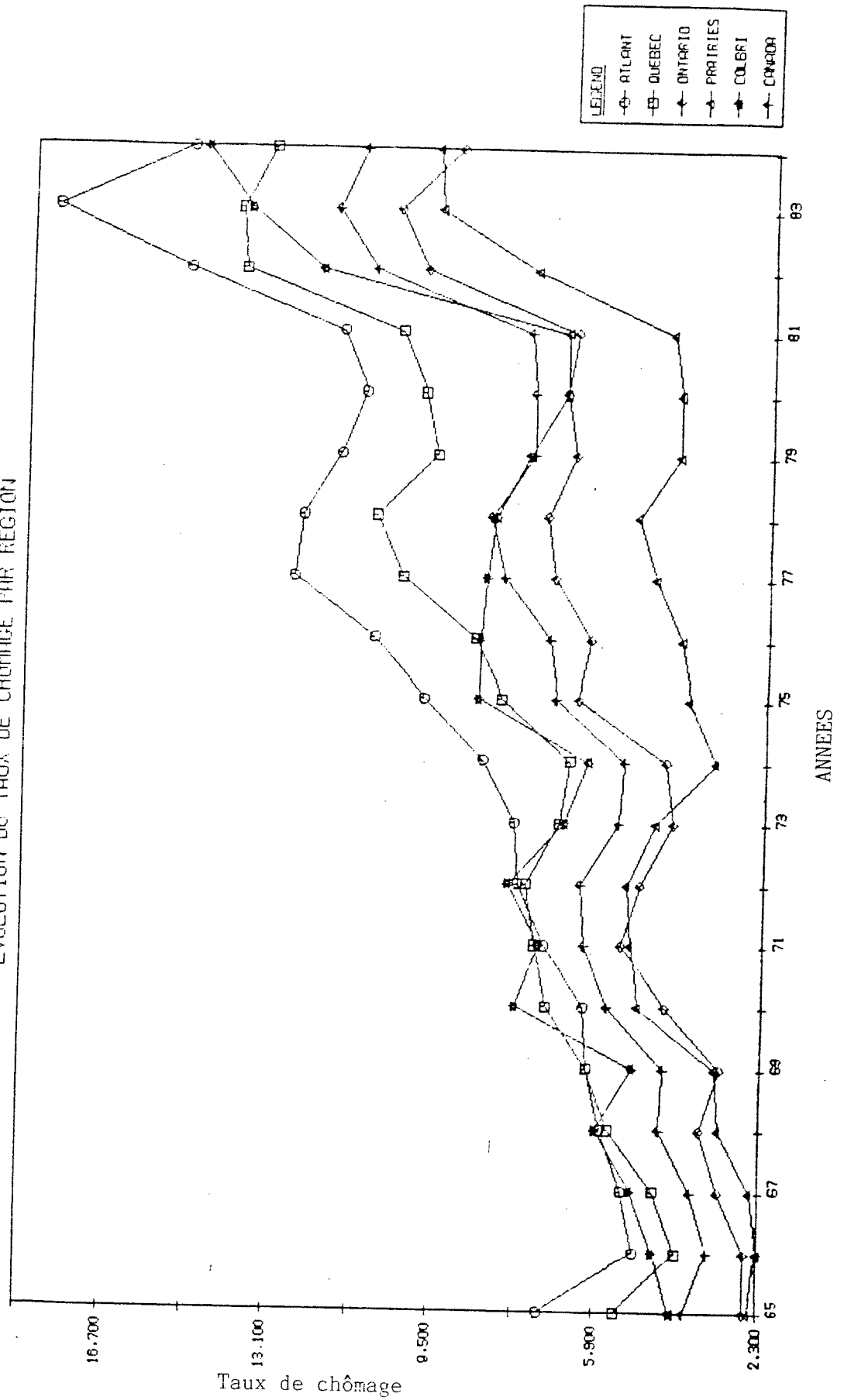
Source: Statistique Canada, "Emploi, gains et durée du travail",
cat. n° 72-001.

Graphique 2
 RATIO DE SALAIRE QUEBEC PAR RAPPORT AUX AUTRES REGIONS

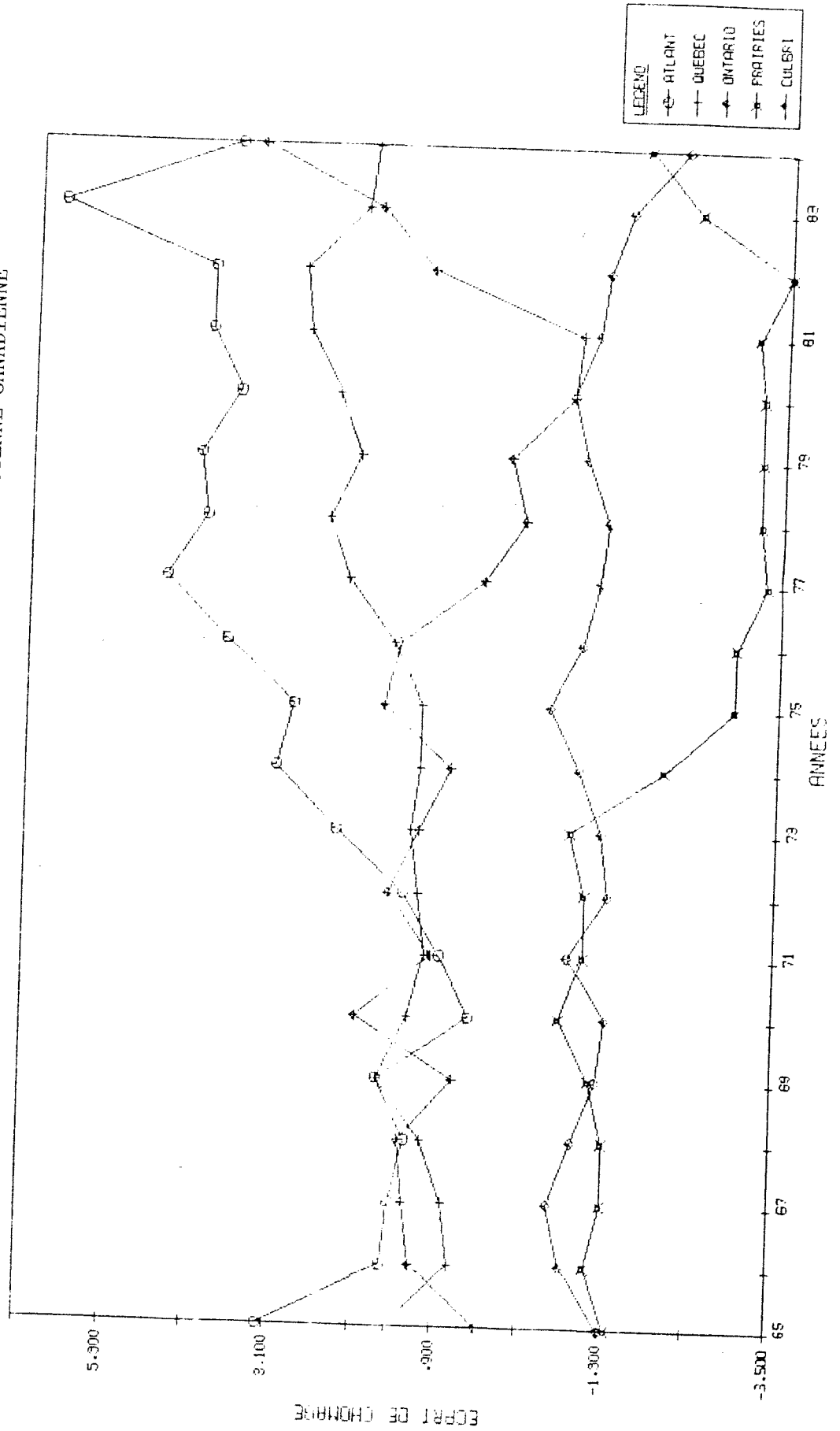


Graphique 3

EVOLUTION DU TAUX DE CHOMAGE PAR REGION



Graphique 4
 ECART DE TAUX DE CHOMAGE DE CHAQUE REGION PAR RAPPORT A LA MOYENNE CANADIENNE



La croissance de l'emploi (tableau 5) dans la région Atlantique et au Québec est inférieure à celle enregistrée dans l'ensemble du Canada ou en Ontario. Pendant la période de 1967 à 1984 la croissance annuelle moyenne de l'emploi s'élevait à 1.8% dans la région Atlantique et 1.6% au Québec comparativement à 2.5% en Ontario, 2.9% dans les Prairies et 3,4% en Colombie-Britannique. Ainsi c'est au Québec où l'emploi a crû au taux le plus faible; ce taux de croissance ne représente que 67% de celui du Canada et 64% de celui de l'Ontario pour l'ensemble de la période. La situation de la région Atlantique et du Québec s'est encore plus détériorée par rapport aux provinces de l'Ouest et la Colombie-Britannique qui ont connu les taux de croissance de l'emploi plus élevés que la moyenne canadienne.

Les écarts régionaux quant à l'évolution des agrégats sur le marché du travail sont accentués si on tient compte des différences dans le taux d'activité entre les régions. La situation régionale des taux d'activité est décrite aux tableaux 6 et 7. Ainsi non seulement la croissance de l'emploi et le taux de chômage sont plus élevés dans la région Atlantique et au Québec que la moyenne canadienne mais aussi leur taux d'activité est plus faible. Cette faiblesse relative par rapport au reste du Canada s'est accentuée entre 1967 et 1983 comme l'indique le tableau 7.

Il ressort de cet examen du comportement des salaires et des agrégats sur le marché du travail que l'accroissement similaire des salaires à travers toutes les régions s'est produit parallèlement à des comportements très différents sur les divers marchés régionaux de l'emploi.

Finalement, cette évolution des salaires par région s'est produite lorsque la faiblesse des investissements était plus accentuée dans la région Atlantique et au Québec comparativement aux autres régions. Ce portrait statistique de l'évolution des salaires et des agrégats sur le marché du travail est suivi dans la prochaine section d'une analyse théorique de la détermination des variations de salaire dans le contexte régional.

Tableau 5
Croissance annuelle moyenne de l'emploi, par région.
1967-1983.

Région	1967-75	1976-83	1967-83
Atlantique	2.2	1.4	1.8
Québec	2.1	1.1	1.6
Ontario	3.1	1.7	2.5
Prairies	2.7	3.2	2.9
Colombie- Britannique	4.3	2.4	3.4
Canada	2.8	1.9	2.4

Source: Statistique Canada, "La Population active". cat. n° 71-001

Tableau 6
Taux d'activité, par région. 1967-1983

Région	1967	1976	1983
Atlantique	50.4	53.4	55.6
Québec	56.4	58.3	60.9
Ontario	60.2	63.9	67.1
Prairies	58.3	63.8	68.7
Colombie- Britannique	57.5	61.3	64.1
Canada	57.6	61.1	64.4

Source: Statistique Canada, "La Population active", cat. n^o 71-001

Tableau 7
 Ecart de taux d'activité, région Atlantique et Québec par
 rapport aux autres régions. 1967-1983.

Région	Atlantique		Québec	
	1967	1983	1967	1983
Ontario	-9.8	-11.5	-3.8	-6.2
Prairies	-7.9	-13.1	-1.9	-7.8
Colombie- Britannique	-7.1	-8.5	-1.1	-3.2
Canada	-7.2	-8.8	-1.2	-3.5

Source: Statistique Canada, "La Population active", cat n° 71-001

II- APPROCHE THEORIQUE A L'AJUSTEMENT DES SALAIRES PAR REGION

L'étude des mécanismes d'ajustement des salaires au niveau régional a été développée dans le contexte à la fois théorique et empirique de la courbe de Phillips.

2.1- EVOLUTION DE LA COURBE DE PHILLIPS

Lipsey (1960) en introduisant un cadre théorique à la relation empirique trouvée par Phillips (1958) a pour la première fois tenu compte de l'effet d'agrégation des marchés régionaux ou sectoriels sur la disposition de la courbe de Phillips nationale. Partant d'une perspective de la détermination des salaires au niveau national Lipsey a implicitement mis l'accent sur l'importance de désagréger par région ou par secteur l'étude des mécanismes d'ajustement des salaires. Il a montré qu'une diminution des écarts géographiques ou sectoriels des taux de chômage pouvait, sous certaines conditions, se traduire par un ralentissement de l'inflation des salaires au niveau national. On a appelé cette explication de la contribution des facteurs sectoriels ou régionaux à l'inflation globale des salaires, l'hypothèse d'agrégation non-linéaire. Selon cette hypothèse s'il existe une relation négative entre le taux de chômage de la région et la sensibilité des salaires au taux de chômage, il serait possible suite à une réduction de la dispersion du taux de chômage entre les marchés locaux de déplacer la courbe de Phillips nationale vers le bas entraînant une réduction de l'inflation des salaires au niveau national tout en maintenant constant le niveau d'emploi. Par ailleurs s'il existait un mécanisme de transmission des hausses de salaire négociées des secteurs à haut niveau d'emploi vers les secteurs à bas niveau d'emploi et si la sensibilité des salaires aux conditions locales de la conjoncture était plus faible dans les secteurs à bas niveau d'emploi, une réduction dans la dispersion des taux de chômage entre ces secteurs aurait également un effet à la baisse sur l'inflation des salaires au niveau national.

Suite aux travaux de Lipsey (1960) certains auteurs (Archibald(1969),

Thomas et Stoney(1971)) ont testé l'hypothèse d'agrégation dans le contexte de l'équation d'ajustement des salaires au niveau national en introduisant comme variable explicative une mesure de la dispersion sectorielle ou régionale du taux de chômage.

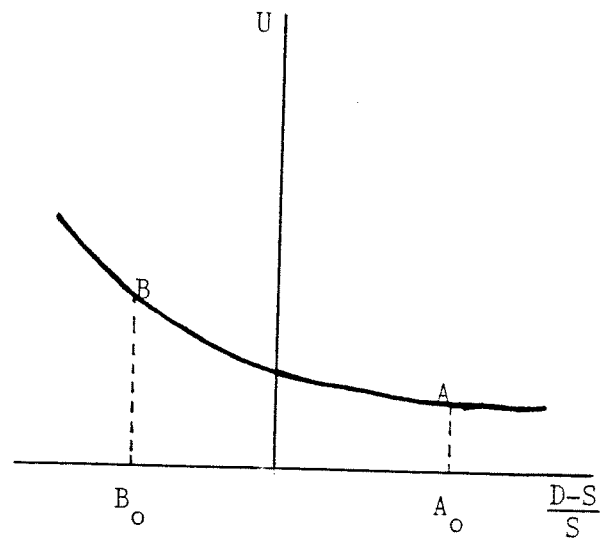
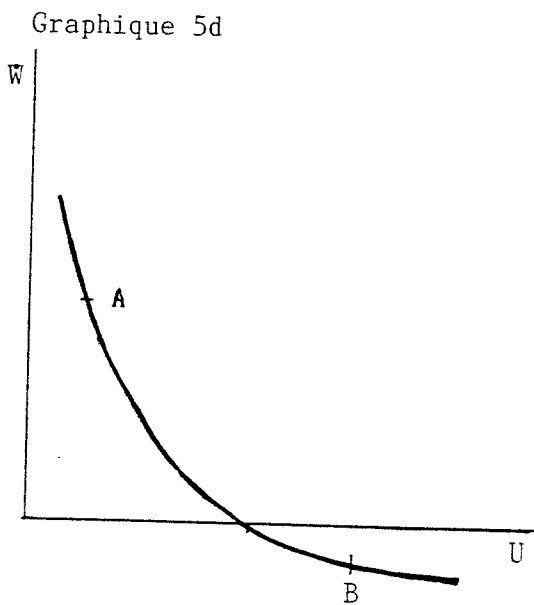
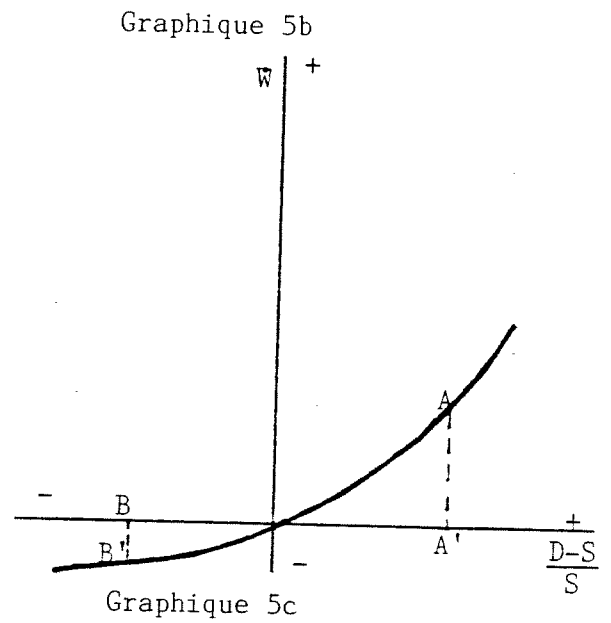
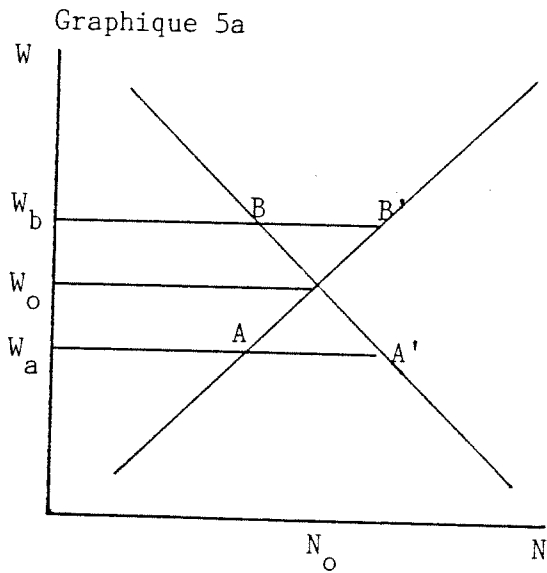
Par ailleurs suite aux travaux de Lypsey, d'autres auteurs (Kaliski (1964), Cowling et Metcalf (1967), Thirlwall (1970), Thirsk (1973)) ont pris une approche différente de la première. Celle-ci consiste à analyser les mécanismes de détermination des variations de salaire dans chaque région prise individuellement. Le fait de développer une version régionale de la relation de Phillips permet de déterminer de façon empirique la pente et la position relative de chaque courbe de Phillips régionale prise individuellement. Cela permet également de mesurer l'influence du taux de chômage régional sur l'évolution des salaires ainsi que le rôle des mécanismes de transmission interrégionale des variations de salaire et finalement l'influence des conditions nationales de la conjoncture sur les variations de salaire au niveau régional.

D'abord nous allons présenter le cadre théorique de la courbe de Phillips régionale. En suite nous développons les deux modèles alternatifs de l'explication de la détermination des variations de salaire par région. Ces deux modèles incorporent à la fois des variables explicatives propres à la région, des variables nationales et des variables de retombées salariales interrégionales.

2.2- LA COURBE DE PHILLIPS REGIONALE

La courbe de Phillips représente une relation positive entre l'accroissement des salaires nominaux et la demande excédentaire de travail sur le marché. Le cadre théorique de cette courbe peut être dérivé de l'existence de déséquilibres sur un marché du travail compétitif. Ainsi le graphique 5a montre des courbes d'offre et de demande de travail pouvant être observées sur un marché. Au niveau de salaire W_0 la demande excédent-

Graphique 5
 Derivation de la courbe de Phillips



taire de travail est nulle. Au taux de salaire W_a , la demande excédentaire de travail est positive, alors qu'il se produit le contraire pour un taux de salaire tel que W_b . Nous pouvons donc dériver la relation positive entre l'accroissement des salaires et la demande excédentaire (graphique 5b) de travail sur le marché. Cette relation négative non-linéaire entre la demande excédentaire de travail et le chômage (graphique 5c) est attribuable au fait que plus la demande excédentaire de travail sera élevée plus il sera facile de trouver de l'emploi; cependant il y aura toujours une proportion du chômage saisonnier, frictionnel ou structurel indépendant du niveau de la demande excédentaire de travail. L'existence d'une relation stable entre la croissance des salaires et la demande excédentaire de travail ainsi qu'entre cette dernière et le taux de chômage nous permet de dériver la courbe de Phillips. Cette relation d'arbitrage entre l'accroissement des salaires et le chômage sera non-linéaire reflétant les pressions à la hausse exercées sur les salaires nominaux lorsque le taux de chômage est faible et la rigidité à la baisse des salaires nominaux lorsque le taux de chômage est relativement élevé.

Cette relation d'arbitrage établie soit au niveau des marchés individuels ou au niveau du marché national est une relation de court terme. A long terme les anticipations s'ajustent et la relation de Phillips tend vers la verticale éliminant cette relation d'arbitrage entre l'accroissement des salaires et le chômage.

2.2.1- L'INDEPENDANCE DES COURBES DE PHILLIPS REGIONALES

Dans un cadre d'analyse régionale de la relation de Phillips de court terme deux éléments doivent être ajoutés à ceux présentés à la section précédente. D'une part l'existence de façon autonome sur chaque marché régional d'une relation d'arbitrage entre la croissance des salaires et des variables locales, dont principalement le taux de chômage, devra être démontrée. La preuve de l'existence de courbes de Phillips régionales indépendantes entre elles pourra être établie uniquement de façon empirique.

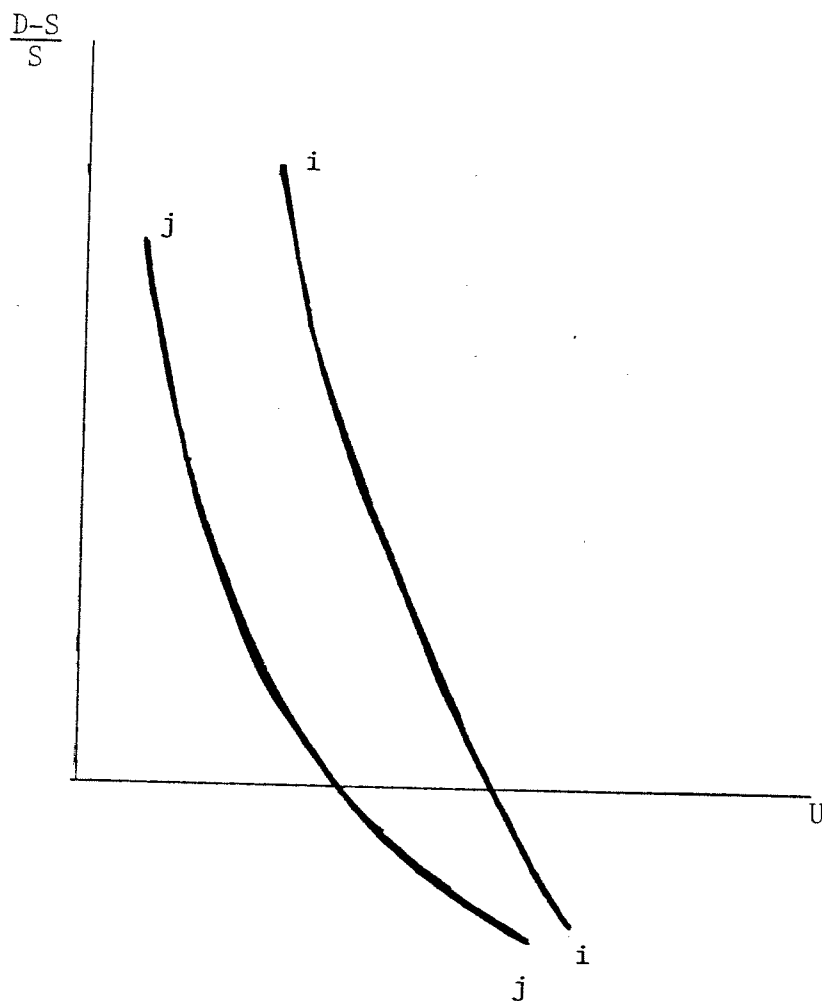
Cependant en admettant l'existence d'une relation de type courbe de Phillips dans chaque région nous pouvons d'autre part en déduire certaines implications quant à la pente et la position relative de chacune de ces courbes régionales.

Puisque les salaires ont augmenté sensiblement au même rythme dans toutes les régions malgré des écarts significatifs entre les taux de chômage régionaux, les courbes de Phillips des régions enregistrant un taux de chômage relativement élevé devraient se trouver plus à droite comparativement aux régions où le taux de chômage est faible. Dans ce contexte les courbes de Phillips régionales constituent un indicateur de l'efficacité relative des marchés du travail régionaux lorsqu'on compare les différences de pente et d'ordonnée à l'origine entre ces courbes. Si une région connaît des difficultés particulières à faire concorder sa main-d'oeuvre avec les emplois disponibles, sa courbe de Phillips aura, toutes choses étant égales par ailleurs, une pente et une ordonnée à l'origine relativement élevées.¹ On peut expliquer ceci dans le contexte de la relation entre la demande excédentaire de travail et le taux de chômage exposée au graphique 5.

Lorsque dans une région on observe un déséquilibre structurel important la relation demande excédentaire chômage sera plus éloignée de l'origine et aura une pente plus prononcée. Pour une variation donnée du niveau des emplois vacants, les régions ayant les marchés du travail les moins efficaces connaîtront la plus faible baisse de chômage. Le graphique 6 illustre la relation entre les postes vacants et le chômage dans deux régions différenciées par l'efficacité de leur marché du travail. Dans la région i la courbe emplois vacants-chômage a une pente et une ordonnée à l'origine plus élevées que celles de la région j car cette dernière possède un marché du travail plus efficace comparativement à celui de la région i. La relation d'arbitrage entre la croissance des salaires et le taux de chômage dérivée comme auparavant de la relation entre la demande excédentaire de

1. cf. W. Thirsk, "Aspects régionaux de l'inflation et du chômage", p.51

Graphique 6
Relation d'arbitrage entre la demande excédentaire
de travail et le taux de chômage.



travail et le taux de chômage serait également différenciée entre les deux régions, comme on peut le voir au graphique 7. La courbe de Phillips de la région i aurait à la fois une pente et une ordonnée à l'origine plus élevées que celles de la région j .

Ainsi pour les régions où le taux de chômage est relativement élevé, la présence de déséquilibres d'ordre structurel ou frictionnel influencerait la pente et la position relative de la courbe de Phillips de ces régions. Cela constitue une première hypothèse visant à expliquer la similitude observée dans l'accroissement des salaires entre les cinq régions canadiennes malgré la présence d'écarts significatifs entre les taux de chômage régionaux.

2.2.2- MODELE I

Cette première hypothèse visant à expliquer la similitude de l'accroissement des salaires par région est exposée dans le modèle I. Dans ce modèle nous considérons une situation où chaque région a une courbe de Phillips indépendante. La similitude observée dans l'accroissement des salaires à travers toutes les régions est ici expliquée par les différences dans la fonction d'ajustement des salaires pour chaque région.

La croissance des salaires dans une région i , expliquée uniquement en termes des variables régionales, est déterminée par une équation de la forme:

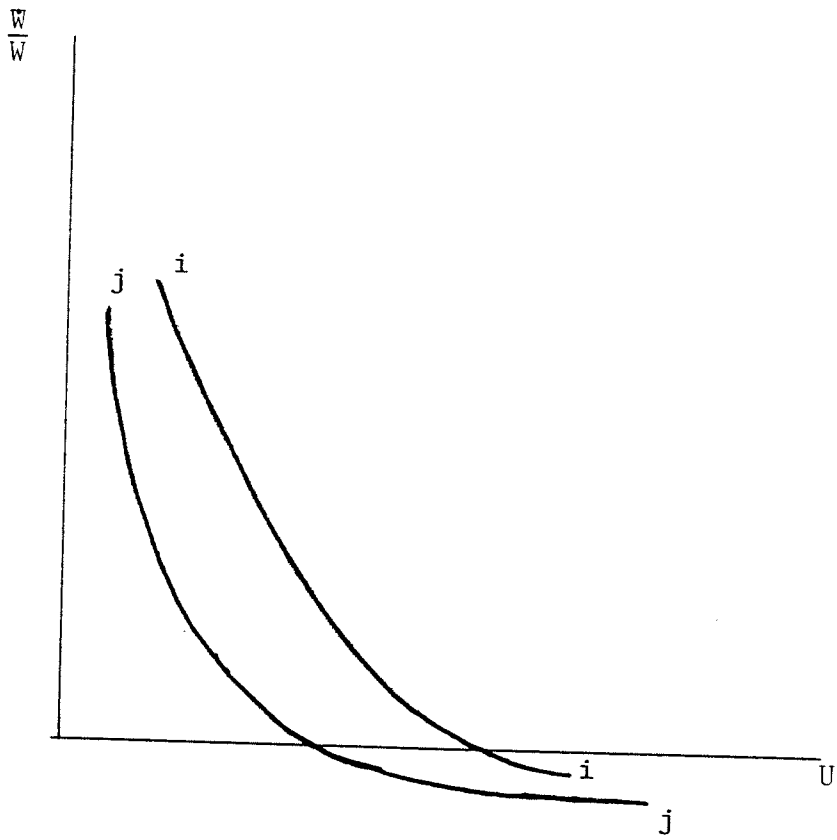
$$(1) \quad \left(\frac{\dot{W}}{W}\right)_i = b f(u_i) + k\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_i$$

où $\frac{\dot{W}}{W}$, u_i , $\frac{\dot{P}}{P}$ constituent respectivement la variation des salaires dans

la région i , le taux de chômage dans i et le taux d'accroissement des prix dans i . De plus $f'(u_i) < 0$ et $f''(u_i) \geq 0$.

On suppose que les paramètres b et k et la fonction f peuvent varier d'une région à l'autre. Cela dépend de la nature du mécanisme d'ajustement des

Graphique 7
Courbe de Phillips



salaires propre à chaque marché régional. La fonction liant le taux de chômage aux variations de salaire peut ne pas être linéaire, alors f reflètera cette transformation. Comme nous l'avons noté plus haut la pente et la position relative de chaque courbe de Phillips régionale peuvent changer en fonction du mécanisme d'ajustement des salaires propre aux conditions existant sur le marché du travail dans chaque région.

La prochaine étape de ce chapitre consiste à développer dans le modèle II une hypothèse alternative pour expliquer l'évolution similaire de l'accroissement des salaires à travers l'ensemble des régions.

2.3- LE ROLE DES CONDITIONS NATIONALES DE LA CONJONTURE

La deuxième hypothèse pouvant expliquer la similitude de l'accroissement des salaires à travers l'ensemble des marchés régionaux, malgré des écarts significatifs de taux de chômage, relève de l'influence des conditions nationales de la conjoncture sur la détermination des variations de salaires de chaque région.

D'après cette hypothèse les hausses de salaire observées dans chaque région ou chaque secteur sont fonction des variables nationales plutôt que régionales ou sectorielles. Les augmentations de salaire observées sur chaque marché régional vont refléter le degré de tension sur le marché de l'emploi au niveau national éliminant la possibilité d'ajustement des salaires en fonction des conditions locales de la conjoncture sur chaque marché régional. En termes de la relation de Phillips, la variable de conjoncture sur le marché, mesurée par le taux de chômage régional dans le modèle I sera remplacée par le taux de chômage national dans l'équation de détermination des variations de salaire pour chaque région:

$$(2) \quad \left(\frac{\dot{W}}{W}\right) = b f(u_{\text{nat}}) + k \left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_i$$

où $\left(\frac{\dot{W}}{W}\right)_i$ et $\left(\frac{\dot{P}}{P}\right)_i$ constituent respectivement la variation des salaires dans la région i et le taux d'accroissement des prix dans i . U_{nat} représente

le taux de chômage observé au niveau national. Comme précédemment $f' < 0$ et $f'' > 0$.

Dans la littérature sur la détermination des salaires par région, plusieurs auteurs (Cowling et Metcalf (1967), Thirsk (1973)) suggèrent que l'influence des conditions nationales de la conjoncture sur l'accroissement des salaires de chaque marché individuel serait le résultat des négociations salariales qui ont lieu à l'échelle nationale. Dans plusieurs secteurs il existe des contrats de travail négociés sur le plan national et applicables à l'ensemble des régions indépendamment du degré de tension sur chaque marché de l'emploi; c'est notamment le cas pour les grandes entreprises nationales et le gouvernement fédéral, qui ont en général, une politique de rémunération uniforme pour l'ensemble des régions au Canada. Même si la proportion des travailleurs qui oeuvrent dans les secteurs couverts par des négociations salariales au niveau national n'est pas élevée, ces secteurs joueraient le rôle de "leaders" dans leur région influençant directement une part non négligeable du marché du travail par le mécanisme d'arbitrage sur le marché.

Par ailleurs l'évolution parallèle des salaires au Canada peut être attribuable à certains autres facteurs qui influencent le fonctionnement des mécanismes de détermination des salaires par région:

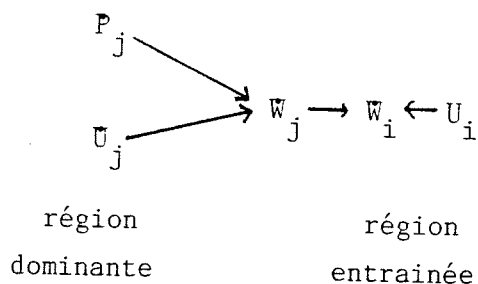
- 1) le mouvement syndical, surtout dans les secteurs protégés de l'économie, utilise l'argument de la parité salariale avec les régions où les salaires sont les plus élevés dans les négociations d'ententes collectives.
- 2) il existe au Canada une main-d'oeuvre hautement qualifiée plus mobile que la moyenne (Thirsk, 1973) et qui reçoit une rémunération assez uniforme à travers tout le pays. Les salaires versés à ces travailleurs provoqueraient un relèvement de la structure salariale sur le marché du travail;
- 3) les législations provinciales sur la fixation des salaires comme les décrets, ont souvent pour effet d'empêcher les salaires de s'ajuster à la baisse en période de basse conjoncture.¹

1. cf. Y. Rabeau, "La stabilisation et les régions", Commission McDonald, 1984.

2.4- L'INTERDEPENDANCE DES COURBES DE PHILLIPS REGIONALES

Selon une hypothèse alternative aux deux premières exposées ci-haut, la similitude de l'accroissement des salaires à travers tous les marchés régionaux serait attribuable à un mécanisme de retombées salariales. Dans un premier temps, on suppose qu'il existe un ou plusieurs régions dominantes pour lesquelles l'accroissement des salaires à chaque période est déterminé uniquement en termes des variables locales, soient les conditions locales de la conjoncture et les anticipations inflationnistes; ainsi il existe une courbe de Phillips indépendante pour cette région ou chacune de ces régions. Par la suite les hausses de salaire obtenues dans cette ou ces régions dominantes sont transmises aux autres régions par un mécanisme de retombées salariales.

L'accroissement des salaires dans la région entraînée, i , est fonction à la fois des conditions locales de la conjoncture et de retombées salariales de la région dominante, j . Nous pouvons représenter par ce schéma le processus d'ajustement des salaires de la région i :



Cette interdépendance des régions prend la forme d'un mécanisme de transmission salariale:

- a) d'une région j vers une région i ; ou
- b) de l'ensemble du pays vers une région i .

2.4.1- MODELE III

Ce mécanisme est représenté au modèle III par deux relations: la pre-

mière décrit le processus d'ajustement des salaires dans une région "dominante", j . La deuxième concerne une région "entraînée", i .

(i) région dominante:

$$(3) \left(\frac{W}{P}\right)_j = f(u_j ; \frac{P}{P})$$

$$f'(u) < 0 , f'(\frac{P}{P}) > 0$$

(ii) région entraînée:

$$(4) \left(\frac{W}{P}\right)_i = f(u_i ; h[\left(\frac{W}{P}\right)_j - f(u_i)])$$

où \bar{W}_j et \bar{W}_i = variation de salaire dans la région j et la région i, respectivement;

u_j et u_i = taux de chômage dans i et dans j ;

h = mesure de la capacité de la région i de suivre les variations de salaire dans la région j.

Dans la région j les salaires seraient déterminés par les conditions locales de la conjoncture, tel que représenté par une courbe de Phillips traditionnelle. Les variations de salaire obtenues dans la région j seraient partiellement transmises à la région i . Dans cette dernière les variations de salaire seraient déterminées à la fois par les conditions locales de la conjoncture (u_i) et par une variable de retombées salariales, ($h [\bar{W}_j - f(u_i)]$) mesurant l'écart entre l'accroissement des salaires dans la région j (\bar{W}_j) et la hausse des salaires dans i qui aurait lieu en l'absence de mécanisme de retombées salariales.

2.4.2- MECANISME INSTITUTIONNEL OU DE MARCHE

Un tel mécanisme de retombées salariales résulte de l'importance que les travailleurs accordent à l'évolution de leur salaire relatif par rapport aux travailleurs d'autres secteurs ou d'autres régions:

"An important factor in trade union bargaining for higher wages, is the existence of recent wage increases for comparable employees in different labor markets" (Thomas et Stoney (1971)).

Les retombées salariales n'existent pas uniquement au niveau agrégé d'une région dominante sur le plan national vers une région entraînée également au niveau national. De façon plus désagrégée, au niveau des marchés locaux, à l'intérieur d'une région dominante ou d'une région entraînée, il peut exister également des secteurs ou des industries qui jouent le rôle de leaders dans le mécanisme de retombées salariales.

Comment expliquer qu'il puisse exister un mécanisme de retombées salariales des régions dominantes sur le plan national vers les autres régions? Certains auteurs comme Cowling et Metcalf (1967), Thomas et Stoney (1971) et Thirsk (1973) ont soutenu l'existence d'un mécanisme institutionnel de retombées salariales; les travailleurs dans la région où le taux de chômage est élevé ne veulent pas négocier des hausses de salaire uniquement en fonction de l'état de la conjoncture locale. Leur pouvoir de négociation leur permet d'obtenir les mêmes conditions salariales que les travailleurs des régions dominantes. Le pouvoir syndical joue un rôle déterminant dans l'explication d'un mécanisme institutionnel de retombées salariales. Dans ce contexte la région dominante sera celle où le taux de chômage est le plus bas.

Par ailleurs des auteurs tels Brechling (1973), Hart et Mackay (1977) et Dussault et Lacroix (1983), ont plutôt soutenu l'hypothèse d'un mécanisme de retombées salariales qui résulte essentiellement d'un processus de marché. Le mécanisme principal de transmission salariale résulterait du calcul rationnel des travailleurs se combinant avec leur mobilité. Nous pouvons décrire ainsi ce mécanisme: les individus qui seraient des candidats potentiels à la migration mesurent leur coût d'opportunité de rester dans leur région d'origine par la différence entre le salaire qu'ils pourraient obtenir dans la région de destination (W_j^*) moins le coût de migration vers cette région, (Z_{ij}). La différence entre les deux, ($W_j^* - Z_{ij}$), détermine le salaire minimal W_i^* que l'individu est prêt à recevoir pour l'inciter à rester dans la région d'origine, i . Si ($W_j^* - Z_{ij}$) > W_i^* l'individu va migrer vers la région j ; par contre si ($W_j^* - Z_{ij}$) < W_i^* il restera dans la région i . Une hausse des salaires dans j entraînera nécessairement une hausse similaire des salaires dans i pour inciter les

travailleurs les plus qualifiés à y rester.

Compt tenu de ce mécanisme de retombées salariales le critère de choix de la région dominante sera déterminé par le salaire anticipé de cette région. La région avec le salaire anticipé le plus élevé sur le plan national exercera le rôle de leader pour les comparaisons de salaire relatif et sera la plus attrayante pour la migration potentielle. La région dominante servira également de point de référence pour les employeurs désireux de garder leur main-d'oeuvre la plus compétente.

On constate par ailleurs que le choix de la région dominante peut être différent selon que l'on considère un mécanisme de retombées salariales de type institutionnel ou de marché. Il est nécessaire de considérer un marché régional compatible avec les deux critères de sélection de la région dominante. Hart et Mackay (1977) ont proposé de choisir la région qui abrite le plus important marché du travail dans le pays et qui pour chaque année, est dans le premier tiers de la hiérarchie salariale et le dernier tiers de la hiérarchie des taux de chômage par région.

Pour le Canada, la province de l'Ontario est celle qui répond le façon plus adéquate à ces deux critères.

Nous reprendrons au chapitre 4 les divers aspects développés dans ce chapitre. Au chapitre 3 nous allons faire une revue de la littérature empirique sur la détermination des salaires par région.

III- APPROCHE EMPIRIQUE DANS LA LITTERATURE

Les travaux empiriques sur la détermination des salaires par région réalisés au cours des vingt dernières années pour le Canada et le Royaume-Uni ont essayé de tester certaines versions des trois modèles présentés dans la section précédente. L'objectif principal de ces travaux était d'expliquer la détermination des salaires au niveau régional, de comparer le mécanisme d'ajustement des salaires entre les régions et l'expliquer pourquoi les variations de salaire sont très uniformes d'une région à l'autre alors que les écarts de taux de chômage entre les régions sont significatifs. Cowling et Metcalf (1967) pour le Royaume-Uni et Kaliski

(1964) pour le Canada, ont été parmi les premiers à considérer l'aspect régional de l'ajustement des salaires.

Nous reprenons ici certains résultats empiriques obtenus précédemment. Ce résumé servira de cadre de référence et de point de comparaison avec nos résultats empiriques sur les cinq régions canadiennes.

3.1- RESULTATS SUR LE MODELE I: LA COURBE DE PHILLIPS REGIONALE

Le premier modèle de détermination des salaires examine la relation entre l'accroissement des salaires (\dot{W}_i) et le taux de chômage (U_i) pour chaque région. Les résultats présentés au tableau 8 se rapportent au modèle I appliqué aux cinq régions canadiennes. Les travaux de Thirsk¹ (1973) et Swan (1976) montrent que la variable de conjoncture régionale (U_i), pour la période de 1953 à 1973, ne s'avère pas significative pour expliquer l'accroissement des salaires par région. Kaliski (1964), par contre avait trouvé une relation significative entre le taux de chômage régional et l'accroissement des salaires de l'ensemble des régions pour la période de 1946 à 1958.

Swan (1976) a montré que les variations de salaire au niveau régional sont reliées entre elles. Ainsi aucune région n'a une courbe de Phillips indépendante. Swan conclut que l'utilisation d'une politique de stabilisation dans le but de diminuer les différences régionales dans les pressions sur la demande globale n'influencera pas l'ajustement des salaires. Cependant l'absence d'une courbe de Phillips indépendante pour chaque région est une condition nécessaire mais non suffisante pour l'efficacité de la politique de stabilisation dans les régions à haut taux de chômage. L'interdépendance des marchés régionaux dans la détermination des salaires n'implique pas nécessairement que les fluctuations des salaires dans les régions à haut taux de chômage soient inélastiques par rapport aux conditions locales de la conjoncture. Nous reprendrons ce point dans le cadre du modèle III.

1. Le taux de chômage cesse d'être significatif lorsqu'on ajoute la variable d'inflation.

Tableau 8

Estimation des courbes de Phillips régionales

Etude période de l'échantillon Unité de temps région	Variables explicatives		
	Conjoncture locale (taux de chômage rég.)	Inflation	R ²
<u>Provinces maritimes</u>			
- Swann (1976) 1953-1973, données annuelles	non significatif	significatif	0,45
- Thirsk (1973) ¹ 1953-1970, données annuelles	non significatif	non significatif	0,66
- Kaliski (1964) 1946-1958, données annuelles	significatif	significatif	0,84
<u>Québec</u>			
- Swan	non significatif	significatif	0,26
- Thirsk	non significatif	significatif	0,71
- Kaliski	significatif	non significatif	0,93
<u>Ontario</u>			
- Swan	significatif	significatif	0,66
- Thirsk	non significatif	significatif	0,69
- Kaliski	significatif	significatif	0,93
<u>Provinces des Prairies</u>			
- Swan	significatif	significatif	0,67
- Thirsk	non significatif	significatif	0,53
- Kaliski	significatif	significatif	0,87
<u>Colombie britannique</u>			
- Swan	non significatif	significatif	0,52
- Thirsk	non significatif	significatif	0,49
- Kaliski	non significatif	non significatif	0,58

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.

Par ailleurs, une analyse des résultats obtenus par Swan (1977), Thirsk (1973) et Kaliski (1964) (tableau 8) permet de constater que dans le cas du Québec, par exemple, la capacité d'explication des fluctuations de salaire par les variables indépendantes (ie le taux de chômage et l'inflation anticipée de la région) a sensiblement diminué au cours des deux dernières décennies. Le coefficient de corrélation (R^2) pour l'équation du Québec était de 0.93 dans l'étude de Kaliski (1964) (période 1946 à 1958). Dans l'étude de Swan (1976) (période 1953 à 1973) le coefficient de corrélation tombe à 0.26. Ce résultat reflète la détérioration générale dans la relation de Phillips spécifiée en termes des deux variables "classiques", le taux de chômage et l'accroissement des prix. D'autres facteurs en plus de ces deux variables pourraient possiblement expliquer l'accroissement des salaires, notamment les effets de retombées salariales et les effets de rattrapage de l'inflation.

3.2- RESULTATS SUR LE MODELE II

L'hypothèse de l'influence de la conjoncture nationale sur la détermination des variations de salaire par région a été intégrée dans l'équation de salaires soit par la variable de taux de chômage national (Thirsk (1973)) ou par la variable de variation des salaires au niveau national (Thirlwall (1970), Cowling et Metcalf (1967)).

Thirsk a estimé une équation de la forme:

$$(5) \quad W_i = c + U_{nat}$$

où W_i = la variation des salaires dans la région i ;

U_{nat} = le taux de chômage national.

La période de son échantillon va de 1953 à 1970 avec de données annuelles. Selon les résultats obtenus le taux de chômage national est un facteur significatif de la détermination des variations de salaire seulement dans le cas du Québec, de l'Ontario et de la Saskatchewan. Cependant dans tous les

cas la variable de taux de chômage national (U_{nat}), lorsque substituée à la variable de conjoncture locale (U_i), explique dans une moindre mesure les variations des salaires par région.¹

Cowling et Metcalf (1967) ont utilisé le taux de chômage national dans l'équation de détermination des salaires par région au Royaume-Uni pour expliquer l'évolution parallèle des salaires à travers tout le pays. Ils n'ont cependant pas trouvé d'effet significatif de cette variable sur l'accroissement des salaires de chaque région.

3.3- RESULTATS SUR LE MODELE III

Dans la littérature empirique l'effet de retombée salariale est d'abord attribué à un mécanisme institutionnel de transmission. Selon l'hypothèse utilisée par Thirsk (1973), l'interdépendance des marchés régionaux se traduit par un effet de retombées salariales de la région qui abrite le marché du travail le plus important du Canada, soit l'Ontario, vers les autres régions du pays:

$$(6) \left(\frac{W}{W}\right)_i = a + bU_i + c\left(\frac{W}{W}\right)_{\text{ont}}$$

où $\left(\frac{W}{W}\right)_i$ = variation des salaires dans chaque province i (sauf l'Ontario)

U_i = taux de chômage dans chaque province i ,

$\left(\frac{W}{W}\right)_{\text{ont}}$ = variation des salaires en Ontario.

Le caractère significatif de la variable $\left(\frac{W}{W}\right)_{\text{ont}}$ dans cette équation serait compatible avec l'existence d'un mécanisme institutionnel de retombées salariales sur le marché du travail. Selon les résultats obtenus (tableau 9) le coefficient c de l'équation 2 est significatif pour l'ensemble des régions

1. cf. W. Thirsk, "Aspects régionaux de l'inflation et du chômage, 1973, p.61.

Tableau 9
Effet des retombées salariales

Province	Variables explicatives		R ²	D.W.
	U _{it}	W _{ont}		
Terre-Neuve	0,2	1,9*	0,52	2,86
Nouvelle- Ecosse	0,2	1,0*	0,75	2,81
Nouveau- Brunswick	-0,2	0,5	0,43	2,70
Québec	-0,3	0,7*	0,68	2,60
Manitoba	-0,3	0,7	0,38	1,22
Saskatchewan	-1,90*	0,8*	0,55	2,13
Alberta	0,5	1,2*	0,50	2,40
Colombie- Britannique	-0,2	1,7*	0,27	3,11

*: variable significative à 5%.

Source: W. Thirsk, "Aspects régionaux de l'inflation et du chômage", p. 64.

à l'exception du Nouveau-Brunswick et du Manitoba. L'effet de la variable $(\frac{W}{W})_{ont}$ sur l'accroissement des salaires est cependant différenciée entre les régions. Contrairement aux attentes, le Québec n'est pas parmi les provinces où le paramètre c est des plus élevés. L'accroissement des salaires en Ontario a un effet maximum dans les provinces de Terre-Neuve, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique.

Lorsque la variable $(\frac{W}{W})_{ont}$ est introduite dans l'équation de détermination des variations de salaire par région, le coefficient de la variable de chômage devient non significatif pour l'ensemble des régions, sauf la Saskatchewan. Thirsk conclut que les résultats obtenus traduisent la similitude des variations de salaire dans toutes les provinces mais ne prouvent pas que les pressions exercées par les salaires des régions à bas niveau de chômage soient le facteur déterminant des variations de salaire dans les régions à haut taux de chômage.

Ainsi les résultats empiriques obtenus par Thirsk (1973) ne permettent pas de séparer l'influence des facteurs exposés dans le modèle II de l'influence d'un effet possible de retombées salariales présenté au modèle III. Il est possible que ces résultats mitigés soient attribuables à une mauvaise formulation du mécanisme de retombées salariales. Premièrement Thirsk attribue l'interdépendance des marchés régionaux et donc l'effet de retombées salariales à un mécanisme institutionnel. Selon l'hypothèse utilisée par Thirsk, l'interdépendance des marchés se traduit par un effet de retombées salariales de la région où l'activité est "maximale", soit l'Ontario, vers les autres régions du Pays. Mais Thirsk ne présente pas les raisons théoriques pour expliquer le choix de l'Ontario comme marché dominant. Deuxièmement même en admettant que l'Ontario constitue le marché dominant au Canada, la façon de formuler la variable de retombées salariales peut être incorrecte. Des auteurs comme Brechling (1973) et Dussault et Lacroix (1983), ont attribué l'effet de retombées salariales essentiellement à un mécanisme de marché.

Dans le prochain chapitre nous traitons de la spécification des équations d'ajustement des salaires par région en tenant compte de l'ensemble de ces facteurs.

IV- LES MODELES D'AJUSTEMENT DES SALAIRES

4.1- SPECIFICATION DES MODELES

Pour tester les hypothèses formulées dans le cadre des trois modèles de base présentés au chapitre deux, nous avons adopté une spécification de l'équation de détermination des variations des salaires qui inclut les variables suivantes:

- (i) le taux de chômage,
- (ii) les attentes inflationnistes,
- (iii) une mesure d'incertitude quant à l'évolution des prix,
- (iv) une variable semi-tendantielle pour la période des contrôles,
- (v) les retombées salariales du secteur public,
- (vi) les retombées salariales entre les marchés régionaux et du marché national sur les marchés régionaux.

L'évolution des tensions sur le marché du travail est mesurée par le taux de chômage. Pour cette variable nous avons adopté 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 (Perry, 1980 et 1983; Rabeau, 1984). La variable U_{it} , pour la région i au temps t , tient compte des conditions courantes du marché du travail, tandis que U_{it-n} mesure l'influence de l'évolution passée de la conjoncture. La variable U_{it-n} est spécifiée en termes d'une moyenne de plusieurs trimestres passés (n). La variable U apparaît dans l'équation sous une forme non linéaire, soit U^{-1} ou U^{-2} pour tenir compte de la rigidité à la baisse de l'accroissement des salaires lorsqu'il se produit une détérioration de la conjoncture. Théoriquement pour les régions où la population est plus mobile, ceteris paribus, l'effet de la conjoncture locale du marché du travail sur les hausses de salaire devrait être plus faible. Cela s'explique par le fait que pour les individus prêts à se déplacer le marché de référence complémentaire serait le marché national lorsqu'il se produit une détérioration de la conjoncture dans leur région d'origine. Le coefficient de la variable de conjoncture devrait être positif.

La variable tenant compte de l'évolution de l'inflation anticipée est spécifiée d'après l'hypothèse selon laquelle les attentes face à l'inflation sont basées sur l'expérience passée. Cette variable $(\frac{P}{\bar{P}})^y_{it-n}$ est définie en termes d'une moyenne de plusieurs trimestres passés. Le nombre de trimestres est déterminé par l'estimation du modèle. La variable d'inflation peut se présenter sous forme linéaire ou élevée au carré pour tenir compte de l'effet accélérationniste de l'accroissement des prix. Quelle que soit la forme retenue le coefficient de cette variable devrait être positif.

Le coefficient de variation de l'inflation V_{it-n} , défini comme le rapport de l'écart-type sur la moyenne de l'inflation, constitue une mesure de la dispersion de l'inflation. En période d'incertitude quant à l'évolution des prix, l'accroissement de la dispersion de l'inflation incite les travailleurs à exiger des hausses de salaire plus élevées pour se protéger contre un éventuel manque à gagner occasionné par un taux d'inflation non anticipé. Le coefficient de variation de l'inflation (V_{it-n}) est calculé pour les quatre trimestres passés. Le coefficient de (V_{it-n}) devrait être positif.

La variable semi-tendantielle CONT capte l'effet de la période des contrôles des prix et des salaires (1975III à 1978I) sur l'accroissement des salaires. L'effet des contrôles devrait être négatif.

Les règlements salariaux du secteur public dans la région i peuvent créer un effet de débordement sur l'accroissement des salaires dans le secteur privé de la même région. La variable D_i tient compte de cet effet possible du secteur public sur le secteur privé. D_i est définie comme étant le rapport entre une moyenne sur quelques trimestres de la croissance des salaires dans le secteur commercial et celle du secteur non commercial. Si l'accroissement des salaires est plus rapide dans le secteur public par rapport au secteur privé, D_i diminue et à la période suivante il devrait se produire un certain rattrapage dans l'accroissement des salaires du secteur privé. Ainsi le coefficient de cette variable devrait être négatif.

Pour tester l'hypothèse de l'existence d'une courbe de Phillips régionale indépendante, dans le cadre du premier modèle, nous avons l'équation suivante:

$$(7) \frac{\bar{W}}{W} = b_0 + b_1 U_{it}^x + b_2 U_{it-n}^x + b_3 \left(\frac{P}{P}\right)_{it-n}^y + b_4 V_{it-n} + b_5 \text{CONT} + b_6 D_{it-n} + e_t$$

où i et t représentent respectivement la région et le temps; n constitue le nombre de retards; $x=1$ pour la forme linéaire ou $x=-1, -2$ pour la forme non linéaire; y prend la valeur 1 ou 2 respectivement pour la version linéaire et non linéaire;

$$b_1 < 0 \text{ et } b_2 > 0 \text{ si } x=1;$$

$$b_1 > 0 \text{ et } b_2 < 0 \text{ si } x=-1 \text{ ou } x=-2 ;$$

$$b_3 > 0, \quad b_4 > 0, \quad b_5 < 0, \quad b_6 < 0 .$$

e_t : erreur aléatoire.

A partir de cette spécification de base nous avons modifié certaines variables et ajouté d'autres à fin de tester d'autres hypothèses de comportement des salaires régionaux.

Pour tester l'hypothèse de l'effet de la conjoncture nationale sur l'ajustement des salaires par région (modèle II), la variable de taux de chômage régional U_i dans la relation (7) est remplacée par le taux de chômage national U_{nat} ; si le taux de chômage national explique mieux que le taux régional la croissance des salaires de la région i , il n'existe pas une relation indépendante de type Phillips dans chaque région et les hausses de salaire s'ajustent à la conjoncture nationale.

Pour tester l'hypothèse des effets de débordement interrégional des règlements salariaux nous ajoutons à la spécification de l'équation (7) une variable de retombées salariales.

Nous considérons d'abord le cas où les effets de retombée salariale s'exercent de la région dominante, soit la région j vers les autres régions i . L'Ontario constitue la région dominante principalement à cause de son importance économique dans l'ensemble du pays et parce que pour l'ensemble de la période considérée cette province est dans le premier tiers de la hiérarchie salariale et le dernier tiers de la hiérarchie des taux de chômage régionaux. L'Ontario abrite le marché du travail le plus important du Canada et exerce, par le nombre élevé des sièges sociaux qui y sont regroupés, une influence directe sur l'ensemble des autres régions.

La variable DO_i est définie comme le rapport entre la croissance des salaires de la région i et celle des salaires en Ontario. DO_i est une moyenne sur quelques trimestres de la croissance des salaires en Ontario et dans chaque région i . Le coefficient de DO_i devrait être négatif car si l'accroissement des salaires est plus rapide en Ontario que dans les autres régions DO_i diminue et à la période suivante (puisque DO_i est une moyenne de l'accroissement des salaires dans le passé récent) il devrait se produire un certain rattrapage dans l'accroissement des salaires de chaque région i .

Nous considérons ensuite le cas où les effets de retombées salariales s'exercent du marché national vers le marché régional. Plutôt que de considérer une seule région dominante, en l'occurrence l'Ontario, comme point de comparaison pour les retombées salariales dans la région i , les travailleurs dans i peuvent prendre l'ensemble du marché national comme "région" de référence. Dans ce cas la variable DC_i est définie par le rapport entre la croissance des salaires de la région i et celle de la moyenne pondérée de la croissance des salaires dans toutes les autres régions, sauf i . DC_i est une moyenne sur quelques trimestres de la croissance des salaires. Le coefficient de cette variable devrait être négatif.

Dans le cadre du modèle III l'équation à estimer se présente ainsi:

$$(8) \left(\frac{W}{\bar{W}}\right) = b_0 + b_1 U_{it}^x + b_2 U_{it-n}^x + b_3 \left(\frac{P}{\bar{P}}\right)^y_{it-n} + b_4 V_{it-n} + b_5 CONT + b_6 D_{it-n} + b_7 Dr_{it-n} + e_t$$

où i et t représentent respectivement la région et le temps; n constitue le nombre de retards; $x=1$ pour la forme linéaire ou $x=-1, -2$ pour la forme non linéaire; y prend la valeur 1 ou 2 respectivement pour la version linéaire et non linéaire; $r=0$ pour les retombées salariales de l'Ontario (DO_i) et $r=C$ pour les retombées salariales du marché national (DC_i).

$$b_1 < 0 \text{ et } b_2 < 0 \text{ si } x=1;$$

$$b_1 > 0 \text{ et } b_2 > 0 \text{ si } x=-1 \text{ ou } x=-2;$$

$$b_3 > 0, \quad b_4 > 0, \quad b_5 < 0, \quad b_6 < 0, \quad b_7 < 0;$$

e_t : erreur aléatoire.

Nous avons modifié le modèle III afin de tester une autre version de ce modèle qui consiste à remplacer la variable de croissance des prix dans chaque région et les variables de retombées salariales par la variation des salaires en Ontario. Ainsi on suppose que le marché canadien est dominé par l'Ontario et les retombées salariales de cette région vers les autres régions seraient attribuables à un mécanisme institutionnel de retombées salariales. La variable $(\frac{W}{W})_{ont}$ est une moyenne de l'accroissement récent des salaires en Ontario. Dans ce cas l'équation (8) se résume à :

$$(9) \quad (\frac{W}{W}) = b_0 + b_1 U_{it}^x + b_2 U_{it-n}^x + b_3 (\frac{W}{W})_{ont} + e_t$$

où $b_3 > 0$.

Finalement une autre version de l'équation (8) tient compte des effets de retombée salariale à l'intérieur de chaque région. Plusieurs travaux faits avec des données micro-économiques sur les conventions collectives suggèrent la présence de retombées salariales entre les conventions collectives négociées dans la même région et le même secteur industriel. Une agrégation de ce phénomène au niveau macro-économique consiste à introduire une variable W_{it-n} définie comme l'accroissement des salaires à la période précédente ou un retard échelonné de l'accroissement des salaires sur quelques périodes pour la région i . Le coefficient de cette variable devrait être positif.

Le tableau 10 résume l'ensemble des hypothèses formulées dans cette section concernant l'ajustement des salaires par région.

4.2- LES DONNEES

Pour estimer ces équations nous avons utilisé alternativement deux mesures de l'accroissement des salaires du secteur commercial:

- la croissance de la rémunération hebdomadaire moyenne;
- la croissance des taux de salaire de base des conventions collectives.

Dans une approche macro-économique à la détermination des variations de salaire par région, la rémunération hebdomadaire moyenne constitue une

Tableau 10
Spécification des équations d'ajustement des salaires par région.

Modèle	Variables explicatives ¹						
I Courbe de Phillips régionale	U_{it}^x	U_{it-n}^x	$(\frac{P}{P})_{it-n}^y$	V_{it-n}	CONT	D_{it-n}	
II Effet de conjoncture nationale	U_{it}^x	U_{nat}^x	$(\frac{P}{P})_{it-n}^y$	V_{it-n}	CONT	D_{it-n}	
IIIa Retombées salariales de l'Ontario	U_{it}^x	U_{it-n}^x	$(\frac{P}{P})_{it-n}^y$	V_{it-n}	CONT	DO_{it}	D_{it-n}
IIIb Retombées salariales du marché national	U_{it}^x	U_{it-n}^x	$(\frac{P}{P})_{it-n}^y$	V_{it-n}	CONT	DC_{it}	D_{it-n}
IIIc Retombées salariales institutionnelles	U_{it}^x	U_{it-n}^x				$(\frac{W}{W})_{ont-n}$	
IIIId Retombées salariales industrielles	U_{it}^x	U_{it-n}^x	$(\frac{P}{P})_{it-n}^y$	V_{it-n}	CONT	D_{it-n}	W_{it-n}

1. La définition des variables et des retards utilisés se trouvent à l'annexe 1.

mesure des salaires offrant l'avantage de couvrir un large éventail d'activités du secteur commercial.¹ L'utilisation de la variation trimestrielle de la rémunération hebdomadaire moyenne présente cependant certains inconvénients dont celui de l'influence du nombre d'heures travaillées sur le niveau de salaire. De plus l'accroissement de la rémunération hebdomadaire comporte à la fois les effets de stock des conventions collectives déjà existantes et les effets de flux des nouveaux contrats de travail signés à chaque trimestre.

Pour éliminer ces problèmes nous avons utilisé comme source alternative de données, l'accroissement des taux de base des conventions collectives dans le secteur commercial. Les données micro-économiques sur les taux de base des conventions collectives se rapportent uniquement au flux de nouvelles conventions qui entrent en vigueur à chaque trimestre. De plus ces données sur les conventions collectives constituent une mesure du salaire de base sans tenir compte du nombre d'heures travaillées et de la rémunération des avantages sociaux.

La banque de données de Travail Canada couvre l'ensemble des conventions collectives de 500 employés et plus et environ 70% des conventions collectives de 200 employés et plus.

Nous avons d'abord estimé les équations du tableau 10 en utilisant la croissance des taux de base des conventions collectives de 500 employés et plus du secteur commercial comme mesure de la variable dépendante. Par la suite, pour élargir la couverture de notre échantillon nous avons également estimé ces équations en utilisant les données des conventions collectives de 200 employés et plus du secteur commercial.

A partir des données micro-économiques des conventions collectives nous avons calculé une variable dépendante au niveau agrégé définie comme la moyenne trimestrielle, pondérée par le nombre d'employés, de l'accroissement des taux de base des conventions collectives négociés à chaque trimestre. Les conventions collectives qui comportent une clause d'indexation de vie-chère sont exclues de l'échantillon. Les facteurs qui déterminent

1. Pour la région Atlantique et les Prairies la rémunération hebdomadaire par région est une moyenne pondérée par l'emploi, sur la base de l'enquête sur la population active, de la rémunération hebdomadaire de chaque province.

l'accroissement des salaires de ces conventions collectives au moment de leur signature sont différents de ceux des conventions collectives sans clause d'indexation, c'est pourquoi nous devons les exclure.

Sur le plan géographique nous avons utilisé une division par région plutôt que par province. Nous avons regroupé les quatre provinces des Maritimes en une région ainsi que les trois provinces de l'ouest. Les cinq régions retenues sont donc la région Atlantique, 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 permettant plus facilement de faire l'analyse des résultats.

Dans une première série d'estimations, sur la période 1975 à 1984, le taux de chômage global a été utilisé comme mesure des tensions sur le marché du travail. Pour éviter le problème de la dérive des taux de chômage sur la période 1972 à 1975, occasionnée par divers changements institutionnels et démographiques, tels les changements apportés à la loi de l'assurance chômage, notre échantillon d'observations trimestrielles s'étend de 1975 à 1984. Les taux de chômage par province sont obtenus de l'enquête sur la population active. Pour obtenir le taux de chômage par région nous avons fait la sommation des données respectivement sur la population active et sur l'emploi de toutes les provinces et calculé un taux de chômage global pour la région Atlantique et les Prairies.

Dans une deuxième série d'estimations nous avons utilisé le taux de chômage des hommes de 25 à 54 ans comme mesure des tensions sur le marché du travail. Ainsi la période d'échantillon a pu être élargie de 1972 à 1984. Il semble que le taux de chômage de cette partie de la main-d'oeuvre est moins susceptible d'avoir été affecté par les changements institutionnels et démographiques de la première moitié des années 1970.

Finalement pour le taux d'inflation nous avons utilisé le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation des grandes agglomérations urbaines dans chacune des cinq régions. Ainsi pour la région Atlantique, le Québec et l'Ontario nous avons pris respectivement les villes de Halifax, Montréal et Toronto. Pour les Prairies et la Colombie-Britannique nous avons pris respectivement les villes de Edmonton et de Vancouver.

V- ESTIMATION ET RESULTATS

5.1- L'ENSEMBLE DU SECTEUR COMMERCIAL

Les équations d'ajustement des salaires par région ont d'abord été estimées avec les **données trimestrielles sur la rémunération hebdomadaire moyenne**. La variable dépendante est spécifiée en termes de la première différence centrée¹ à taux annuel pour éviter les problèmes occasionnés par une spécification en termes de la variation par rapport au même trimestre de l'année précédente. Ces problèmes ont été soulevés à plusieurs reprises dans la littérature sur la détermination des salaires.²

L'estimation des équations de salaire pour chaque région est faite avec la méthode des moindres carrés ordinaires pour la période du quatrième trimestre de 1975 au premier trimestre de 1984.

5.1.1- RESULTATS SUR LE PREMIER MODELE

Les résultats d'estimation des équations se rapportant au premier modèle de détermination de l'accroissement des salaires par région sont présentes au tableau 11. Globalement nos résultats ont été améliorés par rapport à ceux obtenus précédemment. Ils sont également différents de ceux rapportés au chapitre 3.

On constate d'abord que tous les coefficients ont le signe attendu pour la région Atlantique, le Québec, l'Ontario et les Prairies, à l'exception du coefficient de la variable de taux de chômage retardé qui est de signe non attendu mais non significatif pour l'Ontario et les Prairies. Par contre la variable d'inflation anticipée a un signe négatif non attendu mais son coefficient est statistiquement significatif pour la Colombie-Britannique.

Les équations de salaire pour le Québec, l'Ontario et les Prairies ne présentent pas d'autocorrélation des termes d'erreur. Les équations respectivement de la région Atlantique et de la Colombie-Britannique ont une

1. $[(W_{t+1} - W_{t-1}) / W_t]$

2. Rowley et Wilton (1973) ont montré que la spécification de la variable dépendante en termes de variation par rapport au même trimestre de l'année précédente crée un processus de moyenne mobile du terme d'erreur ce qui biaise les coefficients dans l'estimation des équations de salaire.

Tableau 11

Estimation des équations de salaires
Rémunération hebdomadaire moyenne
Données trimestrielles, par région, 1975 IV à 1984 I

Région	Valeur des coefficients estimés								
	CTC	\bar{U}_T^1	\bar{U}_{T-N}^2	$(\dot{P}/P)_{T-N}$	CONT	V_{iT-N}	D_{iT-N}	\bar{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
- (b) \bar{U}_{T-N}^2 : moyenne du taux de chômage trimestriel pour la période allant de t-2 à t-4.
- (c) $(\dot{P}/P)_{T-N}$: moyenne de la croissance de l'indice régional (sauf pour le Canada) des prix à la consommation allant de t à t-3, sauf pour la région Atlantique où la période va de t-4 à t-7.
- (d) CONT: prend la valeur 1 de 1975 IV à 1978 II et 0 autrement.
- (e) V_{iT-N} : écart-type de \dot{P}/P pour la période t à t-4 sur la moyenne correspondante. V_{iT-N} est retardé d'un trimestre pour les régions de l'Atlantique et Québec.
- (f) D_{iT-N} : rapport entre les taux des salaires pour la période t-1 à t-4 du secteur commercial sur l'équivalent pour le secteur non commercial.

statistique de Durbin-Watson près de la borne supérieure dans l'intervalle d'indétermination.

Les tensions sur le marché du travail représentées par le taux de chômage à la période t ou retardé de quelques trimestres ont un effet significatif sur l'accroissement des salaires dans les cinq régions canadiennes. La valeur des coefficients de la variable de chômage est cependant différente d'une région à l'autre. Ce sont les provinces Atlantiques qui affichent le coefficient de la variable de chômage le plus élevé. La Colombie-Britannique vient au deuxième rang suivie par le Québec, l'Ontario et finalement les Prairies.

Le coefficient estimé de la variable d'inflation est également différent d'une région à l'autre. Ce coefficient n'est cependant pas statistiquement significatif dans l'équation de la région Atlantique et a un signe négatif pour la Colombie-Britannique. Ce résultat non attendu pour la Colombie-Britannique apparaît systématiquement dans toutes les équations estimées avec les données sur le salaire hebdomadaire moyen.¹ Le Québec affiche la plus forte sensibilité de l'accroissement des salaires à l'inflation avec un coefficient de la variable d'inflation près de l'unité (0,9). À l'autre extrême, l'Ontario affiche un coefficient de la variable d'inflation de l'ordre de 0,4. La région Atlantique et les Prairies ont un comportement qui se situe entre ces deux extrêmes, avec des coefficients de 0,7 et de 0,6 respectivement. De tels résultats permettent de constater que les salaires au Québec sont déterminés de façon presque en termes réels contrairement à l'Ontario où la détermination des salaires a une composante d'illusion monétaire. Ainsi la rigidité des salaires à la baisse en période de base conjoncture apparaît en termes réels au Québec mais en termes nominaux en Ontario.

Le coefficient de la variable d'incertitude quant à l'évolution de l'inflation a le signe attendu et est statistiquement significatif pour le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique. C'est principalement dans les deux premières régions où l'effet d'incertitude sur l'évolution des

1. Un tel résultat peut être attribuable à une forte corrélation existant entre l'indice des prix à la consommation et le prix des intrants dans cette région où le secteur des ressources et l'industrie primaire sont prédominants. La hausse du prix des intrants de 1975 à 1984 a pu créer un effet à la baisse sur la fixation des salaires par l'intermédiaire de son effet sur les marges bénéficiaires.

prix est statistiquement important (i.e. la statistique t élevée).

La variable de retombées salariales du secteur public sur le secteur privé exerce un rôle significatif dans l'accroissement des salaires seulement en Ontario, en Colombie-Britannique et dans les Prairies. Le résultat non significatif obtenu pour le Québec est surprenant compte tenu de l'importance relative de ce secteur dans l'économie de la province et de l'effet d'attraction qu'il peut exercer sur les employés du secteur privé. Cependant compte tenu de l'ajustement presque total des salaires à l'inflation dans cette région il est possible que l'effet des règlements salariaux du secteur public soient captés par la variable d'inflation.

5.1.2- RESULTATS SUR LE DEUXIEME MODELE

Les équations tel que spécifiées dans le cadre du premier modèle ont été estimées une deuxième fois en remplaçant le taux de chômage régional par la moyenne nationale du taux de chômage. L'objectif poursuivi dans l'utilisation de ce modèle est de déterminer si le taux de chômage national joue un rôle plus significatif dans la fonction d'ajustement des salaires de chaque région comparativement au taux de chômage régional.

D'après les résultats obtenus on constate que le taux de chômage national n'améliore pas de façon significative les résultats obtenus avec le taux de chômage de chaque région.

5.1.3- RESULTATS SUR LE TROISIEME MODELE

Les variables de retombées salariales interrégionales, DO_{it-n} et DC_{it-n} n'ont pas de coefficient significatif et n'ont pas le signe attendu pour l'ensemble des équations des cinq régions canadiennes. Ces résultats ne supportent donc pas l'hypothèse de lien interrégional dans l'ajustement des salaires du secteur commercial de chacune des cinq régions.

Par ailleurs l'introduction de la variable dépendante retardée d'un trimestre n'a pas amélioré les résultats obtenus avec le premier modèle. Dans tous les cas le coefficient de W_{it-1} était non-significatif ou la

variable introduisait de l'autocorrélation des erreurs dans l'équation de détermination des variations de salaire de la région. La dimension restreinte de l'échantillon d'observations (1975 à 1984) ne permet pas d'avoir des résultats significatifs sur la variable W_{it-1} .

Globalement, les résultats obtenus dans l'estimation des équations de salaire du secteur commercial pour chacune des cinq régions canadiennes nous permettent d'arriver aux conclusions suivantes:

- les conditions locales de la conjoncture exercent une influence significative sur l'accroissement des salaires de l'ensemble des cinq régions canadiennes;
- les coefficients estimés des variables de taux de chômage et d'inflation sont différenciés entre les régions. Le coefficient de la variable de chômage est plus élevé dans les régions où le taux de chômage est supérieur à la moyenne canadienne; soit la région Atlantique, la Colombie-Britannique et le Québec. Dans ces régions le secteur primaire (Atlantique et Colombie-Britannique) et les industries particulièrement influencées par la conjoncture (Québec et Atlantique) sont prédominants;
- les variables de retombées salariales interrégionales n'exercent pas un effet significatif sur les variations de salaire de chacune des cinq régions;
- le fait de remplacer le taux de chômage régional par la moyenne canadienne n'améliore pas les résultats obtenus avec le premier modèle.

Ainsi nos résultats soutiennent l'hypothèse de l'existence d'une courbe de Phillips indépendante sur chaque marché régional. La position relative de chaque courbe de Phillips est cependant différenciée entre les régions. La sensibilité de l'accroissement des salaires à l'inflation est également différente entre les régions. Ces deux effets combinés permettent d'observer des hausses de salaire similaires d'une région à l'autre malgré les écarts existants quant aux tensions sur le marché du travail de celles-ci.

5.2- RESULTATS SUR LES CONVENTIONS COLLECTIVES DE 200 EMPLOYES ET PLUS DU SECTEUR COMMERCIAL

Nous avons repris l'estimation des équations de salaire introduites

précédemment en remplaçant des données sur la rémunération hebdomadaire moyenne par les données sur les taux de base de conventions collectives du secteur commercial.

Les résultats obtenus dans cette deuxième série d'estimations soutiennent entièrement les conclusions auxquelles nous sommes arrivés avec les données sur le salaire hebdomadaire moyen en plus d'améliorer les résultats déjà obtenus. Le tableau 12 contient les résultats d'estimation pour la période 1975IV à 1984I. Les variables de tension sur le marché du travail, U_t^{-1} et U_{t-n}^{-2} , ont le signe attendu et sont statistiquement significatives pour toutes les régions à l'exception du Québec où la variable U_{t-n}^{-2} n'est pas significative. L'ordre de classification des régions selon la dimension des coefficients de la variable de taux de chômage est le même que précédemment. On trouve par ordre décroissant: la région Atlantique, le Québec, la Colombie-Britannique, l'Ontario et finalement les Prairies.

Le coefficient de la variable d'inflation a le signe attendu et est statistiquement significatif pour l'ensemble des régions, sauf la Colombie-Britannique.

L'élasticité de l'accroissement des salaires à l'inflation est la plus élevée pour le Québec. Les Prairies viennent au deuxième rang suivies par la région Atlantique. Dans cette dernière le coefficient de la variable d'inflation est maintenant du signe attendu et significatif, contrairement aux résultats obtenus avec le salaire hebdomadaire moyen. Par ailleurs, comme précédemment, l'Ontario enregistre une sensibilité des variations de salaire à l'inflation inférieure à celle du Québec. La sensibilité de l'accroissement des salaires à l'inflation dans la partie syndiquée du secteur commercial en Ontario est supérieure à celle de l'ensemble de ce secteur, en effet le coefficient de $\left(\frac{P}{P}\right)$ passe de 0,4 dans le premier cas à 0,7 dans le deuxième cas.

Pour la Colombie-Britannique il persiste un problème d'autocorrelation des erreurs dans l'équation de détermination des salaires quelle que soit la spécification utilisée pour les différentes variables. La Colombie-Britannique persiste à être en dehors du modèle général appliqué aux autres régions. Il est possible que dans cette région le processus autorégressif du terme d'erreur soit attribuable à l'existence de retombées salariales

Tableau 12

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								
	CTC	\bar{U}_T^{-1}	\bar{U}_{T-N}^{-2}	$(\dot{P}/P)_{T-N}$	CONT	V_{iT-N}	D_{iT-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.

(b) \bar{U}_{T-N}^{-2} : moyenne du taux de chômage trimestriel pour la période allant de t-3 à t-6.

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

(d) CONT: prend la valeur 1 de 1975 IV à 1978 II et 0 autrement.

(e) V_{iT-N} : écart-type de \dot{P}/P pour la période t à t-4 sur la moyenne correspondante. i_{T-N}

(f) D_{iT-N} : rapport entre les taux d'augmentation annuelle des taux de base pour la période t-1 à t-4 du secteur commercial sur l'équivalent pour le secteur non commercial.

impossibles à capter avec les données agrégées que nous utilisons.

Par ailleurs la variable d'incertitude quant à l'évolution des prix n'a pas un effet significatif sur l'accroissement des salaires dans quatre des cinq régions canadiennes. L'effet de cette variable est significatif uniquement dans les Prairies. Mais dans ce cas les résultats ne sont pas fiables puisqu'il existe de l'autocorrélation des termes d'erreur de l'équation.

Finalement le coefficient de la variable de retombées salariales du secteur public est non significatif pour l'ensemble des régions. Ainsi comme précédemment, les variables reflétant les conditions locales de la conjoncture et la variable d'inflation exercent une influence dominante dans l'explication des variations de salaire pour les travailleurs syndiqués du secteur commercial.

5.2.2- RESULTATS SUR LE DEUXIEME MODELE

L'introduction de la moyenne nationale du taux de chômage dans l'équation de détermination des variations de salaire des conventions collectives de 200 employés et plus de chaque région n'a pas modifié les résultats obtenus avec le salaire hebdomadaire moyen. Les variables U_t^{-1} et U_{t-n}^{-2} au niveau national s'avèrent moins significatives que les variables de taux de chômage régional dans l'explication de l'accroissement des salaires de chacune des cinq régions. Ce résultat ne soutient pas l'hypothèse de l'existence de négociations de salaire ayant lieu au niveau national se propageant à l'ensemble des régions.

5.2.3- RESULTATS SUR LE TROISIEME MODELE

Les coefficients estimés des variables de retombée salariales interrégionales n'ont pas le signe attendu ou ne sont pas statistiquement significatifs. Comme précédemment, on ne peut déceler des effets de débordement des règlements salariaux dans une région sur les règlements salariaux d'une autre des cinq régions canadiennes.

Ainsi ces résultats sont d'une part compatibles avec l'hypothèse d'exis-

tence de marchés régionaux de l'emploi où seules les variables locales ont un effet sur les variations de salaire. D'autre part nos résultats sont compatibles avec ceux obtenus à l'aide des données micro-économiques¹ sur les conventions collectives. Ces résultats ont montré que les retombées salariales s'exercent à l'intérieur d'une même industrie et d'un espace géographique plus limité que celui des cinq grandes régions du Canada. Par ailleurs au niveau macro-économique les retombées salariales interrégionales attribuables à un mécanisme de marché supposent l'existence d'une certaine mobilité de la main-d'oeuvre entre les diverses régions. On observe cependant qu'au cours de la dernière décennie, les mouvements migratoires interprovinciaux ont diminué. De plus certaines provinces ont légiféré dans le but d'accroître les barrières à l'entrée de travailleurs venus des autres provinces. Ces deux effets conjugués peuvent expliquer partiellement le peu de succès obtenu avec la variable de retombées salariales interregionales.

Finalement, les variables de retombées salariales de l'Ontario, W_{t-1} et W_{t-n} , n'exercent pas un effet significatif sur l'accroissement des salaires d'aucune des régions canadiennes.

5.3- LES CONVENTIONS COLLECTIVES DE 200 EMPLOYES ET PLUS: PERIODE 1972-I A 1984-I

Le fait d'ajouter la période de 1972I à 1975III à notre échantillon d'observations et remplacer le taux de chômage global par celui des hommes de 25 à 54 ans n'a pas modifié l'orientation des résultats obtenus avec le salaire hebdomadaire moyen et les taux de base des conventions collectives sur la période du quatrième trimestre de 1975 au premier trimestre de 1984.

5.3.1- RESULTATS SUR LE PREMIER MODELE

Les résultats obtenus pour la période 1972 à 1984 avec le taux de chômage des hommes de 25 à 54 ans sont présentés au tableau 13.

1. cf. F. Dussault et R. Lacroix, 1983.

Tableau 13

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, 1972-1 à 1984-1

Région	Valeur des coefficients estimés										
	CTC	\bar{u}_{T-1}^{-1}	\bar{u}_{T-1}^{-2}	$(\dot{P}/P)_{T-1}$	COHT	V_{IT-N}	D_{IT-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	
Prairies	-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
	-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)	-2,5 (-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.

(b) La définition des variables est la même qu'au tableau 12.

(c) \dot{W}_{IT-N} = variable dépendante retardée d'un trimestre.

Les coefficients des variables de taux de chômage et d'inflation ont le signe attendu et sont statistiquement significatifs pour l'ensemble des régions à l'exception du coefficient de la variable d'inflation qui devient non significatif pour la région Atlantique.

La classification des régions d'après la valeur des coefficients des variables de taux de chômage est légèrement modifiée par rapport aux résultats obtenus pour la période 1975 à 1984. Ainsi la région Atlantique continue d'enregistrer les coefficients de U_t^{-1} et U_{t-n}^{-2} les plus élevés suivi, par ordre décroissant, du Québec, de la Colombie-Britannique, de l'Ontario et finalement des Prairies. Le Québec passe au deuxième rang devant la Colombie-Britannique alors que cette dernière occupait le deuxième rang pour la période de 1975 à 1984. Par ailleurs, il est intéressant de constater que la valeur des coefficients estimés de U_t^{-1} et U_{t-n}^{-2} est nettement plus élevée sur la période 1975 à 1984 comparativement à la période de 1972 à 1984 pour quatre des cinq régions canadiennes; le Québec constitue la seule région à afficher des coefficients de U_t^{-1} et U_{t-n}^{-2} qui restent stables entre les deux périodes d'estimation.

Une plus grande sensibilité de l'accroissement des salaires au taux de chômage sur la période de 1975 à 1984 peut être le résultat de deux effets conjugués. D'une part cette période coïncide avec les fluctuations importantes qu'a subi le marché du travail. Notamment la grande récession des premières années de cette décennie a pu occasionner une diminution de la rigidité des salaires aux conditions de la conjoncture sur le marché du travail. D'autre part la baisse du flux migratoire interrégional, apparue dans la deuxième moitié des années 1970, peut avoir accru la sensibilité des salaires aux conditions locales de la conjoncture. Ce deuxième facteur pourrait expliquer en partie la stabilité des coefficients des variables de taux de chômage observée pour le Québec, cette province ayant généralement enregistré une faible mobilité interrégionale de sa main-d'oeuvre.

Les coefficients estimés de la variable d'inflation ne varient que légèrement d'une période d'échantillon à l'autre. L'élasticité des variations de salaire par rapport à l'inflation reste significativement plus élevée au Québec comparativement à l'Ontario et quelque peu plus élevée par rapport aux Prairies. Les résultats se rapportant au coefficient

de cette variable pour la Colombie-Britannique et la région Atlantique demeurent ambivalents. Les coefficients des variables d'inflation anticipée et d'incertitude quant à l'évolution des prix ne sont pas statistiquement significatifs pour la région Atlantique contrairement aux résultats obtenus pour la période de 1975 à 1984. On constate l'inverse au niveau de la Colombie-Britannique dont le coefficient de l'inflation anticipée qui était significatif auparavant ne l'est plus pour la période de 1972 à 1984. Dans ces deux régions où le secteur des ressources naturelles occupe une place importante par rapport à l'ensemble de l'économie régionale, il est possible que le comportement des salaires face à l'inflation soit différent des autres régions.

Le coefficient estimé de la variable (V_{t-n}) de fluctuation de l'inflation a le signe attendu et est statistiquement significatif pour l'ensemble des régions, à l'exception de la région Atlantique où le coefficient de V_{t-n} a le mauvais signe. Ces résultats sont différents de ceux obtenus pour la période de 1975 à 1984. Le coefficient de V_{t-n} n'était significatif pour aucune des cinq régions. Il est possible que la prise en compte, dans notre deuxième échantillon, de la période de forte instabilité inflationniste de 1973 à 1975 ait rendu significative cette variable tenant compte de l'incertitude quant à l'évolution des prix. Le Québec et les Prairies constituent les deux régions où la sensibilité de l'accroissement des salaires à la variabilité de l'inflation est plus élevée.

Finalement, la variable de retombées salariales du secteur public affiche des coefficients estimés qui sont non significatifs ou de mauvais signe (cas des Prairies et de la Colombie-Britannique). Ce résultat est similaire à celui trouvé pour la période de 1975 à 1984.

5.3.2 - RESULTATS SUR LE DEUXIEME MODELE

Par ailleurs, le fait de remplacer le taux de chômage régional par la moyenne nationale du taux de chômage, dans le cadre du deuxième modèle, n'a pas donné de meilleurs résultats par rapport à ceux déjà présentés. On constate une baisse du niveau de signification des coefficients estimés et une perte de qualité du niveau d'explication de la variable dépendante par les variables explicatives.

5.3.3- RESULTATS SUR LE TROISIEME MODELE

Les résultats sur le troisième modèle sont similaires à ceux obtenus sur la période de 1975 à 1984. Pour l'ensemble des régions, les coefficients estimés des variables de retombées salariales interrégionales ne sont pas statistiquement significatifs ou n'ont pas le signe attendu.

Un dernier résultat a trait à la variable W_{it-1} . Cette variable a un coefficient statistiquement significatif et le signe attendu seulement pour l'Ontario et les Prairies. Ce résultat supporte l'hypothèse de l'existence de retombées salariales entre les conventions collectives au niveau macro-économique à l'intérieur de chacune de ces deux régions. Pour les trois autres régions les coefficients estimés sont non significatifs ou la valeur calculée de la statistique de Durbin-h est supérieure à 1,65. On constate d'après ces résultats que la présence d'autocorrélation des termes d'erreur dans les équations du premier modèle pour l'Ontario et les Prairies était par ailleurs compatible avec des effets de "spillover" entre les conventions collectives à l'intérieur de chacune de ces deux régions.

Finalement pour compléter la dernière étape de la présentation des résultats, nous rapportons ceux concernant les conventions collectives de 500 employés et plus.

5.4- LES CONVENTIONS COLLECTIVES DE 500 EMPLOYES ET PLUS

Les résultats d'estimation obtenus avec les données des conventions collectives de 500 employés et plus pour la période de 1975 à 1984 sont présentés au tableau 14.

Comme précédemment, les coefficients des variables de conjoncture locale ont le signe attendu et sont statistiquement significatifs pour l'ensemble des régions. Le coefficient des variables de taux de chômage demeure plus élevé dans la région Atlantique et au Québec comparativement à l'Ontario et les Prairies.

Le coefficient de la variable d'inflation est maintenant de signe attendu et statistiquement significatif pour les cinq régions. De plus,

Tableau 14

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								
	CTC	U_T^1	U_{T-N}^2	$(\dot{P}/P)_{T-N}$	CONT	V_{iT-N}	D_{iT-N}	\bar{R}^2	DW
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 (-1,7)	-8,1 (-1,9)	1,4 (3,5)	2,7 (2,1)	0,97 (3,1)	-2,3 (-2,7)	2,4 (0,8)	-6,4 (-2,1)	0,84	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.

(b) La définition des variables est la même qu'au tableau 12.

sauf pour la région Atlantique, l'élasticité de l'accroissement des salaires à l'inflation anticipée est plus élevée dans le cadre des équations sur les conventions collectives de 500 employés et plus comparativement aux conventions de 200 employés et plus. Un tel résultat était attendu compte tenu du pouvoir qu'ont les employés des grandes entreprises de mieux se protéger contre l'inflation.

On constate par ailleurs que les salaires sont déterminés en termes réels au Québec et dans les Prairies. Par contre en Ontario, les salaires sont déterminés en termes nominaux.

La variabilité de l'inflation n'influence pas de façon significative l'accroissement des salaires de quatre des cinq régions. Le coefficient de cette variable a le signe attendu et est statistiquement significatif uniquement pour les Prairies.

Par ailleurs, il est intéressant de constater que le coefficient de la variable de retombées salariales du secteur public sur le secteur privé a le signe attendu et est statistiquement significatif pour trois des cinq régions; soit la région Atlantique, le Québec et la Colombie-Britannique. Ces résultats sont différents de ceux obtenus précédemment alors qu'il n'était pas possible de déceler un lien significatif entre l'accroissement des salaires dans une région et des effets de retombées salariales du secteur public. Le cadre d'organisation des grandes entreprises (pouvoir des syndicats, types d'emploi, etc.) est possiblement plus propice aux retombées salariales du secteur public comparativement aux entreprises de taille plus faible.

Finalement, les résultats concernant les deuxième et troisième modèles ne sont pas différents de ceux obtenus avec les données sur le salaire hebdomadaire moyen et les données sur les conventions collectives de 200 employés et plus: on constate que la variable de conjoncture nationale lorsque substituée à la variable de conjoncture régionale n'a pas un meilleur pouvoir d'explication de l'accroissement des salaires. De plus les retombées salariales interrégionales n'ont pas un effet significatif sur la détermination des variations de salaire de chacune des cinq régions.

VI- ANALYSE COMPLEMENTAIRE DES RESULTATS

L'objectif de ce dernier chapitre est de faire la synthèse des résultats présentés au chapitre 5 et d'en dégager les implications pour l'ajustement des salaires au niveau régional des politiques de stabilisation appliquées au niveau national.

6.1- COMPARAISON INTERREGIONALE DE L'AJUSTEMENT DES SALAIRES

Les résultats présentés au chapitre 5 démontrent qu'il existe des marchés du travail indépendants pour chacune des cinq régions canadiennes. Pour chaque région les conditions locales de la conjoncture exercent une influence significative sur l'accroissement des salaires. Dans ce contexte on rejette l'hypothèse de l'existence de retombées salariales interrégionales ainsi que des retombées salariales en provenance de l'Ontario sur l'évolution des salaires dans les autres régions. Par ailleurs, lorsque nous remplaçons le taux de chômage régionalisé par le taux national, il se produit une diminution de la qualité de la relation de Phillips pour l'ensemble des régions et une baisse de la signification des coefficients estimés des variables de conjoncture U_t et U_{t-n} .

Il est intéressant de constater que l'ajustement des salaires au taux de chômage et à l'inflation est différent d'une région à l'autre. A partir des coefficients obtenus pour les variables U_t et U_{t-n} lors de l'estimation des équations de salaire du modèle I¹, nous avons calculé la sensibilité de l'accroissement des salaires lorsque les variables de chômage U_t et U_{t-n} varient d'une unité de pourcentage. Nous avons utilisé la moyenne de ces deux variables sur l'ensemble de la période pour effectuer les calculs. Les résultats sont présentés au tableau 15. La classification des régions par ordre décroissant de sensibilité de l'accroissement des salaires aux conditions locales de la conjoncture est la suivante:

- Prairies
- Colombie-Britannique
- Ontario
- Région Atlantique
- Québec.

1. Nous avons utilisé les estimations obtenues avec les données sur le taux de base des conventions collectives de 200 employés et plus pour la période 1975IV à 1984I. La classification obtenue ne change pas quelque soit l'échantillon utilisé.

Tableau 15

Augmentation (en %) des taux de salaire
correspondant à une baisse 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
Maritimes	0,8	2,0
Québec	0,2	1,7

De cette classification il ressort une corrélation entre le type de région et la sensibilité de l'accroissement des salaires aux conditions locales de la conjoncture. Cela reflète essentiellement les différences de structure industrielle, de degré d'ouverture du marché régional à la concurrence nationale et étrangère, les différences régionales quant aux lois et règlements se rapportant au marché du travail en vigueur dans chaque province, le degré de mobilité de la main-d'oeuvre, etc. Ainsi les régions plus spécialisées comme les Prairies et plus ouvertes à la concurrence internationale comme la Colombie-Britannique, affichent un degré de sensibilité des salaires aux conditions locales de la conjoncture supérieur à celui d'une région ayant une structure industrielle plus diversifiée comme l'Ontario. On constate qu'à moyen terme une diminution de 1 point de pourcentage du taux de chômage global entraîne une hausse des salaires respectivement de 3,5% et de 3,2% pour les Prairies et la Colombie-Britannique comparativement à 2,3% en Ontario.

La région Atlantique apparaît comme une exception dans cette classification puisque sa structure industrielle est très peu diversifiée. Cependant deux facteurs peuvent expliquer la faiblesse relative de la sensibilité de l'accroissement des salaires à une diminution du taux de chômage:

- le manque d'efficacité du marché du travail et le degré de protection du marché régional par des lois et règlements
- la mobilité interrégionale de la main-d'oeuvre des quatre provinces Maritimes.

Le Québec affiche la plus faible sensibilité de l'accroissement des salaires au taux de chômage malgré le poids des industries sensibles au niveau de l'activité économique (textile, vêtement, construction) dans l'ensemble de l'économie québécoise. Par contre, au Québec, les secteurs abrités de la concurrence et ceux régis par des lois et des règlements sont relativement importants. De plus, le secteur public et parapublic occupent également une place importante dans l'ensemble de l'économie. Ces trois facteurs influencent à la baisse la sensibilité des salaires aux conditions locales de la conjoncture au Québec.

On constate d'après ces résultats que l'évolution similaire de l'accroissement des salaires est attribuable à la position relative des courbes de Phillips régionales. Ainsi les équations de salaire de la région Atlan-

tique et du Québec affichent une ordonnée à l'origine supérieure à celle des trois autres régions. De plus, la pente de la courbe de Phillips pour ces deux régions est supérieure à celle de l'Ontario, de la Colombie-Britannique et des Prairies, rendant l'accroissement des salaires dans cette région plus inélastique par rapport à l'évolution du marché du travail.

Un autre facteur de différenciation des régions concerne l'ajustement des salaires à l'inflation. Le Québec enregistre une sensibilité de l'accroissement des salaires à l'inflation nettement supérieure à celle de l'Ontario. Cela explique partiellement pourquoi en 1979 le Québec a atteint la parité du salaire hebdomadaire moyen avec l'Ontario. Les Prairies se situent au deuxième rang quant à l'élasticité de l'accroissement des salaires à l'inflation suivies de la région Atlantique et enfin de l'Ontario. Pour la Colombie-Britannique l'influence de l'inflation sur l'accroissement des salaires ne ressort pas clairement.

6.2- IMPLICATIONS DES RESULTATS POUR LA POLITIQUE ECONOMIQUE

Les différences que l'on constate entre les régions quant à l'ajustement des salaires ont un impact direct sur l'efficacité des politiques de stabilisation. L'application des politiques budgétaire et monétaire doit nécessairement tenir compte des différences régionales de l'ajustement du marché du travail.

6.2.1- LA POLITIQUE BUDGETAIRE

L'application au niveau national d'une politique budgétaire expansionniste ayant pour effet de diminuer le taux de chômage aura des répercussions différentes sur l'accroissement des salaires selon la région. Ainsi le Québec, et à un degré moindre, la région Atlantique et l'Ontario, bénéficieraient davantage d'une telle politique puisque la sensibilité des salaires nominaux à une diminution du taux de chômage y est plus faible comparativement aux Prairies et la Colombie-Britannique. L'inflation des salaires occasionnée par une baisse du taux de chômage dans ces deux der-

nières régions pourrait entraîner un effet à la baisse sur la compétitivité des salaires à moyen terme comparativement à l'Ontario. De plus, l'impact régional d'une politique budgétaire macro-économique est fonction de la structure industrielle de chaque région. Puisque l'Ontario et à un degré moindre, le Québec, à cause de leur structure industrielle plus diversifiée, bénéficient davantage d'un accroissement de la demande intérieure, l'application d'une politique budgétaire expansionniste pourrait avoir un impact plus inégal si on tient compte du comportement de l'ajustement des salaires de chaque région.

Dans les Prairies et en Colombie-Britannique, l'inflation des salaires causée par une stimulation de la demande et une baisse du taux de chômage, peut à moyen terme réduire leur capacité concurrentielle et accroître leur taux de chômage. A court terme, au niveau national, cela aura pour effet d'accroître l'inflation des salaires.

Par ailleurs, l'application d'une politique budgétaire ayant comme objectif de diminuer les écarts régionaux du taux de chômage aurait pour conséquence de baisser l'inflation des salaires au niveau national. Cette diminution serait attribuable aux différences régionales de la sensibilité de l'accroissement des salaires aux conditions locales de la conjoncture. Puisque ce sont les régions où le taux de chômage est le plus élevé qui enregistrent la plus faible élasticité de l'accroissement des salaires au taux de chômage, une baisse du taux de chômage dans la région Atlantique et au Québec n'aurait pas un impact significatif à la hausse sur l'ajustement des salaires au niveau national. Par contre une hausse du taux de chômage dans les Prairies et en Colombie-Britannique ferait baisser l'inflation des salaires au niveau national.

6.2.2- LA POLITIQUE MONÉTAIRE

L'impact régional de la politique monétaire peut être différent d'une région à l'autre essentiellement pour deux motifs:

- la spécialisation industrielle de la région et,
- le fonctionnement régional du marché du travail.

Nous allons examiner cette différence sous l'angle du deuxième motif. L'application d'une politique monétaire expansionniste entraîne une hausse

du taux d'inflation qui sera absorbée presque entièrement par l'accroissement des salaires au Québec, dans les Prairies et, à un degré moindre dans la région Atlantique puisque les salaires y sont déterminés en termes réels. Le salaire réel ne variant pas (Québec) ou très faiblement (Atlantique) dans les trois régions, l'effet sur l'emploi sera également nul ou très faible. Par contre l'Ontario serait la région qui profiterait le plus d'une politique monétaire expansionniste car les salaires y seraient déterminés en termes nominaux. La hausse du taux d'inflation entraînerait une baisse du salaire réel et une augmentation de l'emploi. Ainsi une politique monétaire expansionniste aurait pour effet d'accentuer les écarts de taux de chômage entre les régions.

CONCLUSION

L'analyse de l'ajustement des salaires à partir des observations au niveau régional du marché du travail contribue à l'émergence d'informations nouvelles qui n'auraient pu être perçues par une approche globale à la détermination des salaires au niveau national.

Les résultats de nos estimations suggèrent l'existence de marchés du travail indépendants pour chacune des cinq régions canadiennes. Sur chacun de ces marchés les conditions locales de la conjoncture influencent l'accroissement des salaires. De plus, il n'existe pas de lien significatif entre les marchés régionaux dans la détermination des variations de salaire.

La fonction d'ajustement des salaires est cependant différente entre les régions. Les régions où le taux de chômage est le plus élevé par rapport à la moyenne nationale, enregistrent une faible sensibilité des salaires aux conditions locales de la conjoncture mais une forte sensibilité des salaires à l'inflation. Ces résultats peuvent expliquer pourquoi on observe à la fois une évolution similaire de l'accroissement des salaires pour toutes les régions malgré l'existence d'écarts importants quant aux tensions sur le marché du travail.

L'élaboration de politiques de stabilisation devrait tenir compte de ces différences dans le fonctionnement des marchés du travail sur le plan régional.

Bibliographie

- Bowers, J.K., Cheshire, P.C. et E.A. Webb, "The Change in the Relation Between Unemployment and Earnings Increases: A Review of some Possible Explanations", National Institute Economic Review, n^o2, 1978.
- Branson, W.H. et J.J. Remberg, "International Adjustment with Wage Rigidity", European Economic Review, vol. 13, 1980.
- Brechling, F., "Wage Inflation and the Structure of Regional Unemployment", Journal of Money, Credit and Banking, vol. 5, 1973.
- Burns, M.E., "Regional Phillips Curves: A Further Note", Bulletin Oxford University Institute of Economics and Statistics, vol 34, n^o3, août 1972.
- Courchene, T.J., "Canadian Confederation at the Crossroads: The Search to a Federal-Provincial Balance", Fraser Institute, Vancouver, 1978.
- Cousineau, J.M., "L'impact des chocs internationaux sur les ajustements salariaux au Canada", Ecole de relations industrielles, Université de Montréal, miméo, 1985.
- Cousineau, J.M., "La mobilité interprovinciale de la main-d'oeuvre au Canada: le cas de l'Ontario, de la Nouvelle-Ecosse et du Nouveau-Brunswick", L'Actualité économique, octobre-décembre 1979.
- Cousineau, J.M., Lacroix R. et Y. Rabeau, "La détermination des salaires dans les secteurs privé et public: une comparaison Québec, Ontario, Canada", Conseil du Trésor, Gouvernement du Québec, 1979.
- D'Amours, A., "Salaires, prix et chômage: une approche régionale", L'Actualité économique, n^o 4, janvier-mars 1972.
- Deruelle, D., "Détermination à court terme des hausses de salaire: études sectorielles et régionales", Annales de l'INSEE, n^o16, 1974.

Bibliographie (suite)

- Dussault, F. et R. Lacroix, "The Spillover Effects of Public Sector Wage Contracts in Canada", Cahier n^o8105, Département de sciences économiques et Centre de recherche et développement en économie, Université de Montréal, 1981.
- Fortin, P. et K. Newton, "Labor Markets Tightness and Wage Inflation in Canada", in M.N. Baily, *Workers, Jobs and Inflation*, Washington, Brookings, 1982.
- Grubb, D., Jackman R. et R. Layard, "Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countries", European Economic Review, vol.21, 1983.
- Hewings, G.J., "The Trade-off Between Agregate National Efficiency and Interregional Equity: some Recent Empirical Evidence", Economic Geography, vol. 54, n^o3, 1978.
- Kaliski, S.F., "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in Canada", International Economic Review, vol. 5, n^o1, 1964.
- King, L.J. et J.H. Forster, "Wage-Rate Change in Urban Labor Markets and Intermarket Linkages", *Papers of the Regional Science Association*, vol 3, 1973.
- Lacroix, R. et F. Dussault, "Spillovers in Wage Determination Process: A Theoretical Model", Cahier de recherche no 8308, Département de sciences économiques, Université de Montréal, 1983.
- Lacroix, R. et Y. Rabeau, *Politiques nationales, conjonctures régionales, la stabilisation économique*, Les Presses de l'Université de Montréal, 1981.
- Lipsey, R.G., "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis", Economica, vol 27, 1960.
- Mathur, V.K., "The Relation Between Rate of Change of Money Wage Rates and Unemployment in Local Labor Markets: some New Evidence", Journal of Regional Science, no 16, 1976.

Bibliographie (suite)

- Metcalf, D. et K. Cowling, "Wage-Unemployment Relationship: A Regional Analysis for the U.K. 1960-65", Bulletin of the Oxford Institute of Statistics, 1967.
- Perry, G.L., "Inflation in Theory and Practice", Brookings Papers on Economic Activity, Brookings Institutions, 1980.
- Perry, G.L., "What Have We Learned About Disinflation", Brookings Papers on Economic Activity, no 2, Brookings Institution, 1983.
- Rabeau, Y., "La stabilisation régionale au Canada", Commission royale d'enquête sur l'union économique, Gouvernement du Canada, 1985.
- Rabeau, Y., "La déflation au Canada et le comportement des salaires", cahier no 8443, Département de sciences économiques, Université de Montréal, 1984.
- Rabeau, Y., "Les salaires, les régions et la stabilisation économique", Département de sciences économiques, juillet 1985.
- Ridell, W.G., et Smith, P.M., "Expected Inflation and Wage Change in Canada, 1967-81", Revue Canadienne d'Economie, vol. 15, no 3, 1982.
- Ridell, W.G., "The Responsiveness of Wage Settlement in Canada and Economic Policy", Analyse de politique, vol. 9, no 1, 1983.
- Robert, J., "Les contrôles des salaires et les rigidités salariales", Département de sciences économiques, Université de Montréal, 1984.
- Rowley, J.C., et D.A. Wilton, "Quarterly Models of Wage Determination: Some New Efficient Estimates", American Economic Review, vol.63, 1973.
- Sachs, J., "Wages Flexible Exchange Rates and Macroeconomic Policy", The Quarterly Journal of Economics, vol. 4, 1980.

Bibliographie (suite)

- Silvestre, J.J. et G. Benhayoun, "La croissance des salaires nominaux: recherche d'un effet régional", Economie Appliquée, no 1, 1974.
- Smith, P.M., et D.A. Wilton, "Wage changes: The Frequency of Wage Settlement, The Variability of Contract Length and "Locked-in" Wage Adjustments", Economica, vol. 45, 1978.
- Swan, N., "The Feasibility of Regionalized Stabilization Policy", miméo, 1976.
- Thirlwall, A.P., "Regional Phillips Curves", Bulletin Oxford University, Institute of Economics and Statistics, vol.32, no 1, 1970.
- Thirsk, W., "Aspects régionaux de l'inflation et du chômage", Commission des prix et des revenus, Ottawa, 1973.
- Thomas, R. et P. Stoney, "Unemployment Dispersion as a Determinant of Wage Inflation in the U.K. 1925-66", Manchester School of Economic and Social Studies, 1971.
- Wachter, M., "The Changing Cyclical Responsiveness of Wage Inflation", Brookings Papers on Economic Activity, The Brookings Institution, nol, 1976.
- Webb, E.A., "Unemployment, Vacancies and the Rate of Change of Earnings: A Regional Analysis", Regional Papers III, Cambridge University Press, 1974.
- Wrage, P., "The Effects of Internal Migration on Regional Wage and Unemployment Disparities in Canada", Journal of Regional Science, vol. 20, 1981.

ANNEXE

Annexe 1

Définition des variables

1. Estimation des équation sur la rémunération hebdomadaire moyenne

$\frac{\dot{w}}{w}$: 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 trimestriel 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, cat. no 62-001.

CONT: Prend la valeur 1 de 1975-IV à 1978-II et 0 autrement pour tenir compte de la période des contrôles sur les salaires.

V_{iT-N} : Ecart-type de $\left(\frac{\dot{p}}{p}\right)$ pour la période t à t-4 sur 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, sur le taux d'augmentation annuelle 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

$\frac{\dot{w}}{w}$: Taux d'augmentation annuelle 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.

$\left(\frac{\dot{p}}{p}\right)_{t-N}$: 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, cat. no 62-001.

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

V_{iT-N} : Ecart-type de $\left(\frac{\dot{p}}{p}\right)$ pour la période t à t-4 sur la moyenne correspondante.

D_{iT-N} : Rapport entre les taux d'augmentation annuelle et les taux de base (moyenne de t-1 à t-4) du secteur commercial sur l'équivalent pour le secteur non commercial.

REMERCIEMENTS

Je voudrais remercier mon directeur Monsieur Yves Rabeau pour son support tout au long de la réalisation de ce mémoire ainsi que Monsieur Gerald Marion à titre de deuxième lecteur de ce travail.