

**UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL**

**ASPECTS MACRO-ÉCONOMIQUES DE L'ÉVOLUTION  
DU SYNDICALISME AU CANADA :  
UNE DISTINCTION ENTRE LES  
SECTEURS PRIVÉ ET PUBLIC**

**par**

**ELMUSTAPHA NAJEM**

**DÉPARTEMENT DE SCIENCES ÉCONOMIQUES  
FACULTÉ DES ARTS ET DES SCIENCES**

**Thèse présentée à la Faculté des études supérieures  
en vue de l'obtention du grade de  
Philosophiae Doctor (Ph.D.)  
en Sciences économiques**

**DÉCEMBRE 1994**

© Elmustapha Najem 1994

**UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL  
FACULTÉ DES ÉTUDES SUPÉRIEURES**

**Cette thèse intitulée :**

*"Aspects macro-économiques de l'évolution du syndicalisme au Canada : une distinction entre les secteurs privé et public"*

**présentée par :**  
**Elmustapha Najem**

**a été évaluée par un jury composé des personnes suivantes :**

**Thèse acceptée le :** \_\_\_\_\_

## SOMMAIRE

L'objet de cette thèse porte sur la recherche d'une meilleure compréhension des déterminants majeurs de l'évolution du syndicalisme au Canada durant les deux dernières décennies.

A la différence des études empiriques existantes sur la question, nous abordons le problème en procédant à une distinction entre le comportement des effectifs syndicaux du secteur privé et ceux du secteur public.

Par ailleurs, et en complément des hypothèses traditionnellement avancées pour expliquer le déclin dans les taux de syndicalisation, nous avons eu l'idée de vérifier l'incidence du développement de la petite entreprise sur l'évolution des effectifs syndicaux dans quatre grands sous-secteurs du secteur privé de l'économie canadienne.

Finalement, nous avons procédé à une vérification de l'impact sur notre variable dépendante de l'adoption de deux dispositions législatives à caractère normatif, à savoir la loi sur les normes de travail et la loi sur la santé et la sécurité au travail.

Pour ce faire, nous avons emprunté deux démarches différentes :

- l'une essentiellement descriptive dans laquelle nous nous sommes attaché d'une part, à faire ressortir les tendances profondes qui ont caractérisé l'évolution du mouvement syndical canadien durant la période 1966-1988, et ce en comparaison

Centre de recherche  
22 mars 1995

avec la situation qui prévaut aux États-Unis; d'autre part, à analyser certaines caractéristiques du régime des relations de travail qui ont potentiellement une incidence particulière sur la situation du syndicalisme au Canada;

- l'autre est plutôt de type analytique dans laquelle nous avons d'une part, procédé à un rappel des données de base ainsi que des principales hypothèses sous-jacentes à l'analyse économique du phénomène syndical; d'autre part, présenté dans un cadre empiriques nos principaux résultats d'estimation.

Les conclusions de ces deux démarches se complètent, voire convergent, et nous permettent de répondre que la cause principale de la stagnation du syndicalisme canadien résulte d'un effet de compensation entre la croissance du syndicalisme dans le secteur public, c'est-à-dire un peu partout où le gouvernement manifeste sa présence, et le déclin du syndicalisme dans le secteur privé, tout au moins, à partir des définitions que nous en avons données.

En ce qui concerne les causes de la croissance du syndicalisme dans le secteur public, il est permis de croire qu'elles proviennent essentiellement de l'ouverture des lois visant à compléter l'accès à la syndicalisation des employés relevant du budget de l'État. On y observe, toutefois, un effet de saturation commencé depuis 1967 et de possibles effets de resquillage (quoique cette question n'est pas tranchée) qui ralentissent le degré de pénétration syndicale au moment où les grands syndicats du secteur public réussissent à obtenir des augmentations de salaires généreuses.

Les causes du déclin observé dans le secteur privé seraient plutôt attribuables à l'émergence et à la croissance du phénomène de la petite entreprise posant d'importantes difficultés de pénétration syndicale en raison de coûts d'organisation plus élevés et possiblement, également, de bénéfices nets attendus plus réduits.

Une seconde cause serait celle d'une croissance plutôt modeste de l'emploi dans les grandes entreprises syndiquées. Finalement, la piètre performance de l'économie canadienne en matière de chômage a pu également contribuer à réduire la croissance des effectifs syndicaux dans le secteur privé.

Par contre, l'effet de nos deux variables législatives sur la croissance des effectifs syndicaux du secteur privé s'est avéré positif et statistiquement significatif confirmant ainsi la validité de l'hypothèse de l'État complément.

## TABLE DES MATIÈRES

<b>Sommaire</b>	iii
<b>Table des matières</b>	vi
<b>Liste des tableaux</b>	viii
<b>Liste des graphiques</b>	xi
<b>Remerciements</b>	xii
<b>Dédicace</b>	xiii
<b>Introduction</b>	1
<b>Première partie</b>	
Croissance du mouvement syndical et caractéristiques du régime des relations du travail au Canada	8
<b><i>Chapitre I</i></b>	
Les tendances profondes du mouvement syndical canadien durant la période 1966-1988	11
Section 1 : La densité syndicale globale	12
Section 2 : Le secteur privé	21
Section 3 : Le secteur public	30
<b><i>Chapitre II</i></b>	
Le régime des relations de travail et la situation du syndicalisme au Canada	41
Section 1 : Une brève rétrospective historique	43
Section 2 : De certaines caractéristiques du régime des relations de travail et de leur incidence sur l'évolution des effectifs syndicaux	50
<b>Deuxième partie</b>	
Croissance du mouvement syndical : les aspects théoriques et l'évidence empirique	68
<b><i>Chapitre I</i></b>	
Les données théoriques de base et les principales hypothèses sous-jacentes à l'analyse économique du phénomène syndical	73
Section 1 : La demande de services syndicaux	76

Section 2 : L'offre de services syndicaux	82
Section 3 : Le niveau d'équilibre e la syndicalisation	87
<b>Chapitre II</b>	
La variation intertemporelle des effectifs syndicaux : l'évidence empirique et les résultats d'analyse des données en série chronologique	93
1.Le chômage et les variations de l'emploi	97
2.La densité syndicale déjà atteinte	99
3.L'effet de la petite entreprise	101
4.Les salaires réels et nominaux	104
5.Les contrôles de prix et de revenus et autres variables	106
6.Les résultats des estimations	111
6.1.La période base : 1967-1982	111
6.2.La période "prolongée" : 1967-1988	125
<b>Chapitre III</b>	
La législation du travail et l'évolution des effectifs syndicaux du secteur privé : une analyse interprovinciale combinant des données en coupe instantanée et en série chronologique	138
Section 1 : Description des données et discussion de la méthodologie utilisée	143
Section 2 : Les résultats d'analyse	159
<b>Chapitre IV</b>	
Les déterminants du statut syndical des individus en présence de lois sur le salaire minimum: un réexamen théorique et une analyse empirique à partir de données individuelles	170
Section 1: Un réexamen théorique de l'effet salarial syndical en présence d'un salaire minimum garanti	175
Section 2 : Présentation des variables, des données et de la méthodologie	180
Section 3 : Les résultats d'analyse	199
<b>Conclusion générale</b>	208
<b>Voie de recherche à venir</b>	213
<b>Annexe I</b>	
Définition des variables et sources de données	216
<b>Annexe II</b>	
D'autres prévisions sur la petite entreprise et résultats d'estimation découlant de leur utilisation	219
<b>Annexe III</b>	
Évolution de la part de l'emploi dans les petites entreprises au Canada:1967-1982	224

**Annexe IV**

Tableau récapitulatif des dates d'adoption de la loi sur les normes de travail (LNT) et la loi sur la santé et la sécurité au travail (LSST) dans sept provinces canadiennes 225

**Bibliographie**

226



## LISTE DES TABLEAUX

Tableau I : Effectifs syndicaux et densité syndicale globale au Canada : 1966-1988	16
Tableau II : Densité syndicale du secteur privé canadien et sa décomposition par branche d'activité : 1966-1988	22
Tableau III : Densité syndicale du secteur public canadien et sa décomposition par branche d'activité : 1966-1988	31
Tableau IV : Période de base 1967-1982 : résultats des estimations du modèle de détermination des effectifs syndicaux du secteur privé (m.c.o.)	115
Tableau V : Période de base 1967-1982 : résultats des estimations du modèle de détermination des effectifs syndicaux : variantes (secteur privé, m.c.bl)	
Tableau VI : Période de base : 1967-1982 : résultats des estimations pour le secteur public	119
Tableau VII : "Seemingly unrelated regression equations": période de base (1967-1982)	122
Tableau VIII : Tests de simultanéité (1967-1982)	124
Tableau IX : Estimation de "PE" par moindres carrés ordinaires (1966-1982)	127
Tableau X : Données de base de "PE" et les prévisions résultant de l'utilisation des résultats d'estimation du tableau 9	128
Tableau XI : Résultats des estimations du modèle de détermination des effectifs syndicaux du secteur privé : 1967-1988 (m.c.o.)	131
Tableau XII : Résultats des estimations du modèle de détermination des effectifs syndicaux du secteur public : 1967-1988 (m.c.o.)	135
Tableau XIII : Tests de simultanéité : 1967-1988	136
Tableau XIIIa: Législation du travail et évolution des effectifs syndicaux du secteur privé : les résultats des estimations	166
Tableau XIV : La définition des variables	192
Tableau XV : Les moyennes des variables	195

Tableau XVI : Résultats des estimations à l'aide de micro-données	199
Tableau XVII : Données de base et d'autres prévisions sur "PE"	219
Tableau XVIII : Résultats d'estimation (m.c.o.) du modèle de détermination des effectifs syndicaux du secteur privé : 1967-1988 : variantes utilisant les données du tableau XIV	221
Tableau XIX : Tests de simultanéité : 1967-1988; première variante utilisant les données du tableau XIV	222
Tableau XX : Tests de simultanéité : 1967-1988; deuxième variante utilisant les données du tableau XIV	223

## LISTE DES GRAPHIQUES

Graphique 1	: Évolution de la part de l'emploi dans les petites entreprises au Canada : 1967-1982	224
-------------	--	-----

## REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier mon directeur de recherche, M. Jean-Michel Cousineau dont les conseils judicieux, les commentaires pertinents et le sens critique m'ont aidé à préciser ma pensée et à mener à bien cette tâche.

Malgré ses préoccupations multiples, Monsieur Cousineau n'a ménagé aucun effort et a su, avec l'efficacité de travail qu'on lui reconnaît, m'accorder un soutien total tout au long du cheminement de cette recherche.

Mes remerciements s'adressent aussi aux autres membres du jury, les professeurs M. Marcel Dagenais, M. Thomas Lemieux, M. François Vaillancourt, M. Bernard Fortin, M. Yves Sprumont et Mme. Martine Vernier, pour leurs commentaires constructifs.

Je désire enfin exprimer ma gratitude et remercier de façon particulière les personnes suivantes :

- Madame Suzanne Larouche-Sidoti du Département de sciences économiques de l'Université de Montréal et Madame Johanne Quesnel du Département de relations industrielles de l'Université du Québec à Hull pour avoir produit ce texte avec une habileté et une efficacité remarquables;
- Hélène Simard pour sa merveilleuse patience, ses encouragements et son soutien inconditionnels.

*DÉDICACE*

*A la mémoire de mon père : Haj M'hammed Najem*

*A ma très chère mère : Fatna Mahrach*

*A mes frères et soeurs*

## **INTRODUCTION**

L'objet principal de cette thèse porte sur la recherche d'une meilleure compréhension des déterminants majeurs de l'évolution du syndicalisme au Canada durant les deux dernières décennies.

Notons à cet effet, que les récents travaux américains sur l'évolution intertemporelle des effectifs syndicaux font état d'une divergence de comportement du syndicalisme dans le secteur public et celui du secteur privé : alors que ce dernier poursuivait son déclin amorcé il y a déjà près de trente-cinq ans, le syndicalisme dans le secteur public américain manifestait des signes d'expansion marquée (Freeman, Richard, 1986). Diverses hypothèses ont été avancées pour expliquer cette divergence de comportement (Lazear, E.P., 1988), néanmoins, à notre connaissance, aucune d'elles n'a été soumise à une évaluation économétrique.

Dans le cas canadien, où nous observons une certaine stagnation du mouvement syndical dans son ensemble (Meltz, 1985 et 1990; Bélanger et Mercier, 1986; Kumar, 1993; Riddell, 1993), la question de l'évolution des effectifs syndicaux dans les secteurs privé et public n'a été que très peu discutée et on n'y trouve pas davantage de modèles économétriques distincts pour chacun de ces secteurs d'activité.

Or, sur le plan analytique, il y a de fortes raisons de penser que le comportement des effectifs syndicaux pour chacun de ces secteurs affiche une sensibilité différente aux mêmes variables. Tout d'abord, les mouvements de la demande globale n'ont pas les

mêmes effets sur l'emploi et la fermeture des entreprises dans les deux secteurs. Reder (1988) ajoute, pour sa part, que les représailles de la part des employeurs en vue de s'opposer à l'accréditation syndicale, de même que les bénéfices escomptés de la syndicalisation s'avèrent fort différents d'un secteur à l'autre.

En plus, la valeur d'un modèle agrégé englobant à la fois les deux secteurs peut être sensiblement réduite s'il s'avère qu'une variable indépendante (le chômage par exemple) affecte une variable dépendante composée de deux mouvements contradictoires et hétérogènes comme c'est le cas aux États-unis de la variation annuelle en pourcentage du total des effectifs syndicaux. Ces différentes considérations justifient amplement la spécification des deux équations distinctes pour les secteurs privé et public.

Par ailleurs, nous croyons que la liste des facteurs invoqués par Freeman (1988) et Reder (1988), pour expliquer la chute du syndicalisme dans le secteur privé américain, n'est pas nécessairement complète. Dans le cas du Canada, tout au moins, les progrès de l'économie et de l'emploi au cours des vingt dernières années ont été principalement réalisés à travers une expansion rapide et soutenue de la petite et moyenne entreprise. Selon nos estimations<sup>1</sup>, la part de l'emploi dans les entreprises de vingt employés ou moins est passée de 24 pour cent à 37 pour cent de l'emploi total au cours de la période

---

<sup>1</sup>Calculs obtenus à partir de l'écart entre les données de l'emploi total (La population active, Statistique Canada, Cat. no 71-001) et les données sur l'emploi dans les entreprises de 20 employés ou plus (Emploi, gains et durée du travail, Statistique Canada, Cat. no 72-002). Cf. graphique 4 de l'annexe III pour avoir une idée sur la tendance du phénomène durant la période 1967 à 1982.



1967-1982. C'est donc un phénomène majeur qui a caractérisé le développement du marché du travail canadien depuis le milieu des années soixante.

Sur le plan analytique, un tel changement a pu exercer de fortes pressions à la baisse sur le potentiel de formation de nouvelles unités d'accréditation syndicales dans le secteur privé. Ces petites unités étant plus difficilement syndiquables, on peut croire que leur multiplication à travers le temps a pu contribuer à freiner l'expansion du syndicalisme dans le secteur privé canadien sans affecter de quelque manière le développement du syndicalisme dans le secteur public.

D'un autre côté, le simple fait que la croissance de l'emploi soit plus faible dans les grandes entreprises syndiquées du secteur privé peut, à lui seul, expliquer une tendance au déclin dans la densité syndicale de ce secteur. Cette hypothèse, pas plus que les autres, n'a été vérifiée empiriquement. La distinction de rigueur entre l'évolution des effectifs syndicaux dans les secteurs privé et public canadiens nous permettrait de procéder à ce type de vérification. Les résultats ainsi obtenus nous serviraient également de réponse à une question importante qui s'adresse plus spécifiquement au contexte canadien, à savoir quelles sont les causes de la stagnation observée au niveau de la densité syndicale globale?

Finalement, la dernière question qui a retenu notre attention est relative à l'impact de la législation du travail sur l'évolution des effectifs syndicaux. A ce niveau, il

apparaît que lorsque l'on a affaire à des lois qui protègent plus particulièrement les travailleurs non syndiqués (lois sur les normes de travail par exemple) l'effet n'est pas clair à priori. D'une part, Neuman et Rissman (1984) prétendent que ces lois peuvent directement réduire les bénéfices de la syndicalisation si elles accordent aux travailleurs non syndiqués les mêmes avantages qu'ont les travailleurs syndiqués. En ce sens, elles jouent à titre de substitut au syndicalisme et peuvent nuire à son développement.

D'autre part, Migué (1983) avance une contre hypothèse à cet effet présumé. Son argumentation consiste à considérer ce genre de lois comme une "protection" pour les groupes de travailleurs syndiqués et qu'en son absence, la concurrence que les travailleurs non syndiqués leur mèneraient serait intolérable. En conséquence, le mouvement syndical a besoin de telles mesures pour protéger son rapport de force. Il apparaît donc que ce type de loi agit simultanément sur deux facteurs à la fois, à savoir les bénéfices de la syndicalisation (effet à la baisse) et le rapport de force des syndiqués (effet à la hausse). Il convient donc d'estimer l'effet net de ces deux forces contraires.

Pour répondre à l'objectif principal de cette thèse et aux interrogations qui en découlent, nous empruntons deux démarches différentes.

Dans la première partie, nous utilisons une démarche purement descriptive dans laquelle nous nous attachons, dans un premier chapitre, à faire ressortir les tendances profondes qui ont caractérisé l'évolution du mouvement syndical canadien durant les

deux dernières décennies, et ce en comparaison avec la situation des États-Unis.

Dans le deuxième chapitre, nous analysons certaines caractéristiques du régime des relations de travail qui ont potentiellement une incidence particulière sur la situation du syndicalisme au Canada.

Dans la deuxième partie, nous utilisons une démarche de type analytique en consacrant le premier chapitre à un rappel des données de base ainsi que des principales hypothèses sous-jacentes à l'analyse économique du phénomène syndical.

Le deuxième chapitre constitue un cadre empirique dans lequel nous présentons nos principaux résultats d'estimation à partir de données en série chronologique.

Le troisième chapitre constitue à son tour, un cadre empirique qui s'adresse particulièrement à la vérification de l'impact sur l'évolution des effectifs syndicaux de l'adoption de deux dispositions législatives à caractère normatif, à savoir la loi sur les normes de travail et la loi sur la santé et la sécurité au travail dans sept provinces canadiennes.

Dans le quatrième chapitre, nous procédons à un réexamen du modèle de Lee(1978) pour l'adapter à une situation où il existe une loi imposant un salaire minimum, et nous testons plusieurs des hypothèses formulées, à partir de micro-données

sur les travailleurs.

Enfin, nous résumons les différents éléments de notre réflexion dans une conclusion générale et proposons, par la suite, une voie de recherche à venir.

**PREMIERE PARTIE**

**Croissance du mouvement syndical et caractéristiques  
du régime des relations de travail au Canada**

## *Introduction*

Alors qu'aux États-Unis, les taux de syndicalisation sont à la baisse depuis plus de trente ans, la densité syndicale au Canada apparaît relativement stable (Meltz, 1985 et 1990; Bélanger et Mercier, 1986; Kumar, 1993; Riddell, 1993). Pourtant, malgré les différences entre les économies des deux pays, leurs institutions et leurs systèmes de relations industrielles, les similitudes<sup>2</sup> demeurent nombreuses et on peut se demander si l'apparente stabilité de la syndicalisation canadienne ne camoufle pas les tendances profondes qui ont marqué son évolution passée et sa situation actuelle.

En effet, depuis l'apparition des premiers syndicats au Canada vers le début du 19<sup>e</sup> siècle jusqu'à nos jours, l'évolution des effectifs syndicaux s'est caractérisée par une progression par pallier.

Aussi, si le mouvement syndical canadien s'est bien adapté aux changements qui sont survenus sur la scène économique, politique et législative, il n'en reste pas moins que sa composition a beaucoup changé avec le temps.

Il existe bien une littérature théorique et empirique traitant des déterminants économiques de la croissance syndicale. Cet aspect de la question sera largement discuté dans la deuxième partie de cette thèse à l'occasion de la présentation de nos propres résultats économétriques.

---

<sup>2</sup>Sur la question des différences et des similitudes des mouvements syndicaux au Canada et aux États-Unis, le lecteur peut se référer à Pradeep Kumar (1987-11).

Néanmoins, dans le cadre d'une approche purement descriptive, nous consacrons le chapitre I de cette première partie de notre travail à la recherche des tendances profondes qui ont caractérisé l'évolution du mouvement syndical canadien durant la période 1966-1988. Nous accordons une attention particulière à la distinction entre l'évolution des effectifs syndicaux des secteurs privé et public, ainsi qu'au niveau des différentes branches d'activité composant les deux secteurs.

Dans le deuxième chapitre, nous discutons du rapport entre certaines caractéristiques du régime de relations du travail et la situation du syndicalisme au Canada.

La conclusion résume les différents éléments de notre réflexion.

## **CHAPITRE I**

### **Les tendances profondes du mouvement syndical canadien durant la période 1966-1988**



### *Section 1: la densité syndicale globale*

Les fluctuations des effectifs syndicaux dans le temps et les différences observées entre les densités syndicales de plusieurs pays faisant face à des conditions économiques similaires ont donné lieu, durant les deux dernières décennies, à une recrudescence des travaux portant sur l'analyse des déterminants de la syndicalisation et de sa croissance<sup>3</sup>.

Freeman (1989a) rapporte, à ce sujet, qu'entre 1970 et 1986, la densité syndicale a considérablement augmenté au Danemark, en Finlande, en Suède et en Belgique. Par contre, elle a baissé en Australie, au Japon, aux États-Unis, aux Pays-Bas, en Italie et en Grande-Bretagne.

De son côté, Chaykowski (1994) souligne que la comparaison internationale des densités syndicales fait ressortir l'importance de leurs variations d'un pays à l'autre. C'est ainsi qu'en 1988, la densité syndicale canadienne qui était de l'ordre de 36.5% se comparait à celles de la Grande-Bretagne (46.1%) et de l'Allemagne de l'ouest (40.1%), était de loin inférieure à celles de la Suède (96.1%) et de l'Italie (62.7%), mais dépassait celles des États-Unis (16.8%) et du Japon (26.8%).

---

<sup>3</sup>Farber et Krueger (1992); Chaison et Rose (1990, 1991a, 1991b); OCDE (1991); Riddell (1993); Eaton (1992); Meltz (1985, 1989a, 1989b, 1990); Freeman (1988, 1989a, 1989b); Troy (1990a, 1992); Hecker et Hallock (1991).

Ces quelques données assez générales, nécessitent deux remarques:

- la première est à l'effet que les comparaisons internationales de la croissance syndicale sont particulièrement difficiles à établir du fait qu'il existe des différences considérables portant d'une part sur ce que l'on pourrait considérer comme étant un syndicat, d'autre part sur l'évaluation que l'on pourrait faire du nombre de personnes qui sont actuellement membres d'un syndicat et enfin, sur la perception que l'on pourrait avoir de la notion de potentiel à syndiquer <sup>4</sup>.

Freeman (1989a, p.3) débute son analyse comparative par la mise en garde suivante:

*"even the most careful estimates of union density provide only crude indicators of cross-country differences in union strength and must be informed by direct knowledge of institutions so as not to be misleading".*

- La deuxième remarque tient au fait que malgré les limites imposées par la question de qualité et de comparabilité des données au niveau international, les analyses comparatives ne perdent pas pour autant de leur pertinence. En effet, quand elles sont bien menées, elles permettent au chercheur de faire ressortir les spécificités d'un pays en particulier et lui donnent une excellente occasion de tester, voire d'enrichir sa construction théorique abstraite en la confrontant à des données empiriques représentant des réalités hétérogènes.

L'analyse de l'évolution des effectifs syndicaux canadiens en comparaison avec la situation qui prévaut dans d'autres pays nous permet d'apprécier la portée de cette

---

<sup>4</sup>Pour une discussion détaillée de cette question de qualité et de comparabilité des données relatives à la croissance de la syndicalisation, le lecteur peut se référer à Chaison et Rose (1991).

deuxième remarque à sa juste valeur. À cet égard, les données rapportées ci-dessus, en particulier celles de Chaykowski (1994) sont d'autant plus révélatrices qu'elles font ressortir la situation relativement surprenante qui prévalait en 1988.

En effet, et contrairement à toute attente raisonnable, la densité syndicale au Canada s'écartait considérablement de celle des États-Unis, mais se situait à un niveau relativement comparable à celui de certains pays européens. En relatant ces faits, Chaykowski (1994) a été amené à formuler le commentaire suivant:

*"The industrial systems in European countries and Japan are quite distinct from the systems prevailing in either Canada or the United States - which have a similar lineage. Consequently, one might reasonably expect substantial differences in the levels of unionization to develop between European countries on the one hand, and Canada and the United States on the other. The emergence of significant differences in overall union membership growth and density levels between the two countries has therefore stimulated further scrutiny" (pp. 121 et 125).*

Ce commentaire suggère un examen minutieux de la différence observée entre la croissance de la syndicalisation au Canada et celle des États-Unis. Dès lors, le recours à une perspective historique plus longue s'impose et nous amène à soulever les questions suivantes:

- Quelle a été l'évolution des effectifs syndicaux et de la densité syndicale au Canada durant les dernières décennies ?
  
- Comment pourrait-on caractériser cette évolution par rapport à la croissance de la syndicalisation aux États-Unis ?

Pour répondre à ces questions nous nous référons d'abord au tableau I qui présente les effectifs syndicaux et la densité syndicale au Canada pour la période 1966-1988.

**Tableau I**  
**Effectifs syndicaux et densité syndicale**  
**au Canada : 1966 - 1988**

Année	Effectifs syndicaux <sup>5</sup>	Densité syndicale <sup>6</sup>
1966	1 698 120	29,9070
1967	1 836 480	31,6579
1968	1 927 550	32,1686
1969	1 996 120	32,0507
1970	2 001 460	31,5141
1971	2 075 090	30,7785
1972	2 076 030	29,2029
1973	2 265 800	30,9493
1974	2 360 100	31,0826
1975	2 406 770	30,5893
1976	2 456 380	30,9056
1977	2 497 330	31,0652
1978	2 602 250	30,6508
1979	2 731 180	29,3992
1980	2 779 540	30,8906
1981	2 836 810	31,6432
1982	2 731 000	31,6858
1983	3 066 500	34,2588
1984	3 167 020	34,3457
1985	3 203 380	33,5538
1986	3 277 850	33,5432
1987	3 327 610	32,8361
1988	3 406 260	33,0000

Source : Voir l'annexe I.

<sup>5</sup>Ces données n'incluent pas les industries de la construction.

<sup>6</sup>Le dénominateur est constitué par les travailleurs rémunérés non agricoles. Il exclut, bien entendu, les travailleurs de la construction.

Ce qui ressort immédiatement de la lecture de ce tableau, c'est la stabilité de la densité syndicale depuis 1966-1967 et par là, la stagnation du mouvement syndical canadien dans son ensemble à l'exception d'un léger bond enregistré en 1983. De 1967 à 1982, la hausse de près de 49% du nombre de syndiqués n'a pas modifié le rapport entre les effectifs syndicaux et les travailleurs rémunérés non agricoles. La densité syndicale moyenne durant cette période s'établit à 30%, et la légère hausse enregistrée depuis 1983 n'a fait que ramener la moyenne de toute la période (1966-1988) au niveau de la densité syndicale de 1967, c'est-à-dire à près de 31,60%<sup>7</sup>.

En utilisant des données qui proviennent de Travail Canada et qui couvrent la période 1945-1992, Kumar (1993) soutient qu'à l'exception d'une légère baisse enregistrée au début des années 1960 et durant la récession de 1982, les effectifs syndicaux canadiens ont augmenté depuis 1946 de façon régulière et soutenue. La densité syndicale est ainsi passée de 24% en 1945 à plus de 37% en 1992. L'auteur précise que durant la période immédiate de l'après-guerre, la densité syndicale a augmenté considérablement; qu'elle a fluctué entre 28 et 33 pour cent de 1951 à 1972 et qu'à la suite de la reconnaissance des droits d'association et de négociation dans le secteur public, elle a repris sa tendance à la hausse durant les années 1970 et ce jusqu'au début des années 1980.

---

<sup>7</sup>Il est à noter que la densité syndicale du secteur public a connu une forte hausse en 1983 qui s'est répercutée sur la densité syndicale globale (privée plus publique). Cette hausse est due au fait qu'à partir de 1983, Statistique Canada a commencé à inclure les effectifs des associations de professionnels (enseignants, policiers, infirmiers, ...).

Par ailleurs, Kumar (1993) rapporte que du côté des États-Unis, la croissance des effectifs syndicaux a été relativement irrégulière atteignant, ainsi, un sommet historique en 1975 et enregistrant un déclin accéléré par la suite. L'auteur précise que durant la période allant de 1950 à 1961, le nombre de syndiqués a fluctué entre 14.3 millions et 16.5 millions. La tendance à la hausse qu'il a amorcé par la suite, résulte essentiellement de la syndicalisation des employés du gouvernement de telle sorte qu'en 1975, les effectifs syndicaux ont franchi le cap de 22.2 millions. À partir de cette date, le mouvement syndical américain a connu une érosion considérable de ses membres de sorte qu'en 1992, on ne comptait que 16.4 millions de syndiqués ce qui équivaut à un retour à la situation qui prévalait au milieu des années 1950.

Selon Kumar (1993), le déclin des effectifs syndicaux américains est encore plus frappant quand on l'apprécie en termes de densité syndicale globale. Cette dernière a enregistré une tendance soutenue à la baisse passant d'un sommet historique de 32.5% atteint en 1953 à 15.1% en 1992. Notons d'une part, que ce dernier pourcentage représente un retour aux niveaux de syndicalisation observés aux États-Unis au milieu des années 1930. D'autre part, il correspond à peine à la moitié de la densité syndicale enregistrée au Canada en 1992.

La divergence au niveau de l'évolution de la densité syndicale des deux pays a commencé à se manifester de façon claire à partir du début des années 1960. Selon Kumar (1993, p. 14):

*"The divergence in union density between the two countries has been particularly striking since 1962, the year in which the proportion of the workforce organized in both countries was almost identical at 30 percent. Between 1945 and 1962 changes in union density in Canada and the United States tracked closely, and the density levels south of the border were either higher than or close to those in Canada. Since 1962, however, American union density has continued to decline while Canadian density has been rising or stable. The proportion of non-agricultural workers affiliated to unions in Canada is now more than twice the American level!"*

Nous devons rappeler néanmoins, que la première remarque soulevée plutôt à propos des comparaisons internationales de la croissance de la syndicalisation, nous invite à être prudent lorsqu'il s'agit d'interpréter les tendances que nous venons de dégager.

À ce sujet, Chaison et Rose (1991, p. 12), soutiennent que:

*"...trends in union membership should be interpreted with great care. Aggregate data obscure the direction and magnitude of changes among the components of union growth as well as the divergent trends in the public and private sector".*

Dans l'analyse qui suit, nous procédons à divers découpages qui vont nous permettre de mieux cerner la réalité de la stagnation apparente de la densité syndicale globale au Canada et de l'écart qu'elle affiche par rapport à ce qui prévaut aux États-Unis.

Un premier pas dans la recherche d'une meilleure compréhension de ce phénomène consiste à en étudier l'évolution au niveau des secteurs privé et public.



Il importe de souligner, à ce propos, qu'il n'existe pas de consensus sur une définition stricte et tranchée des deux secteurs. Néanmoins, dans notre démarche, nous suivons Ponak (1982)<sup>8</sup> qui définissait le secteur public comme étant celui qui englobait à la fois les employés des trois niveaux de l'administration gouvernementale (municipale, provinciale et fédérale), l'éducation, la santé et les entreprises publiques ou sociétés de la Couronne telles que Air Canada, Hydro-Québec, Postes Canada, etc. La plupart de ces entreprises sont principalement concentrées dans le secteur des transports, communications et services d'utilité publique. D'où la définition du secteur public que nous avons retenue est celle qui porte sur les trois administrations gouvernementales, l'ensemble des services personnels et communautaires<sup>9</sup>, le transport, les communications et les services d'utilité publique. Nous avons préféré donner une définition large du secteur public de façon à s'assurer d'une définition la plus stricte possible pour le secteur privé. Celui-ci est composé des industries manufacturières, primaires, du commerce et des finances. Le secteur particulier de la construction est exclu de nos observations.

---

<sup>8</sup>Statistiques Canada (1992, p.12), adopte la même définition du secteur public.

<sup>9</sup>Les données sur les effectifs syndicaux que nous utilisons proviennent de CALURA (Loi sur les déclarations des corporations et des syndicats ouvriers). Or cette source ne donne pas d'information sur les composantes de l'ensemble des services personnels et communautaires de telle sorte qu'il nous est impossible de savoir quelle est la proportion des effectifs syndicaux de cette branche d'activité qui appartiendrait au secteur privé et l'autre qui appartiendrait au secteur public. Néanmoins, J. K. Eaton (1976) présente des données détaillées sur l'évolution des effectifs syndicaux de cette branche d'activité durant la période 1962-1970. Il ressort de ces données qu'en 1962, 53.6% des effectifs syndicaux de l'ensemble des services personnels et communautaires provenait de l'éducation et des services de santé. Cette proportion n'a pas cessé d'augmenter depuis pour atteindre 69.8% en 1970.

## *Section 2 : Le secteur privé*

Le tableau II présente les densités syndicales dans les quatre branches d'activité du secteur privé tel que nous venons de le définir et ce, pour la période 1966-1988. Comme nous pouvons le constater à la lecture de ce tableau, le mouvement syndical canadien connaît un recul très important dans les branches d'activité qui étaient considérées traditionnellement comme la chasse gardée du syndicalisme, et il s'agit en l'occurrence des industries primaires et manufacturières. Dans le premier cas, la tendance à la baisse est très marquée dans la mesure où la densité syndicale dans ces industries primaires est passée de presque 56% à la fin des années 60 à environ 34% à la fin des années 80.

**Tableau II**  
**Densité syndicale du secteur privé canadien et sa décomposition**  
**par branche d'activité : 1966 - 1988**

Année	Secteur privé	Industries primaires	Industries manufacturières	Commerce	Finances
1966	27,97	55,86	43,30	5,28	3,73
1967	29,95	56,02	44,14	8,89	3,16
1968	29,93	55,60	43,75	10,97	2,59
1969	29,26	55,60	43,72	8,86	2,37
1970	27,68	42,72	44,59	6,62	0,74
1971	26,39	33,15	41,69	8,46	0,80
1972	24,76	39,32	39,08	7,34	1,20
1973	26,52	42,91	43,73	7,01	1,25
1974	26,52	44,61	43,77	7,64	1,78
1975	26,14	44,71	45,40	7,82	2,76
1976	25,86	41,51	43,50	8,51	2,71
1977	25,92	42,66	45,67	8,09	2,34
1978	24,56	38,97	42,96	7,51	2,28
1979	23,99	34,17	40,87	7,75	2,37
1980	24,98	34,78	43,21	8,92	2,54
1981	25,38	39,70	44,33	8,90	2,80
1982	24,44	35,00	44,26	8,99	3,04
1983	23,41	33,62	41,84	9,08	2,55
1984	22,40	30,78	39,10	9,80	2,71
1985	21,89	31,11	37,93	9,92	2,71
1986	21,72	34,01	38,26	9,79	2,83
1987	21,27	35,00	36,91	10,07	3,02
1988	21,66	33,66	36,81	10,36	3,36

**Source :** Calcul de l'auteur à partir des données sur l'emploi et les effectifs syndicaux. Le lecteur est prié de se référer à l'annexe I qui donne la source de toutes les données utilisées.

Pourtant la part de l'emploi dans les industries primaires par rapport à l'emploi total du secteur privé est restée relativement stable durant toute la période se situant ainsi entre 5% et 6%<sup>10</sup>. C'est dire qu'il y a eu une forte baisse de la représentativité syndicale au niveau de cette branche d'activité et que l'on ne peut attribuer à un quelconque changement dans la structure sectorielle des emplois qui serait défavorable aux industries primaires.

Au niveau des industries manufacturières, nous observons la même tendance à la baisse de la représentativité syndicale quoiqu'elle y est moins prononcée que dans le cas des industries primaires. De 1966 à 1988, la densité syndicale des industries manufacturières est passée de 43.3% à 36.8%. Kumar (1993), note que cette densité a connu en fait une augmentation de trois points de pourcentage entre 1968 et 1977, mais qu'elle a enregistré une baisse de l'ordre de treize points de pourcentage entre 1977 et 1989.

Aux États-Unis, la baisse de la densité syndicale des industries manufacturières est plus prononcée que dans le cas canadien. Kumar (1993), rapporte que de 1968 à 1978, la proportion de travailleurs américains syndiqués œuvrant dans ces industries est passée de 43.3% à 36.3%. Ce déclin s'est poursuivi en s'accroissant de telle sorte qu'en 1989, ces industries n'affichaient qu'un taux de syndicalisation de 21.6%.

---

<sup>10</sup>Calcul de l'auteur à partir des données sur l'emploi dont la source se trouve à l'annexe I.

Par ailleurs, il est particulièrement intéressant de noter que la structure sectorielle de l'emploi au Canada comme aux États-Unis, a subi durant les deux dernières décennies, des changements importants qui se sont traduits par une forte croissance de l'emploi dans les industries de services au détriment des branches d'activité manufacturières. Pour les mouvements syndicaux des deux pays, cette mutation structurelle représente, désormais, un autre défi majeur qui interpelle cette fois-ci, leur capacité de suivre l'évolution de l'emploi et d'assurer leur représentativité auprès des salariés dans les industries en très forte croissance.

Selon Murray (1994), la tâche à accomplir s'avère assez difficile du fait que les services syndicaux et les structures actuelles de l'organisation syndicale semblent souvent ne pas répondre aux besoins des salariés dans ces nouvelles branches d'activité à forte croissance de l'emploi. À cet égard, l'auteur soutient que:

*"...ces secteurs présentent souvent des caractéristiques assez différentes des secteurs traditionnels, par exemple les plus petites unités et les nouvelles formes d'emploi, et pour lesquelles l'ancienne structure syndicale est peu adaptée. Trop souvent, il semble que les formes prédominantes de la structure syndicale sont tributaires d'organisations de grande taille dans le secteur de fabrication" (pp. 178-179).*

Ce constat rejoint la conclusion d'un certain nombre d'analystes (Piore, 1982; Kochan et Piore, 1984; Piore et Sabel, 1984; Bélanger et Mercier, 1986) qui estiment que la crise qui a secoué les économies industrialisées depuis le milieu des années 70 a donné lieu à un réajustement des industries de production de biens au niveau mondial qui défavorise la grande entreprise de production de masse considérée comme le noyau

central du syndicalisme de l'après-guerre.

Pour ce qui est de la présence du mouvement syndical canadien au niveau du commerce, nous constatons, à partir de la lecture du tableau II (p.20), que durant toute la période étudiée, la densité syndicale a beaucoup varié à l'intérieur d'une fourchette se situant entre 5% et 10% avec néanmoins une légère tendance à la hausse.

Force est de constater, cependant, que cette petite percée du syndicalisme au niveau du commerce n'est aucunement comparable à la hausse de la part relative de l'emploi dans cette branche d'activité par rapport à l'emploi total dans le secteur privé. Ce rapport est passé d'environ 30% en 1966 à 40% en 1988<sup>11</sup>. Nous en concluons que le mouvement syndical a été incapable de capter une bonne partie de ce potentiel syndicable qui est en constante progression et a donc rencontré beaucoup d'obstacles dans sa tentative de pénétration de cette branche d'activité qu'est le commerce.

Quant aux finances, nous constatons d'un côté, la faible représentativité du mouvement syndical et d'un autre côté, la stabilité relative de la densité syndicale qui se situe entre 2% et 3%. Pourtant, la part relative de l'emploi dans cette branche d'activité par rapport à l'emploi total du secteur privé est passée de 9% à la fin des années 60 à plus de 13% à la fin des années 80. Cette faible présence du mouvement syndical au niveau des finances a toujours caractérisé cette branche d'activité. Selon

---

<sup>11</sup>Calculs de l'auteur. La source des données se trouve à l'annexe I.

Ponak et Moore (1981), cette situation est due essentiellement à deux facteurs qui agissent de façon interdépendante :

- d'un côté, nous avons le régime des relations de travail qui reconnaît le principe d'accréditation syndicale au niveau de l'établissement (donc de la succursale) et non pas à un niveau régional, provincial ou national. Or, les institutions financières canadiennes disposent d'une dizaine de milliers de succursales comptant en moyenne moins de vingt employés (exception faite de ce que l'on appelle les succursales principales) donnant lieu à un grand fractionnement des unités d'accréditation, ce qui pourrait représenter une contrainte à l'organisation des travailleurs.
  
- D'un autre côté, nous avons un système particulier de gestion du personnel qui caractérise les institutions financières. En effet, les règles du jeu en ce qui concerne les salaires, les heures et les conditions de travail, le recrutement, les promotions ..., sont en théorie établies pour chacune des institutions financières au niveau régional ou national. Dans les faits cependant, les administrateurs des différentes succursales disposent d'un certain pouvoir discrétionnaire au niveau de leurs recommandations de telle sorte qu'on assiste au développement d'un système informel basé sur des pratiques ayant pour objet ou pour effet de privilégier la relation de travail individuelle plutôt que collective. L'impact de telles pratiques est différent d'une succursale à l'autre de telle sorte qu'on trouve beaucoup de variations entre elles.

Dans un tel contexte, nous comprenons mieux les faibles densités syndicales enregistrées au niveau des finances car l'action collective de revendication exige une certaine solidarité et une volonté commune à l'égard d'objectifs partagés et non une simple connivence passagère entre individus.

Il est à noter par ailleurs, qu' en dépit des différentes considérations émises ci-dessus à propos de l'implantation du mouvement syndical canadien au niveau du commerce et des finances, il semble que les résultats atteints en termes de visibilité et de représentativité auprès des salariés de ces deux branches d'activité, sont passablement plus importants que ceux réalisés par les syndicats américains.

Au niveau du commerce, Kumar (1993) rapporte des données américaines qui font ressortir une baisse de la densité syndicale qui est passée de 9.2% en 1968 à 6.3% en 1989. Par contre, au niveau des finances, le taux de syndicalisation pour la même période est passé de 1.3% à 2.3% enregistrant une hausse relativement moins importante que celle observée au Canada.

Pour sa part, Meltz (1989b, pp. 4 - 6), résume l'évolution de l'implantation syndicale dans les industries de services en notant que dans les deux pays:

*"...for the past three decades union density in the private service sector has been very low relative to other sectors. In addition, in the United States the general trend over the period has been a decline in the rate for the sector as a whole and for two of the three components, trade and services. In Canada, the long term trend has not been the same as that in the*



*United States. Trade, finance and services all increased their union densities in the 1980s compared with the 1960s whereas only finance in the United States was higher in 1986 than in 1968".*

En guise de conclusion sur le secteur privé, nous pouvons dire que la croissance des effectifs syndicaux durant la période 1966-1988 a été caractérisée par un recul important du mouvement syndical tel que représenté par la forte tendance à la baisse de la densité syndicale globale de ce secteur. Ceci s'explique essentiellement par deux phénomènes :

- d'un côté, nous avons observé une forte baisse de la représentativité syndicale dans les branches d'activité qui étaient jadis considérées comme le noyau dur du syndicalisme. Il s'agit des industries primaires et manufacturières. A ce niveau, nous avons pu constater que le changement structurel de l'emploi les a beaucoup affectées dans la mesure où la création des nouveaux emplois depuis le milieu des années 70 s'est surtout effectuée en dehors des entreprises à forte concentration syndicale, il s'agit en l'occurrence des grandes entreprises de production de masse;
- de l'autre côté, nous avons constaté la faible représentativité syndicale dans le commerce et les finances, attestant ainsi des difficultés de pénétration qu'a connu le mouvement syndical au niveau de ces deux branches d'activité. Il semble que cette situation est due, du moins pour le Canada, à la conjugaison de deux forces qui ont joué dans le même sens, il s'agit en l'occurrence du régime des relations de travail et du système de gestion du personnel au sein des différentes entreprises et institutions. L'interaction de ces deux facteurs a fait de sorte que

l'on assiste à un grand fractionnement des unités d'accréditation, ce qui pourrait constituer une contrainte à l'organisation des travailleurs surtout quand ces unités sont de petites tailles, caractérisées par des pratiques qui privilégient la relation de travail individuelle plutôt que collective.

### *Section 3: le secteur public*

Suivant notre définition du secteur public, le tableau III présente la densité syndicale de ce secteur et sa décomposition par branche d'activité pour la période 1966-1988. Le premier constat qui ressort de la lecture de ce tableau, c'est qu'à l'encontre du secteur privé, le mouvement syndical du secteur public a connu globalement une croissance soutenue de ses effectifs. La densité syndicale y est passée de 32,50% en 1966 à 43,55% en 1988.

Pour apprécier ces données à leur juste valeur, nous faisons recours à une autre mesure qui fait mieux ressortir l'ampleur de la pénétration syndicale dans ce secteur : il s'agit de la part relative du secteur public dans le total des effectifs syndicaux canadiens. Cette proportion a connu une hausse soutenue et considérable passant de 46,56% en 1966 à 68,38% en 1988<sup>12</sup>.

Cette forte croissance syndicale fut stimulée par les changements législatifs du milieu des années 60 se rapportant aux droits d'association et de négociation dans les secteurs public et parapublic ainsi que par la forte croissance de l'emploi dans ces secteurs.

---

<sup>12</sup>Calcul de l'auteur. Voir l'annexe I pour la source des données.

Tableau III

**Densité syndicale du secteur public canadien et sa décomposition  
par branche d'activité 1966 - 1988**

Années	Secteur public	Transports, communications et services d'utilité publique	Services personnels et communautaires	Administration publique
1966	32,50	57,33	11,86	68,33
1967	33,76	51,87	15,87	70,15
1968	34,84	57,04	18,71	61,45
1969	35,37	53,64	19,03	69,33
1970	35,93	55,05	21,05	65,31
1971	35,80	52,18	21,86	63,94
1972	34,43	51,05	21,33	61,19
1973	36,04	52,57	21,69	68,87
1974	36,22	49,48	22,14	70,41
1975	35,34	49,77	21,09	67,46
1976	36,35	50,01	22,56	67,42
1977	36,51	52,82	22,28	69,11
1978	37,24	50,46	23,56	73,78
1979	35,23	48,28	22,53	67,80
1980	37,04	53,22	24,25	67,83
1981	37,97	53,18	25,59	69,05
1982	38,46	54,00	26,25	68,73
1983	44,66	59,59	33,93	72,40
1984	45,94	56,39	36,88	72,39
1985	44,70	53,11	36,18	70,87
1986	44,88	56,68	34,83	76,34
1987	44,11	56,64	34,10	76,32
1988	43,55	56,58	33,45	76,45

Source : Voir l'annexe I.

En effet, concernant ce dernier point, nous pouvons noter que la part de l'emploi dans le secteur public par rapport à l'emploi total a connu une progression remarquable passant de 42,85% en 1966 à 51,82% en 1988<sup>13</sup>.

Il ne s'agit là que d'un résultat de l'intervention de l'État à la place ou en concurrence avec l'entreprise privée, pour prendre en charge plusieurs domaines de l'activité économique : le transport, les télécommunications, l'éducation, la santé et les services sociaux, ...

L'appel par cet employeur peu ordinaire, qui est l'État, à un plus grand nombre de salariés représentait pour le mouvement syndical une ouverture sur un potentiel considérable à syndiquer et de nouvelles voies et perspectives de négociation qui furent stimulées par les changements législatifs des années 60.

À ce sujet, Chaykowski (1994, pp. 149-150), note que:

*"legislation covering public sector employees developed in the 1960s and 1970s and, importantly, facilitated the transformation of established employee associations into unions with bargaining rights. The new legislation thus accounted for much of the subsequent growth in union membership, particularly among federal and provincial government employees, and health and education employees, although the relative importance of the ability to convert from associations to unions varied considerably across industries".*

---

<sup>13</sup>Calcul de l'auteur. Voir l'annexe I pour la source des données.

Aussi, il faut remarquer que le dynamisme syndical que nous avons observé au niveau du secteur public dans son ensemble caractérise chacune des branches d'activité qui le composent.

En se référant au tableau III (p, 28), nous pouvons constater qu'au niveau des transports, communications et autres services d'utilité publique, plus de la moitié des travailleurs sont syndiqués. La densité syndicale moyenne de toute la période 1966-1988 s'établit à 53,52%. Néanmoins, nous pouvons distinguer deux sous-périodes: la décennie 70 caractérisée par une tendance à la baisse de la densité syndicale et les années 80 marquées par une reprise du dynamisme syndical avec une sorte de plafonnement qui a commencé à se manifester à partir de 1986.

Cette dernière remarque ne devrait pas minimiser les efforts consentis par les différentes organisations syndicales pour pénétrer davantage cette branche d'activité dans la mesure où la plus grande partie des nouveaux emplois du secteur public durant la période étudiée ont été créés en dehors des transports, des communications et autres services d'utilité publique.

Cette branche d'activité a même enregistré d'importantes pertes d'emplois au niveau des chemins de fer et malgré les gains réalisés dans le reste de ses composantes,

sa part relative dans l'emploi total du secteur public n'a pas cessé de baisser, passant de 24% en 1966 à 15,89% en 1988<sup>14</sup>.

Pour ce qui est de la deuxième branche d'activité du secteur public, à savoir les services personnels et communautaires, nous pouvons constater à partir du tableau III (p.28), que les syndicats ont réalisé des gains considérables en termes de pénétration et de croissance de leurs effectifs. La densité syndicale y est passée de 11,86% en 1966 à 33,45 en 1988 avec une tendance à la hausse très marquée. Cette situation est essentiellement due aux progrès enregistrés au niveau de l'éducation, la santé et les affaires sociales.

Il faut aussi ajouter que cette branche d'activité représente, pour les syndicats, un bassin de recrutement très important et privilégié dans la mesure où la croissance de l'emploi y est très forte. Sa part relative dans l'emploi total du secteur public n'a pas cessé de croître passant de 58,77% en 1966 à 69,17% en 1988<sup>15</sup>.

Néanmoins, comme pour le secteur public dans son ensemble, la croissance de l'emploi commence à ralentir au niveau des services personnels et communautaires, ce qui ne va pas sans poser de contraintes au mouvement syndical. D'ailleurs, nous pouvons constater, là aussi, qu'à partir de 1986, la pénétration syndicale a commencé à

---

<sup>14</sup>Calculs de l'auteur. La source des données se trouve à l'annexe I.

<sup>15</sup>Calcul de l'auteur.

manifestent des signes d'essoufflement avec un certain plafonnement de la densité syndicale à un taux avoisinant les 34%.

Finalement, la cinquième colonne du tableau III (p. 28), nous montre jusqu'à quel point la représentativité syndicale est forte au niveau de l'administration publique. La densité syndicale y est passée de 68,33% en 1966 à 76,45% en 1988, ce qui représente le degré de syndicalisation le plus élevé de toute l'économie canadienne.

Il faut souligner qu'à partir du moment où la législation du travail a permis aux employés de la fonction publique de se syndiquer, les différentes organisations syndicales qui les représentent ont réussi à faire preuve d'un grand dynamisme au niveau du recrutement de nouveaux membres et ce, malgré la baisse de la part relative de l'administration publique dans l'emploi total du secteur public. Cette proportion est passée de 17,22% en 1966 à un peu moins de 15% en 1988<sup>16</sup>. Aussi, force est de constater qu'à partir de 1986, nous assistons, au niveau de cette branche d'activité, au même phénomène de saturation qui a caractérisé les autres composantes du secteur public. Le taux de syndicalisation des employés du gouvernement affiche, en effet, un certain plafonnement aux environs de 76%.

Par ailleurs, il nous semble que pour bien situer le cas canadien, il serait souhaitable de comparer cette évolution de la densité syndicale dans le secteur public

---

<sup>16</sup>Calcul de l'auteur.



avec ce qui prévaut aux États-Unis. Malheureusement, l'analyse comparative de la syndicalisation dans ce secteur , s'avère encore plus difficile que celle du secteur privé.

En effet, que ce soit en termes d'appropriation et de contrôle de certaines entreprises, qu'en termes de financement et de réglementation; le degré d'intervention du gouvernement et la nature de son action au niveau de certaines branches d'activité , semblent relativement différents lorsque l'on compare la situation au Canada avec celle des États-Unis.

Ainsi, selon Chaykowski (1994, p. 150):

*"Estimates of trend in unionization in the US public sector are also difficult to compare with estimates for Canada because of the differences in defining the public sector".*

Pour sa part, Kumar (1993, pp. 25-26), soutient que:

*"Available data by industry make it difficult to separate public and private sector employment, as both publicly and privately owned enterprises coexist in several industries in both countries. Problems are particularly acute in the Canadian case where both federal and provincial governments have numerous crown corporations and many education, health and welfare services are provided by publicly owned or financed institutions".*

Toutefois, et sous réserve des difficultés que nous venons de mentionner, nous pouvons noter que les auteurs qui se sont penchés sur la question<sup>17</sup>, s'entendent

---

<sup>17</sup>Voir, entre autres, Troy (1992); Thompson et ponak (1992); Rose (1984); Burton et Thomason (1988); Coates, Arrowsmith et Courchene (1989); Ehrenberg et Smith (1994); Kumar (1993); Chaykowski (1994).

généralement sur certaines caractéristiques qui différencient le secteur public canadien de celui des États-Unis.

Il en va ainsi du fait qu'au niveau de l'économie canadienne, ce secteur occupe une place plus importante en termes d'emploi et d'étendue de la syndicalisation que dans le cas de son voisin américain. Selon Kumar (1993, p. 26):

*"The proportion of employees engaged in providing public services is far greater in Canada than south of the border, reflecting Canada's small and dispersed economy and the Canadian commitment to social safety net. The relative size and strength of public sector unionism is also much higher in Canada than in the United States".*

Par la suite, l'auteur rapporte qu'en 1968, les membres des principaux syndicats du secteur public, représentaient 33% du total des effectifs syndicaux canadiens. Aux États-Unis, la même proportion n'était que de 17%, ce qui constitue une différence appréciable de 16 points de pourcentage. Néanmoins, durant les deux dernières décennies, cet écart a considérablement baissé de sorte qu'en 1989, la part relative des syndiqués du secteur public dans le total des effectifs syndicaux, s'élevait à 36% aux États-Unis et à 42% au Canada.

Pour leur part, Burton et Thomason (1988), rapportent des données qui indiquent que la densité syndicale pour tous les employés du gouvernement, est passée de 11% à 24% entre 1960 et 1962. Durant le reste des années 60, elle s'est maintenue aux environs de 26% , et en 1978 elle a atteint un maximum de 38% pour baisser, par la suite, à 35% en 1983.

Selon Kumar (1993), l'importance relative de l'étendue de la syndicalisation dans le secteur public canadien en comparaison avec celle des États-Unis, s'explique essentiellement par deux facteurs:

- le premier est à l'effet que les lois du travail au Canada, assurent aux syndicats du secteur public, une meilleure protection de leurs droits de représentation, leur offrent plus de garanties et leur accordent plus de possibilités au niveau des questions pouvant faire l'objet de négociation collective avec l'employeur<sup>18</sup>.
  
- Le deuxième est à l'effet qu'aux États-Unis, les activités au niveau de l'éducation et de la santé sont principalement assurées par le secteur privé, alors qu'au Canada, elles relèvent presque entièrement de l'autorité gouvernementale.

D'après Kumar (1993, pp. 27-28):

*"The differences in union density in education between the two countries can be largely attributed to compulsory union affiliation for school teachers in Canada. [ ...]. The marked divergence in the unionization of health workers between the two countries reflects the degree of public ownership of hospitals. While in Canada almost all hospitals are government financed, in the United States only about 29 percent of the hospitals are owned by state or local government. Public hospitals in the United States have a considerably higher unionization rate than private hospitals".*

---

<sup>18</sup>Pour une discussion détaillée des lois régissant les relations de travail dans le secteur public canadien en comparaison avec celles des États-Unis, le lecteur peut se référer à Kumar (1993), et à Meltz (1989a).

En résumé, nous pouvons dire que le mouvement syndical du secteur public canadien a connu globalement une croissance remarquable durant la période 1966-1988 au point où sa part relative dans le total des effectifs syndicaux a dépassé les deux-tiers.

Cette forte croissance est due essentiellement à deux facteurs. D'une part, nous avons l'ouverture de la législation du travail du milieu des années 1960 qui a accordé les droits d'association et de négociation dans le secteur public. D'autre part, nous avons la forte croissance de l'emploi qui a été enregistrée au niveau de ce secteur.

Néanmoins, durant les dernières années de notre période d'observation, nous avons noté un certain plafonnement de la densité syndicale du secteur public. Ceci est la conséquence du fait que ce secteur ne produit plus de nouveaux emplois au rythme des dernières décennies en raison de sa faible productivité<sup>19</sup>.

Aussi, dans un contexte de rationalisation des dépenses gouvernementales, de privatisation et de déréglementation, nous pensons que ce ralentissement de la part relative de l'emploi public aura tendance à s'accroître, ce qui se traduira par une érosion

---

<sup>19</sup>Pour une analyse plus détaillée de ce phénomène, voir Magun (1982).

des effectifs syndicaux de ce secteur et une baisse de sa densité syndicale à moins que les efforts d'organisation ne progressent suffisamment pour compenser cette baisse. En effet, certains gains sont encore possibles surtout au niveau des services personnels et communautaires.

Enfin, en ce qui concerne la comparaison entre le Canada et les États-Unis, nous estimons que Chaykowski (1994, p. 157), résume les principaux éléments de notre réflexion dans le commentaire suivant :

*"Unlike the development of private sector labour relations, which was heavily influenced by the United States, public sector industrial relations developed quite independently in Canada. While public sector unions have continued to expand in the broader Canadian public sector, their potential for further growth is limited, since employment growth has levelled-off and the sector is already heavily organized. These unions may, however, form a powerful base for further expansion into the service industries. In contrast, public sector unions in the United States have not experienced the same growth as Canadian public sector unions; but they have not been in decline as have unions in the American private sector".*

## **CHAPITRE II**

**Le régime des relations de travail et la  
situation du syndicalisme au Canada**

Le chapitre précédent a porté sur la recherche des tendances profondes qui ont marqué l'évolution du mouvement syndical canadien durant la période 1966-1988. Cet examen de tendance a révélé que le mouvement syndical connaît un recul important dans le secteur privé de l'économie et que malgré le dynamisme dont il a fait preuve au niveau du secteur public et les gains appréciables qu'il a pu réaliser, il semble qu'un certain plafonnement commence à se manifester là aussi.

Par ailleurs, lors de cet examen, nous avons fait mention à plusieurs reprises de l'influence exercée par le régime des relations de travail sur la croissance des effectifs syndicaux dans les deux secteurs. L'implantation empirique de cet aspect de la question pose un certain nombre de problèmes d'ordre technique ou méthodologique<sup>20</sup>.

Nous nous limitons, dans le cadre de ce deuxième chapitre, à faire ressortir le parallèle qui existe entre l'évolution de la croissance syndicale et celle du régime des relations de travail. Nous présentons d'abord une brève rétrospective historique et nous discutons ensuite de certaines caractéristiques de ce régime qui ont une incidence particulière sur l'évolution du syndicalisme.

---

<sup>20</sup>Nous verrons plus loin que cet aspect de la question représente une extension naturelle et intéressante de ce travail. Nous aborderons les problèmes posés et nous proposerons une démarche à suivre en vue de les solutionner.

### ***Section 1 : Une brève rétrospective historique***

Nous ne pouvons aborder l'orientation actuelle du régime des relations de travail sans faire référence aux antécédents historiques des principales législations qui ont encadré l'évolution du mouvement syndical. A ce titre, Fernand Morin (1987, p.1) soutient que :

*"notre commune expérience nous permet de savoir que l'actuel et le futur d'une société ne s'expliquent et ne se comprennent que par son passé, par son histoire. En somme, il nous faut lire en filigrane l'histoire de notre société et, pour nos fins, l'histoire des relations de travail si nous voulons comprendre son orientation actuelle et tenter d'esquisser le type de relations de travail que l'on pourrait entretenir dans un proche avenir".*

Au Canada, l'histoire du régime des relations de travail est très dense en événements et riche en enseignements. Ceci est d'autant plus vrai qu'en vertu de l'article 92 de l'acte de l'Amérique du Nord britannique, chaque niveau de gouvernement (fédéral et provincial) peut adopter sa propre législation en matière du travail.

Pour chacune de ces juridictions, les principes fondamentaux régissant l'établissement des rapports collectifs du travail sont à peu près les mêmes. Il n'en reste pas moins que chaque gouvernement a suivi un cheminement particulier lui permettant d'élaborer son propre modèle de telle sorte qu'il nous est impossible, dans le cadre de cette brève rétrospective historique, de présenter l'ensemble de ces législations. Nous nous limiterons, néanmoins, aux grandes étapes qui ont marqué l'évolution historique de ce régime des relations de travail.



Ainsi, un examen succinct<sup>21</sup> de l'évolution de ces législations nous permet de distinguer deux périodes bien définies : l'une précédant la reconnaissance et l'imposition par les pouvoirs publics de la négociation collective, l'autre à partir de 1944, date à laquelle les législateurs canadiens imposèrent aux employeurs l'obligation de déterminer les conditions de travail de leurs employés par le biais de la négociation de conventions collectives avec le syndicat qui représente la majorité des travailleurs dans l'établissement.

Pour ce qui est de la première période, nous pouvons dire que ses débuts coïncident avec la première phase d'industrialisation du Canada qui a engendré de profondes modifications de l'économie ainsi que du mode et du genre de vie en société. C'est alors que nous assistons à la naissance et au développement d'agglomérations urbaines où nous retrouvons des salariés regroupés en grand nombre dans un même milieu de travail et oeuvrant pour le même employeur.

Les conditions de travail de cette époque sont déterminées par les lois du marché telles que perçues et interprétées par chaque employeur. Ce dernier était libre, selon même les règles de droit de l'époque, de refuser de conclure tout contrat et, le cas échéant, il pouvait négocier directement avec chacun de ses employés. Il pouvait aussi intenter une action pénale à chaque fois qu'il jugeait qu'il y avait eu rupture abusive de contrat de la part d'un salarié.

---

<sup>21</sup>Pour plus de détails, le lecteur peut se référer entre autres à Jeffrey Sack et Tanya, Lee (1989); Gérard Hébert (1987).

Devant cette vulnérabilité individuelle, les salariés prennent peu à peu conscience de leurs intérêts communs et des avantages qu'ils ont à se regrouper, ce qui les conduit naturellement sur la voie collective et la formation de syndicats. A ce titre, Gérard Hébert (1987, p. 503) note que :

*"les premiers travailleurs à se regrouper étaient des hommes de métiers. on retrouve des traces d'unions de typographes à Québec en 1827, à Toronto en 1832, à Montréal et Hamilton en 1833. Les ouvriers de la chaussure et des chantiers maritimes s'organisèrent à la m<sup>e</sup> époque".*

Plus loin (p. 504), l'auteur ajoute que :

*"La grande préoccupation des cinquante années qui suivirent fut d'organiser le mouvement ouvrier et de le faire reconnaître par les employeurs. Le coeur du mouvement demeurait le regroupement des hommes de métier, particulièrement dans la construction et le vêtement. Cependant, le mouvement commençait à se préoccuper des grandes concentrations d'employés, par exemple dans les manufactures de textile et dans les mines. Les employés de chemins de fer, regroupés dans différentes fraternités, un peu comme des unions de métiers, formaient des groupes solidement établis depuis les années 1870 et 1880".*

Ce mouvement syndical naissant s'est heurté à une situation juridique particulière dans le sens où le législateur canadien n'a jamais adopté de lois interdisant les associations ouvrières. Cependant, en vertu du droit commun britannique qui s'appliquait au Canada, elles pouvaient être poursuivies pour atteinte à la liberté du commerce dans la mesure où leurs activités visaient à restreindre la concurrence entre les travailleurs. En somme, les syndicats avaient le droit d'exister, mais leur activité principale était interdite. Aussi, jusqu'en 1900 et malgré les nombreux conflits et la forte pression politique exercée par les syndicats, leurs activités n'ont été reconnues que

par une succession d'amendements au Code criminel visant à réglementer l'exercice du piquetage pacifique ou à réconcilier l'action syndicale avec les législations concernant la restriction du commerce et de la libre concurrence.

Les différentes juridictions, tant fédérale que provinciales, n'ont commencé à s'intéresser aux relations patronales-syndicales de façon plus directe qu'au début des années 1900 où une série de lois vint réglementer certains conflits de travail par le biais de la conciliation et de l'arbitrage<sup>22</sup>.

Il reste néanmoins que dans l'esprit du législateur, ces différentes dispositions légales sont essentiellement motivées par la souci de maintenir la paix industrielle en empêchant les conflits de travail d'éclater ouvertement. Il faudrait donc attendre la deuxième période de cet aperçu historique pour que le législateur canadien adopte des lois favorisant la négociation collective comme moyen de détermination des conditions de travail entre employeurs et salariés syndiqués.

En effet, c'est en 1944 que la plupart des juridictions canadiennes se dotent de législations qui vont constituer la pierre angulaire du régime actuel de relations du travail, notamment en ce qui a trait à l'accréditation syndicale et la négociation collective.

---

<sup>22</sup>Sur ces développements, voir Jean Boivin et Jacques Guilbault (1989); Jeffrey Sack et Tanya, Lee (1989).

Le contexte particulier de la période de guerre qui nécessite une plus grande mobilisation des travailleurs à la production et la multiplication des conflits de travail de reconnaissance syndicale dans les années 1941 à 1943 ont amené le législateur canadien à intervenir en vue d'assurer la reconnaissance positive du droit d'association et l'encadrement juridique de la négociation collective.

En s'inspirant fortement du Wagner Act américain de 1935, lui-même issu du compromis social du New Deal, le gouvernement fédéral a ainsi adopté l'arrêté en conseil no 1003 suivi en cela par les différentes provinces canadiennes qui se sont munies à la même époque (à partir de 1944) de leurs lois respectives de relations ouvrières.

Tous les auteurs s'accordent pour dire que suite à l'adoption de ces différentes dispositions, le syndicalisme canadien a enregistré des progrès énormes et un développement soutenu de la croissance de ses effectifs pendant les dix ou quinze années qui suivirent la fin de la seconde guerre mondiale<sup>23</sup>.

Selon Chaison (1982), le mouvement syndical canadien a commencé à manifester des signes d'essoufflement en connaissant une croissance relativement faible de 1955 à 1965. Durant cette période, les syndicats ne parvinrent pas à enregistrer de progrès importants au-delà des cols bleus de la grande industrie. Il faudrait attendre l'adoption,

---

<sup>23</sup>Dion (1976); Pentland (1979); Sefton Macdowell (1978); Gérard Hébert (1987); Jeffrey S. et L. Tanya (1989); Bélanger et Mercier (1986).

au milieu des années 1960, des lois relatives à la syndicalisation du secteur public pour que le mouvement syndical reprenne un second souffle et enregistre des progrès considérables.

A cet effet, Rose (1984) souligne qu'au cours des années 1960 à 1980, la syndicalisation du secteur public allait permettre à plus d'un million de membres de s'ajouter de façon presque automatique à l'ensemble des effectifs.

Depuis l'adoption de ce régime général des rapports collectifs du travail en 1944 et l'extension de son application au secteur public, diverses modifications lui ont été apportées sans, toutefois, qu'elles remettent en cause de façon déterminante ses principaux fondements et son esprit de base. Il reste, néanmoins, que les différentes juridictions canadiennes se sont munies depuis la fin des années 1970 d'un certain nombre de dispositions légales qui, sans s'adresser exclusivement à la question de l'accès à la syndicalisation et la négociation collective, viennent déterminer voire améliorer les conditions de travail. Nous pensons particulièrement aux différentes législations normatives dans le domaine du travail, qu'il s'agisse des lois sur les normes minimales de travail ou encore celles portant sur la santé et la sécurité au travail.

Par ailleurs, à partir du début des années 1980, un nouvel encadrement juridique est venu s'ajouter à toute cette panoplie de mesures législatives. Il s'agit en l'occurrence de la Charte canadienne des droits et libertés qui est devenue la principale source

d'influence légale sur le régime des relations de travail<sup>24</sup>.

Nous verrons, dans la section qui suit, que l'impact de ces deux dernières catégories d'encadrement juridique sur la croissance des effectifs syndicaux reste ambigu et discutable.

---

<sup>24</sup>A ce sujet, voir Carter, D.D. (1988).

*Section 2 : De certaines caractéristiques du régime  
des relations de travail et de leur incidence  
sur l'évolution des effectifs syndicaux*

Au niveau de cette problématique, nous nous limitons à l'examen de trois caractéristiques du régime des relations de travail et de leur effet potentiel sur la croissance syndicale : il s'agit en premier lieu des principes de base régissant le régime d'accréditation; en second lieu des dispositions légales à caractère normatif visant la détermination des conditions de travail en dehors du cadre de la négociation collective et finalement du nouvel encadrement juridique des rapports individuels et collectifs de travail découlant de l'adoption en 1982 de la Charte canadienne des droits et libertés.

En ce qui concerne le premier volet de notre analyse, nous voulons d'abord rappeler que l'essor véritable du mouvement syndical canadien a été largement stimulé par l'adoption des dispositions législatives de 1944 qui ont consacré la reconnaissance positive du droit d'association et l'obligation pour l'employeur de négocier collectivement les conditions de travail. L'application de ce même régime au secteur public, durant les années 60, a aussi donné lieu à une phase de croissance syndicale soutenue. Or, en dehors de ces deux grandes phases de dynamisme syndical intense, les progrès de la syndicalisation ont été beaucoup plus limités. Plusieurs auteurs pensent, de façon un peu paradoxale, que ce ralentissement, voire même plafonnement, de la syndicalisation au Canada résulte en bonne partie de la nature du régime des relations de travail et particulièrement des principes de base régissant le régime d'accréditation. Ces principes, dont il est question, obéissent à ce que Fernand Morin (1987) qualifie de règle des "trois

unités" et qu'il énonce comme suit :

- i) les rapports collectifs du travail sont aménagés dans **le seul cadre** d'une entreprise ou une de ses parties, appelée unité de négociation;
- ii) **un seul** syndicat à la fois peut être accrédité s'il représente la majorité absolue ou relative des salariés visés;
- iii) la négociation aboutit à **une seule** convention collective et valable pour un temps fixe.

Plusieurs arguments ont été invoqués pour soutenir l'idée selon laquelle ce régime d'accréditation, où l'action syndicale porte principalement sur la convention collective par le biais d'un monopole de représentation au niveau de l'établissement, impose certaines limites à la croissance syndicale. Ainsi, Bélanger et Mercier (1986, pp. 42-43) considèrent que :

*"dans la mesure où les syndicats ont situé leur action dans le cadre de ce régime juridique, voire en fonction de celui-ci, cela a aussi entraîné un degré d'institutionnalisation de l'action syndicale, lequel n'est pas sans relation avec le phénomène de plafonnement de la syndicalisation."*

Pour sa part, Gérard Hébert (1987) explique cette tendance à l'institutionnalisation par le fait qu'une fois la sécurité syndicale se trouve à être assurée par le principe du monopole de représentation, les syndicats cherchent surtout à élargir le cadre des négociations, ce qui les amènent à établir plusieurs mécanismes de délégation au niveau de la prise de décision. Le résultat logique de ce processus réside dans une perte graduelle mais certaine de l'influence des différentes unités de base et



l'augmentation proportionnelle du pouvoir des technocrates et des permanents syndicaux. La vie syndicale commence ainsi à ressembler plus à celle d'une institution qu'à celle d'un mouvement. Le même auteur précise que :

*"... c'est dans le secteur public que le double phénomène de la délégation nécessaire et de l'éloignement de la base a pris des proportions tragiques. Cet écartèlement entre la base et la direction a amené un désintéressement quasi-total d'abord de la négociation, même de la représentation syndicale dans certains cas" (p. 509).*

Le deuxième argument soulevé pour soutenir l'idée selon laquelle le régime actuel d'accréditation aurait un impact potentiellement négatif sur la croissance syndicale réside dans le fait qu'à l'origine, ce régime a été conçu pour répondre principalement aux besoins de la grande entreprise de l'industrie minière et manufacturière des années 1940.

Or, depuis ce moment-là, au Canada comme dans la plupart des pays industrialisés, l'importance relative de la main-d'oeuvre occupée dans ces deux branches d'activités a beaucoup diminuée en raison du progrès technologique.

De plus, et comme nous l'avons déjà souligné, la crise qui a secoué les économies industrialisées depuis le milieu des années 1970 a donné lieu à un réajustement des industries de production de biens, à l'échelle mondiale, qui défavorise la grande entreprise de production de masse considérée jusque là comme le noyau central du syndicalisme de l'après-guerre. Les emplois ainsi perdus ont été, dans une

certaines mesures, compensées par ceux créés au sein d'unités de plus petites tailles oeuvrant dans le secteur des services (essentiellement le commerce et les finances pour le secteur privé) et dont l'importance relative en terme d'emplois n'a cessé de s'accroître.

Fernand Morin (1987, p. 34) soutient que :

*"... le régime actuel d'accréditation et de la négociation ne peut convenir à ce type d'entreprises de services où la main-d'oeuvre est facilement remplaçable, que chaque groupe ne comprend que de trois à vingt salariés et que les besoins de ces entreprises sont variables au cours d'une même semaine et d'une saison à une autre".*

Dans le même ordre d'idées, Hélène Lebel (1983) considère que dans le cadre du régime actuel d'accréditation, l'action syndicale au sein d'un établissement se trouve à être axée essentiellement sur la négociation de conventions collectives régissant les conditions de travail des salariés ce qui implique, inévitablement, des frais considérables de négociation et d'administration de ces mêmes conventions.

Dès lors, le syndicat est contraint de tenir compte de la réalité économique dans laquelle il opère pour déterminer ses orientations et procède nécessairement à une analyse des coûts et des bénéfices engendrés par son action dans le but de s'assurer le maximum d'efficacité dans la gestion de ses opérations.

Selon toute logique, cette façon de procéder tend à restreindre la syndicalisation à des groupes capables collectivement d'en assumer les coûts ce qui limite inévitablement la pénétration syndicale.

Hélène Lebel (1983, p. 92) précise qu'en pratique :

*"... peu de syndicats peuvent s'offrir le luxe d'engager des milliers et même des dizaines de milliers de dollars pour organiser des groupes de 3, 5 ou même 10 travailleurs, particulièrement lorsqu'il y a tout lieu de prévoir que le groupe ne pourra probablement jamais "faire ses frais" en ce qui a trait à la négociation et à l'administration de la convention collective".*

Par ailleurs, plusieurs auteurs pensent que la situation du syndicalisme dans ce genre d'entreprises ne peut connaître une modification significative sans qu'il y ait au préalable une importante adaptation du régime actuel d'accréditation<sup>25</sup>. Les solutions proposées à ce titre sont multiples et soulèvent des prises de positions politiques et idéologiques qui échappent au cadre de la présente analyse.

L'élément central qui ressort de ce deuxième argument et sur lequel nous voulons insister, réside dans le fait que s'il y a un lien entre le régime d'accréditation et l'état de la syndicalisation dans les différentes branches d'activité, il semble que ce lien ne se matérialise et ne trouve sa pleine expression que par le biais de la taille de l'entreprise.

---

<sup>25</sup>Voir à ce sujet, Roback, Léo (1977); le ministère du Travail du Québec (1985); Delorme, F. et Lassonde, G. (1978); Démarais, Jacques (1983).

A ce niveau, et pour certaines branches d'activités où la taille des entreprises est relativement petite, il semble que les possibilités de croissance de la syndicalisation soient limitées.

Dès lors, et avant de procéder à des changements législatifs pour agir sur cet état des choses, n'est-il pas opportun de s'interroger sur la proportion de salariés, oeuvrant dans les petites entreprises, qui désirent se syndiquer? La voie collective leur est-elle nécessaire? représente-t-elle le seul et meilleur moyen pour répondre à leurs besoins et aspirations?

Nous soumettons ces questions à la réflexion tout en étant conscient du fait que les réponses vont largement dépendre de la position de chacun face à la place que le syndicalisme devrait occuper dans la société et particulièrement au sein du secteur privé de l'économie.

A un autre niveau d'analyse, le second aspect du régime des relations de travail qui a retenu notre attention se rapporte au rôle normatif de l'État et à ses répercussions sur la croissance de la syndicalisation.

Rappelons, à cet effet, qu'à la fin des années 1970, la plupart des juridictions canadiennes ont adopté des dispositions légales visant à réglementer, voire à déterminer, certaines conditions de travail en dehors du cadre de la négociation collective. Nous

pensons particulièrement aux différentes lois sur les normes du travail et à celles sur la santé et la sécurité du travail<sup>26</sup>.

Tous les employeurs sont dorénavant soumis à ce régime et ne peuvent, d'aucune façon, établir des conditions contraires, moins avantageuses ou incompatibles avec ces mesures législatives.

Pour les syndicats, cet encadrement juridique constitue le point de départ de toute négociation collective et il faut donc chercher à l'adapter et même à le compléter.

Par ailleurs, l'impact réel de ces mesures législatives à caractère normatif sur la croissance de la syndicalisation reste ambigu et discutable. Les opinions des spécialistes à ce sujet étant très divergentes.

Ainsi, selon G. Dion et G. Hébert (1989), même s'il est difficile d'en évaluer l'effet, la présence de ces interventions normatives en tant que lois du travail modifie profondément la raison d'être du syndicat du fait qu'elles ont des objets semblables aux objectifs traditionnels du mouvement syndical. Pour sa part, Gilles Laflamme (1983) considère que depuis le début des années 60, l'État avait déjà mis à la disposition de la population toute une gamme d'avantages sociaux et que l'ajout de ces législations normatives dans le domaine du travail a fait de sorte que le salarié devient encore moins

---

<sup>26</sup>Voir André Côté (1985) pour d'autres mesures législatives de ce genre.

dépendant de l'entreprise et du syndicat pour avoir accès à des services jugés essentiels et à certaines conditions centrales de son existence. Selon l'auteur, ces législations ont pu ainsi contribuer à rendre moins urgente la présence même du syndicat sur les lieux du travail.

A l'opposé de cette argumentation, certains analystes considèrent que ces législations normatives, non seulement, consolident le rapport de force des syndicats, mais qu'en plus, elles ne menacent pas nécessairement leur existence.

Les syndicats, en effet, gardent une fonction propre et une responsabilité importante dans l'application concrète de ces lois à chaque lieu de travail.

Ainsi, selon Hélène Lebel (1983, p. 93) :

*"... il suffit d'étudier d'un peu plus près le fonctionnement du recours contre les congédiements injustes prévu à l'article 124 de la loi sur les normes du travail (aussi 61.5, Partie III, Code canadien du travail) qui protège les salariés ayant cinq ans de service continu pour constater qu'un arbitrage de congédiement, sans l'aide d'un syndicat, est bien souvent un recours illusoire pour le travailleur moyen. Comment faire une enquête, monter une preuve sans la présence et l'assistance d'un représentant dans l'entreprise? Pensons également aux coûts et aux risques d'un tel recours pour le gagne-petit. S'il obtient gain de cause, ce qui est peu probable s'il n'est pas adéquatement représenté, il recevra la totalité du salaire perdu à même lequel il devra défrayer ses frais de représentation et sa part des frais d'arbitrage. S'il perd, il perd tout".*

Par ailleurs, il nous paraît nécessaire de souligner que c'est à la demande même des syndicats et sous leur pression que ces législations normatives ont été adoptées.

Selon Migué (1983), le mouvement syndical a besoin de telles mesures pour protéger son rapport de force. La raison en est, qu'en l'absence de "protection" pour les groupes de travailleurs syndiqués, la concurrence que les travailleurs non syndiqués leur mèneraient serait intolérable.

Ce qui ressort en définitive de ce rapide examen du deuxième volet de cette section, c'est qu'il apparaît que ce type de lois agit simultanément sur deux facteurs à la fois, à savoir les bénéfices de la syndicalisation (effet à la baisse) et le rapport de force des syndiqués (effet à la hausse). Il serait donc intéressant de procéder à une estimation de l'effet net de ces deux forces contraires sur la croissance des effectifs syndicaux.

Finalement, le dernier aspect que nous voulons aborder dans le cadre de cette section se rapporte à l'impact sur la croissance de la syndicalisation du nouvel encadrement juridique des rapports individuels et collectifs de travail découlant de l'adoption en 1982 de la Charte canadienne des droits et libertés.

Selon plusieurs auteurs<sup>27</sup>, la Charte des droits et libertés est devenue la principale source d'influence légale sur le régime des relations professionnelles au Canada et pose, de ce fait, le problème délicat de la conciliation entre les droits individuels et collectifs.

---

<sup>27</sup>La liste serait longue, mais on peut se référer utilement à Carter, D. (1988); Desmarais, J. (1988); Garant, P. (1988); Morin, F. (1987); Hébert, G. (1987).

En effet, si un travailleur dispose d'un droit ou d'une liberté individuelle expressément garanti par la Charte, les institutions collectives de ce même travailleur ne sauraient par la suite contredire, d'une quelconque façon, ces mêmes droits individuels.

La Charte a, par ailleurs, amplifié les pouvoirs des tribunaux canadiens et créé la possibilité que le régime actuel des relations de travail puisse être transformé à plusieurs égards par les décisions judiciaires.

Ce processus est destiné à être long et coûteux, et il serait très difficile d'en prévoir maintenant le résultat final et encore moins d'en connaître l'effet sur l'évolution des effectifs syndicaux.

Il n'est pas encore assuré si les tribunaux canadiens mettront davantage l'accent sur les droits individuels ou s'ils donneront préséance à la responsabilité collective.

Il reste néanmoins que la Cour suprême du Canada a déjà rendu, en 1987, trois décisions relatives au sens à donner à la liberté d'association garantie par la Charte<sup>28</sup>.

Il va sans dire que dans les différents milieux, ces décisions ont suscité de vives réactions diamétralement opposées. La Cour suprême, à la majorité de ses membres, a

---

<sup>28</sup>Voir à ce sujet Carter, D. (1988) qui commente en détail ces trois décisions de la Cour suprême.



déclaré que la liberté d'association garantie par l'article 2 de la Charte ne comprend pas la liberté de négociation collective ni la liberté de grève.

Selon Morin, F. (1987, pp. 29-30) :

*"... la Cour suprême préféra retenir, à la majorité, l'approche individualiste, c'est-à-dire que l'on y voit une garantie générale en faveur de tous les citoyens et non seulement pour les salariés et que cette garantie serait applicable à l'individu et non aux groupes concernés par l'exercice de cette liberté d'association. Ne serait-il pas alors vraisemblable, probable et même raisonnable de croire que cette même approche pourrait aussi être retenue par la Cour suprême et d'abord par d'autres tribunaux s'ils avaient à répondre à ces deux questions :*

- 1er : la liberté d'association garantie à la Charte comprend-elle la liberté individuelle de refuser d'adhérer au syndicat?*
- 2e : un salarié peut-il être contraint de participer au financement d'un syndicat auquel il refuse d'adhérer. Une telle contrainte n'a-t-elle pas l'effet pratique de limiter l'exercice de la liberté d'association?"*

On réalise davantage la portée de ces deux questions lorsque l'on considère qu'en principe, la plupart des lois de relations ouvrières canadiennes confèrent au salarié le plein droit de choisir l'association ouvrière à laquelle il désire appartenir. Cependant, en vertu des règles régissant le régime d'accréditation, le salarié n'a d'autres choix que d'adhérer à l'association qui est déjà en place et, dans bien des cas, il est strictement obligé d'en devenir membre ou à tout le moins, de lui verser les cotisations.

En fait, le salarié ne peut exercer son droit d'appartenir à l'association ouvrière de son choix qu'à titre exceptionnel à l'occasion par exemple d'un changement

d'allégeance, ce qui est rare, ou encore quand un nouveau syndicat se fonde quelque part.

La suite logique de ces mêmes préoccupations amène Hébert, G. (1987, p. 512)

à soutenir ce qui suit :

*"Il serait intéressant de voir comment les tribunaux réagiraient à la question de savoir si l'obligation d'appartenir au syndicat en place, et l'obligation de lui payer une redevance, bon gré mal gré, sont compatibles avec le droit de libre association, tel qu'il est énoncé dans toutes les chartes. C'est peut-être un cas de conflit entre le droit des personnes et le droit des collectivités. Mais le principe du droit de libre association n'a plus beaucoup de sens dans tous les milieux où le syndicalisme est déjà implanté, c'est-à-dire partout dans le secteur public et dans les grandes entreprises, souvent dans les moyennes entreprises".*

Par ailleurs, toute la législation du travail en matière de santé et sécurité, de retraite ou encore de normes minimales de travail doit être maintenant conforme au texte et à l'esprit de la Charte ce qui crée, selon Carter, D. (1988), la possibilité que celle-ci puisse modifier l'équilibre actuel des droits et des obligations qui existent présentement entre employeurs et salariés<sup>29</sup>.

En définitive, il ressort à partir de cette discussion que le problème légal le plus sérieux auquel le mouvement syndical canadien devra faire face dans les années à venir, réside dans l'interprétation que donneront les tribunaux au texte de la Charte canadienne des droits et libertés. A ce titre, rappelons que l'aspect le plus préoccupant pour le

---

<sup>29</sup>Ceci advenant le cas où l'on devrait apporter des changements à la législation actuelle du travail dans la mesure où elle se trouverait non conforme au texte de la Charte.

mouvement syndical se rapporte à l'accent que place la Charte sur la protection des droits individuels et en particulier, la garantie qu'elle leur assure en matière de leur liberté d'association. Il semble que la Charte offre aux individus la possibilité de remettre en question les clauses de sécurité syndicale. Les causes en la matière ne font que commencer et leur issue finale est encore incertaine.

### *Conclusion de la première partie*

Pour répondre à notre problématique de base, à savoir la recherche d'une meilleure compréhension des déterminants majeurs de l'évolution du syndicalisme au Canada, nous avons opté, dans le cadre de la première partie de cette thèse, pour une démarche purement descriptive dans laquelle nous nous sommes assignés deux objectifs:

- le premier étant la recherche des tendances profondes qui ont caractérisé l'évolution du mouvement syndical canadien durant la période 1966-1988, en accordant une attention particulière à la distinction entre les secteurs privé et public et en concentrant l'analyse sur les différentes branches d'activité composant les deux secteurs;
- le deuxième étant une analyse de certaines caractéristiques du régime des relations de travail qui ont potentiellement une incidence particulière sur la situation du syndicalisme au Canada.

Il ressort de l'examen du premier aspect de cette partie que durant la période 1966-1988, le mouvement syndical canadien connaît dans son ensemble une certaine stagnation dont la cause principale résulte d'un effet de compensation entre la croissance du syndicalisme dans le secteur public, c'est-à-dire un peu partout où le gouvernement manifeste sa présence, et le déclin du syndicalisme dans le secteur privé, tout au moins, à partir des définitions que nous en avons données.

Le déclin du syndicalisme dans le secteur privé s'explique essentiellement par deux phénomènes :

- d'un côté, nous avons observé une forte baisse de la représentativité syndicale dans les branches d'activité qui étaient considérées, jusque là, comme le noyau dur du syndicalisme, il s'agit des industries primaires et manufacturières. La raison en est que depuis le milieu des années 70, la création des nouveaux emplois s'y est surtout effectuée en dehors des grandes entreprises de production de masse qui sont à forte concentration syndicale;
- de l'autre côté, nous avons constaté la faible représentativité syndicale dans le commerce et les finances, attestant ainsi des difficultés de pénétration qu'a connu le mouvement syndical au niveau de ces deux branches d'activité. Il semble que cette situation est due à la conjugaison de deux forces qui ont joué dans le même sens. Il s'agit en l'occurrence du régime des relations de travail et du système de gestion du personnel au sein des différentes entreprises et institutions. L'interaction de ces deux facteurs a fait de sorte que l'on assiste à un grand fractionnement des unités d'accréditation ce qui pourrait constituer une contrainte à l'organisation des travailleurs surtout quand ces unités sont de petites tailles, caractérisées par des pratiques privilégiant la relation individuelle plutôt que collective.

Par ailleurs, la forte croissance des effectifs syndicaux du secteur public est essentiellement due à deux facteurs :

- d'une part, nous avons l'ouverture de la législation du travail du milieu des années 60 qui a accordé les droits d'association et de négociation dans le secteur public;
- d'autre part, nous avons la forte croissance de l'emploi qui a été enregistrée au niveau de ce secteur.

Néanmoins, durant les dernières années de notre période d'observation, nous avons noté un certain plafonnement de la densité syndicale du secteur public du fait qu'il ne produit plus de nouveaux emplois au rythme des dernières décennies.

A un autre niveau d'analyse, l'examen du deuxième aspect de cette première partie nous révèle que le régime des relations de travail constitue, sans équivoque un des éléments les plus déterminants de l'évolution du syndicalisme canadien.

En effet, et suite à l'adoption en 1944 du cadre général régissant les relations du travail, le mouvement syndical canadien a enregistré des progrès considérables et une croissance soutenue de ses effectifs pendant les dix ou quinze années qui suivirent la fin de la seconde guerre mondiale.

Plus tard, au cours des années soixante, l'application de ce régime au secteur public a donné lieu à une autre augmentation significative des effectifs syndicaux.

Néanmoins, à part ces deux périodes de croissance touchant principalement les industries de production de masse et le secteur public, les progrès de la syndicalisation ont été beaucoup plus modestes, voire limités.

Or, au-delà d'un certain seuil, le cadre général régissant les rapports collectifs du travail et en particulier le régime actuel d'accréditation ne semble plus favoriser la croissance de la syndicalisation, principalement dans certaines branches d'activité où les établissements sont de petites tailles, dispersés géographiquement et avec un roulement de la main-d'oeuvre très élevé.

Par ailleurs, l'adoption à la fin des années soixante-dix d'un certain nombre de dispositions législatives à caractère normatif semble avoir un effet indéterminé, a priori, sur l'évolution des effectifs syndicaux. Ce type de lois agit simultanément sur deux facteurs à la fois, à savoir les bénéfices de la syndicalisation (effet à la baisse) et le rapport de force des syndiqués (effet à la hausse).

Finalement, depuis son adoption en 1982, la Charte canadienne des droits et libertés est devenue la principale source d'influence légale sur le régime des relations de travail.

L'interprétation que donneront les tribunaux canadiens au texte de la Charte constitue le problème légal le plus sérieux auquel le mouvement syndical devra faire

face dans les années à venir dans la mesure où le régime actuel des relations de travail pourrait, possiblement, être transformé à plusieurs égards par des décisions judiciaires. A ce titre, les trois décisions rendues en 1987 par la Cour suprême du Canada relativement au sens à donner à la liberté d'association garantie par la Charte, font ressortir de façon claire l'importance primordiale accordée à la protection des droits individuels. De ce fait, il semble que la Charte offre aux individus la possibilité de remettre en question les clauses de sécurité syndicale. Cet aspect de la question est d'autant plus préoccupant pour le mouvement syndical que les causes en la matière ne font que commencer et leur issue finale est encore incertaine.

En plus de ces considérations émanant d'une démarche plutôt descriptive, nous continuons, dans les pages qui vont suivre, à trouver des éléments de réponse à la problématique de base de cette thèse qui porte sur les déterminants majeurs de l'évolution du syndicalisme au Canada. Notre approche, cette fois-ci, sera plutôt de type analytique et fera spécialement appel aux instruments de l'analyse économique.

C'est ainsi que dans un premier temps, nous faisons un rappel des données de base ainsi que des principales hypothèses sous-jacentes à l'analyse économique du phénomène syndical. Dans un deuxième temps, nous présentons dans un cadre empirique étalé sur trois chapitres, nos principaux résultats d'estimation. La conclusion résume nos observations.



**DEUXIEME PARTIE**

**Croissance du mouvement syndical : les aspects  
théoriques et l'évidence empirique**

## ***Introduction***

Aux États-unis, pays qui, règle générale exerce une grande influence sur l'économie et les institutions canadiennes, les taux de syndicalisation sont à la baisse depuis plus de trente ans. En fait, au rythme d'une diminution d'un peu plus d'un demi-point de pourcentage par année, cela a eu pour conséquence de réduire l'impact, la visibilité et la représentativité du mouvement syndical sur le marché du travail américain de plus de la moitié. Le taux de syndicalisation est passé de 34% de la main-d'oeuvre rémunérée non agricole en 1954 (Freeman et Medoff, 1983) à environ 15% entre 1983 et 1985 (Farber, 1989) et la tendance se poursuit. Pour 1986, on rapportait un taux de syndicalisation de 14% (Freeman, 1988).

Les principales raisons invoquées pour expliquer le déclin observé dans les taux de syndicalisation aux États-unis sont les changements dans la structure industrielle, une baisse de l'opinion publique favorable au développement du syndicalisme et un accroissement de l'agressivité patronale vis-à-vis le phénomène de l'accréditation syndicale (Farber, 1989)<sup>30</sup>. Pour notre part, l'idée nous est venue de vérifier l'incidence du développement de la petite entreprise (entreprise de moins de 20 employés) sur l'évolution des effectifs syndicaux du secteur privé de l'économie canadienne.

---

<sup>30</sup>À un niveau plus embryonnaire, on trouve également les thèses de l'Etat substitut (Newmann et Rissman, 1984) et de l'impact des *Right to Work Laws* (Farber, 1983). Dans le premier cas, on suppose que l'Etat, en acceptant des mesures favorables aux travailleurs non syndiqués, nuit au développement du syndicalisme. Dans le second cas, il s'agit de limites aux clauses de sécurité syndicale.

L'hypothèse à l'effet que la croissance des effectifs syndicaux est en relation inverse avec le développement de la petite entreprise n'est pas nouvelle dans la littérature économique. Bien qu'elle ait été testée en coupes instantanées avec les résultats attendus (Hirsh, 1982; Bain et Elsheikh, 1979; Hirsch et Berger, 1984; Voos, 1983), jamais cependant, elle n'a fait l'objet de vérification systématique dans les travaux portant sur l'explication de l'évolution intertemporelle des effectifs syndicaux. Par ailleurs, il y a plusieurs raisons de s'attendre *a priori* à ce que la petite entreprise ne favorise pas le développement du syndicalisme. En effet, les salariés de la petite entreprise sont plus difficiles à organiser en syndicat parce que les coûts d'organisation de ces travailleurs y sont plus élevés, parce que ce type d'entreprise est généralement en concurrence et donc qu'il y a peu de gains à en espérer et parce que l'imposition de règles formelles de fonctionnement s'avère trop souvent dispendieuse et incompatible avec la flexibilité nécessaire à ce type d'entreprise. De plus, la communication avec l'employeur y est moins bureaucratisée et l'*exit* y présente la forme la plus usuelle et la moins dispendieuse d'ajustement pour les travailleurs. En somme, et compte tenu de l'absence de support légal à l'accréditation multipatronale (Morin, 1982, pp. 232-233), on s'attend à ce que les syndicats aient très peu de prise sur ce type d'unité de production et que leur potentiel de croissance soit d'autant affaibli que les petites entreprises prennent de l'importance sur le marché de l'emploi.

D'autre part, si le phénomène était marginal, on pourrait toujours dire qu'il est pertinent, mais qu'il n'a pas le potentiel explicatif requis. Néanmoins, les estimations que nous avons pu effectuer sur le développement de la petite entreprise montrent, au contraire, qu'il s'agit là d'un phénomène qui a connu une expansion considérable à travers le temps. En fait, selon ces estimations, la part de l'emploi dans les entreprises de 20 employés ou moins est passée de 24% à 37% de l'emploi total au Canada au cours de la période 1967 à 1982.

Par ailleurs, et suite aux différentes considérations soulevées dans le deuxième chapitre de la première partie, nous avons jugé qu'il est essentiel de procéder à une vérification empirique des deux hypothèses émises à propos de l'impact des lois à caractère normatif sur l'évolution des effectifs syndicaux.

Dans les pages qui vont suivre, nous réservons le premier chapitre de cette deuxième partie de la thèse à un rappel des données théoriques ainsi que des principales hypothèses sous-jacentes à l'analyse économique du phénomène syndical.

Dans le deuxième chapitre, nous présentons le cadre empirique ainsi que les principaux résultats d'estimation de notre modèle de base à partir de données en série chronologique.

Le troisième chapitre est réservé à une vérification empirique de l'impact de deux lois du travail sur l'évolution des effectifs syndicaux.

Finalement, dans le quatrième chapitre, nous testons plusieurs des hypothèses formulées à partir de micro-données sur les travailleurs.

La conclusion générale résume nos observations.

## **CHAPITRE I**

**Les données théoriques de base et les principales  
hypothèses sous-jacentes à l'analyse économique  
du phénomène syndical**

CELESTE DE BOURGEOIS  
22 AOÛT 1995

Sur le plan théorique, l'analyse économique considère les services syndicaux au même titre que tous les autres biens et services. Le moment venu d'étudier la décision de se joindre ou non à un syndicat, le travailleur est supposé considérer les bénéfices et les coûts de cette acquisition. Le syndicat est donc perçu comme un vendeur de services, une protection contre l'abus et l'arbitraire de l'employeur, une façon d'améliorer ses conditions de travail. Les bénéfices du syndicalisme sont donc constitués principalement de meilleurs salaires, d'une plus grande sécurité d'emploi, de meilleures conditions de travail (Ashenfelter et Pencavel, 1969), de meilleurs avantages sociaux, des droits de séniorité et de procédures de griefs (Swidinsky, 1974)<sup>31</sup>.

Au niveau des coûts du syndicalisme, on peut considérer les coûts d'organisation et les risques de représailles (de la part des employeurs) qui leur sont associés, les frais d'adhésion, les cotisations courantes (Ashenfelter et Pencavel, 1969), la réduction du pouvoir de marché individuel (pour les travailleurs les plus efficaces parmi les plus qualifiés), les pertes de revenus associés aux risques de grèves ou de lock-out, l'obligation de se conformer aux règles et à la réglementation du syndicat et le temps qu'il faut consacrer aux affaires syndicales (Swidinsky, 1974). Au niveau micro-économique, le choix d'adhérer à un syndicat dépendra donc du rapport entre les bénéfices et les coûts de la syndicalisation.

---

<sup>31</sup>Au chapitre de la sécurité d'emploi, on peut considérer les clauses de changements technologiques, la séniorité inversée dans les procédures de licenciement, la formation et le recyclage de la main-d'oeuvre et la protection contre les congédiements injustes. Au niveau des conditions de travail, on peut penser aux clauses relatives à la santé et à la sécurité du travail.

Il convient alors, pour nous, d'identifier et d'analyser les facteurs exogènes influençant cette décision afin d'établir les fondements théoriques au modèle empirique que nous retenons aux fins des estimations économétriques.

En s'inscrivant dans la lignée de l'approche conventionnelle développée initialement par Berkowitz (1954) et reprise ensuite par Pencavel (1971), Ashenfelter et Johnson (1972) et Ashenfelter et Pencavel (1969), nous présentons un modèle micro-économique d'offre et de demande de services syndicaux en vue d'examiner les éléments explicatifs des variations observées au niveau de l'étendue syndicale entre les individus, les emplois, les industries, les occupations, les régions et à travers le temps<sup>32</sup>.

Dans ce chapitre, nous suivons la présentation de Hirsch et Addison (1986), en réservant la première section à l'étude de la demande de services syndicaux, la deuxième à celle de l'offre et la troisième à la caractérisation de la situation d'équilibre.

---

<sup>32</sup>Voir Ehrenberg et Smith (1994) qui présentent une illustration graphique du même modèle.



### *Section 1: la demande de services syndicaux*

la théorie économique conventionnelle considère que la demande de syndicalisation ( $U^d$ ), dépend du prix relatif des services syndicaux ( $p$ ), du revenu permanent ou encore de la richesse ( $y$ ), de l'écart de compensation résultant du fait d'adhérer ou non à un syndicat ( $diff$ ), du prix des substituts aux services syndicaux ( $s$ ), de tout autre bénéfice net non monétaire rattaché à un milieu de travail syndiqué ( $z$ ), et finalement de l'attitude individuelle à l'égard de la représentation collective ( $t$ ). De façon formelle, la demande de services syndicaux peut être représentée par l'équation suivante:

$$(1) \quad U^d = f(p, y, diff, s, z, t),$$

avec :  $U_p' < 0$  et  $U_y', U_{diff}', U_s', U_z' > 0$ .

Notons en premier lieu que la variable  $p$ , fait essentiellement référence aux frais d'adhésion et aux cotisations syndicales courantes. Or, comme le font remarquer, Abowd et Farber (1982), ainsi que Farber et Krueger (1993), d'une part, la grande partie des coûts de la syndicalisation est encourue sous forme de dépenses liées à l'organisation des travailleurs en syndicat; d'autre part, les bénéfices de la représentation syndicale ne sont déterminés qu'ultérieurement par le biais de la négociation collective. Cette situation se traduit par le fait que les seuls frais d'adhésion et les cotisations courantes ne

permettent pas, en général, de capitaliser le flux de bénéfices rattachés à un emploi syndiqué. Certains travailleurs pourraient alors manifester leur préférence à l'égard de ce genre d'emploi sans avoir, toutefois, à supporter les coûts d'organisation, ce qui donnerait, probablement, lieu à l'existence d'une demande excédentaire pour les postes vacants dans les entreprises déjà syndiquées.

Ces considérations ont amené les chercheurs à accorder une attention particulière au processus de sélection permettant aux syndicats de recruter de nouveaux membres, et aux employeurs de choisir les travailleurs qu'ils désirent embaucher parmi ceux qui sont dans la file d'attente.

Par ailleurs, et tant et aussi longtemps que les services syndicaux sont considérés comme un bien normal, le deuxième argument de l'équation (1) suggère que la demande de syndicalisation devrait augmenter suite à une hausse du revenu permanent. Cependant, les opinions des chercheurs relativement à cette hypothèse sont assez divergentes pour trois raisons essentielles:

d'une part, la détermination du statut syndical est perçue comme une réponse aux caractéristiques de l'emploi. Or ces dernières sont mesurées en partie par le taux de salaire.

D'autre part, l'évidence empirique portant sur l'évolution des salaires et de la syndicalisation dans le temps et à travers les occupations, fait état d'une corrélation simple négative entre les deux variables.

Finalement, le traitement économétrique d'une telle relation devrait faire appel aux méthodes d'estimation des équations simultanées du fait que la syndicalisation affecte les salaires et vice versa.

Il est à noter que cette dernière remarque s'applique naturellement au troisième argument de la fonction de demande de services syndicaux. Cette variable ( *diff* ), représente l'écart de compensation entre les travailleurs syndiqués et non-syndiqués. Généralement, ce gain relatif est mesuré par l'écart salarial proportionnel donné par:

$$( W_u - W_n / W_n ),$$

avec:  $W_u$  = taux de salaire en cas de syndicalisation,

$W_n$  = taux de salaire en cas de non-syndicalisation.

Remarquons que du point de vue théorique, les auteurs acceptent largement la proposition selon laquelle, la représentation syndicale serait plus probable là où l'écart salarial relatif, entre syndiqués et non-syndiqués, est grand.

Néanmoins, il reste que l'effet de la syndicalisation sur les salaires devrait, en principe, être mesuré par l'écart salarial anticipé au moment de la prise de décision relative au statut syndical. En plus, cet écart devrait mesurer l'effet salarial attribuable au seul fait de se syndiquer. Autrement dit, il devrait permettre la comparaison entre des travailleurs ayant des caractéristiques identiques à tous les niveaux sauf celui du statut syndical.

Or, il est fort probable que des différences non-observables puissent exister entre les travailleurs syndiqués et non-syndiqués ayant des caractéristiques mesurables similaires. Cette proposition, ajoutée à la question de la détermination simultanée des salaires et du statut syndical, rendent l'estimation de la relation entre ces deux variables relativement compliquée<sup>33</sup>.

Par ailleurs, l'hypothèse sous-jacente au quatrième argument de l'équation (1), est à l'effet que la demande de services syndicaux serait plus faible là où les coûts de services substitués sont plus bas. À titre d'exemple, les tenants de cette hypothèse prétendent que les gouvernements qui mettent à la disposition de la population toute une gamme d'avantages sociaux ( les prestations de la sécurité sociale et de la sécurité du revenu, les avantages fiscaux en matière de fonds privés de retraite ... etc), et qui adoptent certaines législations normatives dans le domaine du travail ( les lois sur les normes de travail ou celles sur la santé et la sécurité du travail ... etc), font de sorte que le salarié devient moins dépendant de l'entreprise et du syndicat pour avoir accès à des services jugés essentiels et à certaines conditions centrales de son existence. En d'autres termes, ces mesures de régulation réduiraient les bénéfices de la syndicalisation et rendraient moins urgente la présence même du syndicat sur les lieux du travail. En ce sens, l'État se substitue au processus de la négociation collective organisée.

---

<sup>33</sup> Le traitement adéquat de ces différentes considérations dépasse le cadre limité de cette section réservée à la demande de syndicalisation. Pour une analyse plus complète, nous renvoyons le lecteur à la troisième section de ce chapitre et au quatrième chapitre de cette thèse.

Notons cependant, qu'à l'opposé de cette argumentation, certains analystes considèrent que ces interventions gouvernementales, en particulier les dispositions législatives normatives qui protègent les travailleurs non-syndiqués, ne menacent pas nécessairement l'existence des syndicats, et pourraient même consolider leur rapport de force dans la mesure où elles réduiraient la concurrence à laquelle font face les travailleurs syndiqués de la part de ceux qui ne sont pas organisés collectivement.

La confirmation de l'une ou l'autre de ces deux hypothèses devient, désormais, une question essentiellement d'ordre empirique. À ce niveau, les analyses de Stepina et Fiorito (1986), Freeman (1989) et Rose et Chaison (1985), remettent en cause la validité de l'hypothèse de substitution et viennent, ainsi, contredire les résultats rapportés par Neuman et Rissman (1984).

À un autre niveau d'analyse, on s'attend à ce que la demande de syndicalisation augmente là où les bénéfices nets non monétaires, rattachés à un milieu de travail syndiqué, sont positifs et importants. Il n'en reste pas moins, qu'il arrive rarement que l'on puisse directement mesurer ces bénéfices nets, de sorte que les études sur la question ne font, tout au plus, que les évaluer approximativement par le biais de certaines variables comme la taille de l'entreprise, l'intensité en capital, les risques d'accidents de travail ou encore les risques anticipés de grèves ou de lock-out.

En particulier, on considère que l'imposition, par le syndicat, de règles formelles de fonctionnement au niveau de l'organisation du temps de travail, de la répartition des tâches, des droits de séniorité et des procédures de griefs, peut résulter en des bénéfices nets positifs et accrus surtout dans le cas des grandes entreprises. La raison en est que ces règles syndicales s'avèrent souvent compatibles avec la rigidité qui caractérise ce type d'entreprise, où la communication entre la direction et les travailleurs y est généralement bureaucratisée et difficile à établir.

Finalement, le dernier argument de la fonction de demande de services syndicaux se rapporte aux préférences et attitudes individuelles à l'égard de la syndicalisation. L'idée sous-jacente à la prise en considération de cette variable, est à l'effet que l'intensité avec laquelle l'opinion publique manifeste son hostilité, ou au contraire sa faveur, face à la représentation collective pourrait affecter la capacité des syndicats à attirer et recruter de nouveaux membres.

Il faut croire néanmoins, que ces attitudes varient entre individus et à travers les occupations en fonction des bénéfices nets anticipés rattachés à la syndicalisation. De ce fait, elles se trouvent à être mesurées, en partie, par les caractéristiques personnelles et celles de l'industrie.

## *Section 2 : l'offre de services syndicaux*

Sur le plan théorique, l'analyse économique considère que l'offre de services syndicaux (  $U^s$  ), dépend de leur prix relatif (  $p$  ), des coûts d'organisation (  $CO$  ), des coûts de fonctionnement et de représentation (  $CS$  ), et des objectifs globaux du syndicat (  $G$  ). De façon formelle, l'offre de services syndicaux peut être représentée par l'équation suivante:

$$(2) \quad U^s = g(p, CO, CS, G),$$

avec:  $U_p' > 0$  et  $U_{CO}', U_{CS}' < 0$ .

Remarquons que le postulat classique de maximisation des profits n'est pas directement applicable dans le cas des syndicats, étant donné la nature de leurs activités et des buts et objectifs qu'ils poursuivent. Il n'en demeure pas moins, que l'on peut considérer que les syndicats font face à une contrainte budgétaire dans la mesure où ils doivent s'assurer d'avoir suffisamment de fonds pour financer leurs activités d'organisation, de fonctionnement et de représentation. Le corollaire de cette proposition, est à l'effet qu'il serait raisonnable de supposer que, toutes choses étant égales par ailleurs, l'offre de services syndicaux est reliée positivement au prix (  $p$  ), et négativement aux coûts d'organisation (  $CO$  ), de fonctionnement et de représentation (  $CS$  ).

Notons par ailleurs, que la première catégorie de coûts (*CO*), est composée en grande partie d'éléments fixes donnant lieu à des économies d'échelle considérables. Il en résulte que, plus le nombre de travailleurs dans l'établissement à syndiquer est grand, plus les coûts unitaires d'organisation sont faibles. Dès lors, on devrait s'attendre à ce que, toutes choses étant égales par ailleurs, l'implantation syndicale soit plus fréquente dans les grandes entreprises que dans les plus petites.

Nous pouvons appliquer le même raisonnement dans le cas des industries fortement concentrées dans la mesure où, généralement, le nombre d'entreprises y est particulièrement réduit. En plus, du moment qu'il est plus coûteux d'organiser 1000 travailleurs répartis à travers 100 entreprises, que 1000 travailleurs appartenant à un seul établissement, on pourrait, alors, s'attendre à ce que l'offre de services syndicaux soit d'autant plus faible que la part des petites entreprises s'accroisse dans l'emploi total<sup>34</sup>.

Par ailleurs, en analysant les composantes des coûts de fonctionnement et de représentation (*CS*), on peut s'apercevoir que certaines d'entre elles sont fixes. Il en va ainsi des frais de négociation et d'administration des conventions collectives et des dépenses engagées pour la collecte, l'interprétation et la diffusion de l'information. Le coût unitaire relié à ces activités tend à décroître au fur et à mesure que la taille de

---

<sup>34</sup>Voir Ehrenberg et Smith (1994) pour plus de détails à ce sujet.



l'entreprise augmentée<sup>35</sup>.

Nous trouvons dans cette argumentation une autre raison qui nous fait croire que l'implantation syndicale dans les petites entreprises serait difficile et très peu fréquente, à moins qu'il y ait un support légal à l'accréditation multipatronale.

Aussi, il est particulièrement important de souligner que d'une région à l'autre, et d'une entreprise à l'autre, les coûts des services syndicaux ne vont pas sans être affectés par l'attitude des employeurs à l'égard de la syndicalisation et de la négociation collective. En dépit du fait que pour plusieurs raisons, les employeurs peuvent s'opposer à la représentation syndicale dans leurs entreprises, il n'en reste pas moins que, pour la plupart d'entre eux, ce sont surtout des considérations d'ordre économique qui motivent leurs comportements.

À titre d'exemple, la théorie économique considère que dans les industries où on observe une forte concurrence et une faible syndicalisation, les entreprises qui vendent des produits dont la demande est élastique, vont disposer de peu de flexibilité et d'une faible marge de manœuvre au niveau de la rémunération. De ce fait, et malgré l'absence de rentes économiques qui leur permettraient de combattre les tentatives de pénétration syndicale, elles auraient, généralement, tendance à être très réticentes face à la

---

<sup>35</sup>Pour une discussion similaire qui fait intervenir, en plus, l'impact du régime d'accréditation canadien sur l'étendue de la syndicalisation, nous renvoyons le lecteur aux développements du chapitre 2 de la première partie de cette thèse.

représentation collective.

Dans de telles circonstances, il est fort probable d'une part, que les coûts d'organisation soient très élevés limitant ainsi les possibilités de syndicalisation . D'autre part, et advenant l'éventualité d'une représentation collective, il serait très difficile pour le syndicat de négocier et d'obtenir des conditions de travail dépassant considérablement celles que l'on pourrait observer en situation de concurrence.

Finalement, il va sans dire que l'on considère le régime des relations de travail comme un élément majeur pouvant affecter l'offre de services syndicaux. Il convient de rappeler, cependant, que les lois du travail peuvent affecter soit les coûts, soit les bénéfices de la syndicalisation. En facilitant les procédures d'accréditation, en protégeant les travailleurs des représailles et de certaines pratiques déloyales des employeurs, elles en réduisent les coûts.

En favorisant un rapport de force à l'avantage des syndiqués, elles en accroissent les bénéfices. Dans un cas comme dans l'autre, nous nous attendons à ce que ces types de lois favorisent l'expansion du syndicalisme.

Il n'en demeure pas moins, que l'effet de certaines dispositions législatives est moins clair a priori dans la mesure où elles peuvent agir simultanément sur deux facteurs à la fois, à savoir les bénéfices de la syndicalisation et le rapport de force des

syndiqués.

Soulignons en dernier lieu, que les lois du travail et leurs interprétations par les tribunaux, peuvent être perçues comme étant fortement influencées par l'étendue de la syndicalisation et par les attitudes prévalant au sein de la société. Autrement dit, elles ne seraient pas complètement exogènes.

### *Section 3 : le niveau d'équilibre de la syndicalisation*

Comme le stipule la théorie économique, le niveau d'équilibre de la syndicalisation, ( $U$ ), sera atteint lorsqu'il y a égalité entre l'offre et la demande de services syndicaux. Cette condition peut être formulée de la manière suivante:

$$(3) \quad U = U^s = U^d$$

Il suffit alors d'exprimer,  $U$  et  $p$ , en fonction de toutes les autres variables dans le système, pour établir les déterminants de la syndicalisation sous la forme réduite donnée par l'équation suivante:

$$(4) \quad U = h(y, \text{diff}, s, z, t, CO, CS, G)$$

Remarquons que les signes anticipés des différents éléments de l'équation (4) sont, théoriquement, déterminés sans ambiguïté du moment qu'aucun de ces arguments ne se retrouve à la fois comme déterminant des équations structurelles d'offre et de demande de services syndicaux. En pratique cependant, il est difficile et très rare que l'on puisse mesurer directement ces éléments, de sorte que les variables utilisées pour les évaluer approximativement, pourraient probablement affecter la syndicalisation de différentes façons.

En effet, la littérature empirique portant sur la question considère que la syndicalisation peut-être expliquée, du moins partiellement, par un certain nombre de facteurs jugés comme étant reliés à l'offre et à la demande de services syndicaux.

Il en va ainsi des caractéristiques démographiques, de celles des industries et des occupations, des changements dans la structure des emplois, des encadrements législatif et judiciaire, de l'accroissement de la compétitivité au niveau international, de la mobilité croissante des entreprises, des limites de plus en plus grandes aux pressions fiscales des gouvernements et de l'hostilité des employeurs à l'égard du syndicalisme<sup>36</sup>.

L'impact de ces facteurs sur la syndicalisation mérite plus de discussion et d'élaboration, et les différents chapitres de cette thèse relatifs aux traitements économétriques de ce modèle théorique, considèrent largement cet aspect de la question. Néanmoins, ce qui nous apparaît important de souligner pour le moment, c'est le fait qu'il est très rare que les études empiriques traitent directement des équations structurelles d'offre et de demande de services syndicaux. En effet, les auteurs se limitent, généralement à l'estimation d'une variante ou d'une autre de la forme réduite donnée par l'équation (4).

Rappelons nous par ailleurs, que lors de notre discussion de la demande de services syndicaux, nous avons mentionné le fait que certains auteurs considèrent qu'il

---

<sup>36</sup>Voir Ehrenberg et Smith (1994), Chaison et Rose (1991b), Kumar (1993), Lazear (1988), Freeman (1988), Reder (1988), Farber (1987), Farber et Krueger (1993).

est possible d'observer une demande excédentaire de syndicalisation ou encore ce que l'on a appelé une file d'attente pour les emplois syndiqués existants.

Dès lors, il serait légitime de s'interroger sur le bien-fondé du postulat de base de ce modèle, selon lequel le niveau de syndicalisation d'équilibre est atteint lorsqu'il y a égalité entre l'offre et la demande de services syndicaux. Ce questionnement est d'autant plus pertinent que les propriétés de cet équilibre ne sont pas identifiées clairement. Plusieurs auteurs<sup>37</sup> se sont, d'ailleurs, penchés sur ces considérations dans le cadre de modèles traitant explicitement des propriétés du niveau d'équilibre des services syndicaux. En particulier, ces modèles essayent de répondre à la question suivante:

si la syndicalisation entraîne une augmentation des salaires, comment peut-on expliquer le fait que les entreprises syndiquées puissent survivre et continuer leurs opérations dans une industrie où il n'y a pas de barrières à l'entrée ? Autrement dit, comment expliquer la coexistence dans une même industrie d'entreprises syndiquées avec d'autres qui ne le sont pas ?.

Notons que Johnson et Mieszkowski ( 1979 ), sont les premiers auteurs qui ont utilisé un modèle d'équilibre général pour répondre à ces considérations et, en même temps, pour déterminer l'impact des syndicats sur les salaires des non-syndiqués<sup>38</sup>. Dans leur modèle, la hausse des salaires résultant de la syndicalisation entraîne une baisse de

---

<sup>37</sup>Voir Lazear (1983a et b); Farber (1983b) ainsi que Lewis,H.Gregg (1986).

<sup>38</sup>Notons que l'impact des syndicats sur les salaires des non-syndiqués a été discuté bien avant par d'autres auteurs. Le lecteur peut se référer en particulier à Lewis,H. G. (1963), et Rosen, Sherwin (1969).

la demande de travail dans le secteur syndiqué, et une offre excédentaire de travail dans le secteur non-syndiqué<sup>39</sup>, ce qui se traduit dans le cadre d'un modèle d'équilibre général, par une pression à la baisse sur les salaires de ce dernier secteur ( on dit que l'effet de retombée domine dans ce cas-ci ).

Il existe, cependant, d'autres effets qui pourraient neutraliser cette offre excédentaire de travail dans le secteur non-syndiqué:

- 1- une demande plus élevée des produits des entreprises non-syndiquées donnerait lieu à une augmentation de la demande de travail de leur part.

Cette première possibilité résulterait du fait que la syndicalisation augmente les coûts de production des produits du secteur syndiqué de sorte que leurs prix dépasseraient ceux du secteur non-syndiqué, occasionnant par le fait même un déplacement de la demande de produits du premier secteur vers le second.

- 2- La possibilité de mouvements nets de capitaux vers le secteur non-syndiqué.

Ce deuxième effet, n'a lieu que sous deux conditions:

d'une part, une intensité en capital du secteur syndiqué plus élevée que celle du secteur non-syndiqué, d'autre part, une faible élasticité de substitution dans le processus de production du secteur syndiqué.

---

<sup>39</sup>Selon Mincer (1976), on assisterait à un déplacement des travailleurs du secteur syndiqué vers celui non-syndiqué, si dans le premier secteur le taux de postes vacants y est inférieur à l'élasticité de la demande.

- 3- Les employeurs du secteur non-syndiqué pourraient être sensibles au fait qu'une syndicalisation éventuelle de leurs employés, limiterait probablement leur flexibilité au niveau de la gestion et augmenterait leurs coûts salariaux. Cette menace potentielle, ( Threat Effect ), pourrait les inciter à offrir à leurs employés les augmentations salariales nécessaires pour empêcher leur adhésion à un syndicat.

En définitive, ce que nous devons retenir de ces développements, c'est que dans une même industrie, des entreprises syndiquées peuvent coexister avec d'autres qui ne le sont pas, de sorte qu'à long terme il serait possible d'observer un certain niveau d'équilibre de la syndicalisation que l'on peut qualifier par les éléments suivants:

- du côté des syndicats, les bénéfices marginaux rattachés à de nouvelles adhésions seraient exactement égaux aux coûts marginaux d'organisation et de représentation.
- Du côté des entreprises marginales, les coûts marginaux occasionnés par la résistance à une pénétration syndicale seraient, à leur tour, exactement égaux aux bénéfices marginaux rattachés à un milieu de travail non-syndiqué.
- Les entreprises marginales, qu'elles soient syndiquées ou non, devraient réaliser des profits équivalents.



Partant de ce modèle théorique d'offre et de demande de services syndicaux, nous présentons dans les trois chapitres qui suivent, nos propres estimations économétriques des déterminants de la syndicalisation en utilisant d'abord des données agrégées, et ensuite des données individuelles.

Nous consacrons ainsi, le chapitre II à l'évidence empirique et aux résultats d'analyse obtenus à partir de données en série chronologique, alors que dans le chapitre III, nous utilisons une approche qui consiste à combiner à la fois des données en série chronologique et en coupe instantanée. Finalement, dans le quatrième chapitre, nous testons plusieurs des hypothèses formulées à partir de micro-données sur les travailleurs.

## **CHAPITRE II**

**La variation intertemporelle des effectifs syndicaux :  
l'évidence empirique et  
les résultats d'analyse des données en série chronologique**

Parce que l'évolution du syndicalisme est un phénomène multivarié, la méthodologie utilisée est celle de l'analyse de régression linéaire appliquée à un modèle de détermination économétrique des effectifs syndicaux. En ce sens, nous nous inscrivons dans la lignée des travaux de Ashenfelter et Pencavel (1969), Swidinsky (1974), Bain et Elsheikh (1976) et Kumar et Dow (1986). La variable dépendante est la variation annuelle en pourcentage de ces effectifs<sup>40</sup>.

Sur le plan théorique, rappelons que la décision en cause était celle de l'adhésion au syndicat et, plus particulièrement, celle de la formation de nouveaux syndicats. Or, la variation annuelle en pourcentage des effectifs syndicaux est le reflet de bien plus que la seule formation de nouvelles unités d'accréditation.

Elle reflète également la croissance de l'emploi dans les unités d'accréditation existante sur chaque paire d'années considérée, de même qu'elle reflète la diminution du nombre d'unités d'accréditation associée aux fermetures d'entreprises pour des raisons conjoncturelles (baisse de la demande), structurelles (déclin de l'industrie) ou

---

<sup>40</sup>Comme dans le cas des études citées ci-dessus, nous utilisons la variable dépendante sous forme de variation annuelle en pourcentage plutôt que sous forme de niveau car la première forme présente plus de variance que la seconde. Le lecteur peut consulter le tableau I pour s'apercevoir que les effectifs syndicaux sous forme de niveau affichent une tendance à la hausse durant la période 1966-1988, alors qu'en exprimant ces mêmes chiffres sous forme de variation en pourcentage l'on fait ressortir la variance qui a caractérisé cette évolution. Par ailleurs, cette façon de procéder pourrait se justifier comme servant à corriger pour une très forte autocorrélation des erreurs. Une alternative à cette méthode aurait été d'utiliser les moindres carrés généralisés. Nous remercions le professeur Bernard Fortin qui a attiré notre attention sur ce dernier point.

frictionnelles (faillites de mauvaise gestion)<sup>41</sup>.

De façon à fournir une explication adéquate de la variable dépendante, il convient de considérer diverses variables empiriques susceptibles d'affecter chacun de ces trois éléments et de préciser, s'il y a lieu, l'influence distincte qu'elles peuvent exercer sur les secteurs privé et public.

Les variables indépendantes de contrôle, autres que celles de la petite entreprise, sont le taux de chômage, l'emploi (sa variation annuelle en pourcentage), la densité syndicale déjà atteinte, les salaires réels et nominaux et une variable de politique de contrôle des prix et des revenus. La période étudiée en premier lieu est celle des années 1967 à 1982. Ceci, en raison de l'absence de données disponibles et comparables sur l'emploi dans les petites entreprises après 1982, l'absence de données disponibles sur les effectifs syndicaux par sous-secteur d'activité en série chronologique continue avant 1966 et le changement de définition dans les données sur la population active en 1966<sup>42</sup>. Pour remédier à ce problème, nous procédons dans un deuxième lieu à quelques exercices de prévision de l'emploi dans les petites entreprises, ce qui nous permet d'allonger la période d'observation jusqu'en 1988. A l'aide des données ainsi obtenues, nous

---

<sup>41</sup>Ce type de réflexion constitue une version modifiée de l'analyse présentée par Swidinsky (1974). A noter également qu'au Canada, il y a très peu de cas de désaccréditation pour causes autres que la fermeture d'entreprises, si ce n'est pour effectuer un changement d'affiliation syndicale. Dans ce dernier cas, les pertes d'accréditation étant compensées par les nouvelles accréditations, le changement net en termes d'effectifs est nul.

<sup>42</sup>Le changement de définition dans l'enquête a eu lieu en 1975, mais les données ont pu être uniformisées rétroactivement jusqu'en 1966. Par ailleurs, comme il s'agit de variations annuelles des effectifs syndicaux, nous perdons la première année de référence, en l'occurrence l'année 1966.

réestimons le modèle sur cette nouvelle période qui va, donc, de 1967 à 1988. Ceci étant dit, nous pouvons passer à l'examen des fondements théoriques des variables mentionnées ci-dessus.

### *1. Le chômage et les variations de l'emploi*

A première vue, les variables de taux de chômage et de variation de l'emploi peuvent sembler très reliées, sinon parfaitement colinéaires. Dans les faits, cependant, nous nous attendons à des influences distinctes<sup>43</sup>. D'une part, dans le cadre d'une régression où la variable dépendante est la variation en pourcentage des effectifs syndicaux et où deux des variables indépendantes sont la variation en pourcentage de l'emploi total et le taux de chômage, le coefficient estimé pour la variable d'emploi fournit directement de l'information sur l'élasticité des effectifs syndicaux par rapport à l'emploi moyen ou à long terme, indépendamment de la conjoncture économique courante. Le coefficient de la variable taux de chômage tiendra compte, pour sa part, des déviations cycliques de la variation des effectifs syndicaux par rapport à cette élasticité.

Du fait que nous considérons la variable de chômage (taux de chômage annuel, T.C.) comme mesure empirique reflétant les conditions de la demande et dont l'effet principal devrait se manifester avant tout sous forme de fermeture d'entreprises, nous nous attendons, en conséquence, à ce que, toutes choses étant égales par ailleurs, la variation en pourcentage des effectifs syndicaux soit en rapport inverse avec le taux de chômage.

---

<sup>43</sup>Sur le débat entourant l'introduction conjointe de variables de chômage et d'emploi, voir Mancke, 1971; Bain et Elsheikh, 1976; et Carruth et Disney, 1988. En fait, pour la période 1967-1988, la corrélation entre les deux variables est de l'ordre de : -0,43. Par ailleurs, nous tenons à souligner que les variables de taux de chômage et de taux de croissance de l'emploi peuvent non seulement affecter la croissance des effectifs syndicaux mais peuvent aussi être influencées par le niveau de cette variable, d'où la possibilité d'un lien de causalité inverse.

D'autres raisons ont été invoquées pour justifier ce rapport inverse :

- les employés verraient plus d'avantages à s'organiser en période de bas chômage ou de haute conjoncture (Commons, 1911; Swidinsky, 1974);
- les risques de représailles de la part des employeurs (congédiement pseudo-économique qui représente un coût d'organisation pour les individus militants et les adhérents potentiels) seraient plus grands en période de chômage élevé qu'en période où le chômage est plus bas (Ashenfelter et Pencavel, 1969).

Dans le cas du secteur public toutefois, il est attendu que la sensibilité de la variation en pourcentage des effectifs syndicaux par rapport à la variable chômage, sera beaucoup moins grande que dans le cas du secteur privé. Le gouvernement, les écoles et les hôpitaux de même que les sociétés de la Couronne ne ferment pas leurs portes en raison d'une baisse de la demande globale.

Rose (1984) et Reder (1988) ajoutent, pour leur part, qu'une fois adoptées les lois permettant la syndicalisation des employés du secteur public, les organisateurs syndicaux de ce secteur font rarement l'objet de représailles systématiques de la part de leur employeur et que de ce fait, ils ont un coût d'organisation plus faible que les organisateurs syndicaux du secteur privé. Nous avons donc un premier élément qui nous fait distinguer les deux secteurs. Le lien entre la variation des effectifs syndicaux et le taux de chômage devrait être beaucoup plus faible, sinon inexistant, dans le secteur public que dans le secteur privé.

## 2. *La densité syndicale déjà atteinte*<sup>44</sup>

Le taux de syndicalisation retardé d'une période apparaît très souvent dans les équations de détermination des effectifs syndicaux<sup>45</sup>. La raison invoquée est celle de l'effet de saturation selon lequel la croissance du syndicalisme devrait se ralentir au fur et à mesure que la densité syndicale s'accroît. Cette hypothèse, avancée par Bernstein (1954) et soutenue par la plupart des travaux menés en série chronologique sur la question, est très proche de notre modèle qui stipule des coûts marginaux croissants avec la densité syndicale. Elle néglige toutefois la contre-hypothèse selon laquelle le syndicalisme, pour se développer et prendre de la force, sera d'autant plus favorisé lorsqu'il contrôle une forte part du marché et donc lorsque la densité syndicale s'accroît. Une hypothèse plus juste consisterait à dire que l'effet attendu de la densité syndicale déjà atteinte est double. D'une part, on s'attend à ce que la variation des effectifs syndicaux soit tout d'abord une fonction positive à taux décroissant de la densité syndicale déjà atteinte. D'autre part, on s'attend à ce qu'éventuellement, la relation se renverse et devienne négative. En somme, nous nous attendons à ce que la relation entre le taux de syndicalisation retardé d'une période et la variation en pourcentage des effectifs syndicaux épouse une forme en U inversé. Ceci parce que d'une part, les gains syndicaux ont tout d'abord tendance à se renforcer en réduisant la concurrence des travailleurs et des entreprises non syndiqués. Néanmoins, cet effet de renforcement aura

---

<sup>44</sup>Compte tenu du fait que la densité syndicale est directement reliée à notre variable dépendante, il faudrait s'attendre à ce que les effets à court terme et à long terme, des variables explicatives, ne soient pas les mêmes.

<sup>45</sup>On peut se référer utilement à Ashenfelter et Pencavel (1969), Bain et Elsheikh (1976), Kumar et Dow (1986), Fiorito (1982), Moore et Pearce (1976), Sheflin, Troy et Koeller (1981).



plus ou moins tôt fait de connaître des rendements décroissants au fur et à mesure que le syndicalisme devra s'adresser à des entreprises plus concurrentielles, de plus petite taille, plus dispersées sur le plan géographique et dont le taux de roulement de la main-d'oeuvre est plus élevé (Cousineau, 1981). Pour capter ce double effet de cumul puis de saturation, la variable de taux de syndicalisation retardée d'une période a été mise sous forme de polynôme du second degré ( $TS_{.1}$  et  $TS^2_{.1}$ ). On s'attend à ce que le coefficient de  $TS_{.1}$  soit positif et celui de la variable  $TS^2_{.1}$  soit négatif. C'est ce que nous anticipons pour le secteur privé.

Dans le cas du secteur public, il convient de noter que sur la période d'observation considérée, la croissance des effectifs syndicaux était déjà fort élevée au point de départ (1967). La forme du polynôme de second degré sera également mise à l'essai, mais il existe une forte présomption selon laquelle seul l'effet de saturation s'y manifeste.

### 3. L'effet de la petite entreprise

En conformité avec les hypothèses développées antérieurement, l'effet de la petite entreprise sur l'évolution des effectifs syndicaux a été considéré sous forme d'interaction avec la variable d'emploi. On suppose que la variation de l'emploi total offre un potentiel d'accroissement des effectifs syndicaux, mais que ce potentiel soit d'autant réduit que la part des petites entreprises s'accroisse dans l'emploi total. En termes mathématiques, pour  $\Delta\%ES$  = la variation en pourcentage des effectifs syndicaux,  $\Delta\%ET$  = la variation en pourcentage de l'emploi total et PE = l'importance relative de l'emploi dans les petites entreprises, nous avons :

$$(1) \quad \Delta\%ES = a + b\Delta\%ET \quad \text{tel que}$$

$$(2) \quad b = c + dPE \quad \text{où } c > 0 \text{ et } d < 0 .$$

C'est-à-dire que l'ajustement des effectifs syndicaux à l'emploi total (le coefficient b) est lui-même une fonction inverse, ( $d < 0$ ) du développement de la petite entreprise (variable PE). Sous forme structurelle, le modèle partiel devient donc, par substitution de (2) dans (1) :

$$(2)' \quad \Delta\%ES = a + c\Delta\%ET + dPE \cdot \Delta\%ET$$

où la variable  $\Delta\%ET$  apparaît deux fois dans l'équation. Une fois sous forme simple et une autre où elle entre en interaction avec PE. Les coefficients estimés de c et d définissant alors, avec PE, la valeur de b, c'est-à-dire le coefficient d'ajustement des effectifs syndicaux à l'emploi total.

Dans le cas du secteur public, il est évident que la variable PE est non pertinente du fait qu'il n'y a pas ou peu de petites entreprises dans ce secteur. Il faut donc l'exclure de la spécification de l'équation du secteur public.

Dans la littérature, nous trouvons une approche alternative qui suggère de considérer les changements dans l'opinion publique comme explication du déclin observé dans les taux de syndicalisation. Freeman (1988) a déjà répondu, à cet égard, que l'hypothèse de changements structurels dans l'activité économique est peu convaincante. D'une part, dans le cas des Etats-Unis, tout au moins, la synchronisation des mouvements de l'opinion publique et ceux des taux de syndicalisation est défailante : aucun déclin dans l'opinion publique n'a pu correspondre à une période de baisse de la syndicalisation. D'autre part, d'autres pays ont connu des changements structurels similaires alors que leur densité syndicale s'est accrue. Finalement, les enquêtes sur les attitudes à l'égard du syndicalisme montrent que les groupes pour lesquels l'emploi s'est le plus développé sont nettement favorables au syndicalisme. Ce qui aurait dû avoir pour effet d'accroître et non de réduire le développement de la syndicalisation.

Par ailleurs, selon Freeman (1988), l'hypothèse implicite au raisonnement structuraliste à l'effet que les taux de syndicalisation par secteur sont fixes est inacceptable en soi. Sur le plan historique, le syndicalisme s'est étendu avant tout là où il n'y avait pas de syndicats.

Pour notre part, nous sommes d'avis que la variable de taux de syndicalisation retardé d'une période est censée tenir compte, en partie tout au moins, du phénomène de saturation dans les secteurs déjà fortement syndiqués et que la variable PE mesure de façon plus fondée analytiquement les changements structurels qui se sont opérés à travers le temps. Néanmoins, nous opposerons ces hypothèses en testant alternativement le modèle sectoriel (part de l'emploi dans les sous-secteurs peu syndiqués) et le modèle PE<sup>46</sup>.

---

<sup>46</sup>Dans le cas du Canada, nous ne pouvons pas tester l'hypothèse de l'opinion publique de façon rigoureuse du fait que nous ne disposons pas de données officielles en séries chronologiques sur l'évolution de l'opinion publique vis-à-vis du syndicalisme.

#### *4. Les salaires réels et nominaux*

La variation annuelle, en pourcentage, des salaires réels ou nominaux apparaît également dans la littérature. L'effet, a priori, de l'une ou l'autre de ces variables, est ambigu.

D'une part, Bain et Elsheikh (1976) leur attribuent un effet de crédit. En périodes favorables pour la progression des salaires, les syndicats pourraient chercher à profiter de la situation pour démontrer aux travailleurs non syndiqués les gains qu'ils peuvent arracher à l'employeur.

D'autre part, Carruth et Disney (1988) opposent à cette argumentation le fait qu'un marché favorable aux vendeurs n'a pas besoin de syndicalisme : les gains salariaux sont élevés avec ou sans syndicat. Par rapport à notre modèle théorique, ceci signifie que les bénéfices nets anticipés de la syndicalisation varient en rapport inverse avec le taux de croissance des salaires. Pour Carruth et Disney (1988), l'association variation des salaires-syndicalisme serait négative. Suivant l'hypothèse de Bain et Elsheikh (1976), ce serait le contraire qui se produirait : elle serait positive. Diverses variables de progression des salaires seront successivement introduites dans le modèle empirique du secteur privé.

Dans le cas du secteur public, il convient de noter que les travailleurs non syndiqués mais syndicables de ce secteur peuvent avoir des caractéristiques de

resquilleurs, ceux-ci pouvant bénéficier plus ou moins automatiquement, dans les administrations publiques et parapubliques tout au moins des mêmes conditions que celles négociées par des groupes syndiqués du secteur public qui leur sont comparables. Ces groupes relèvent du même budget et du même employeur. L'hypothèse de Carruth et Disney (1988) y semble donc davantage de mise que dans le secteur privé où les travailleurs non syndiqués ne sont pas assurés aussi automatiquement de gains similaires à ceux des groupes syndiqués appartenant à des entreprises différentes. La présomption d'une association inverse entre la croissance des effectifs syndicaux et celle des salaires est donc plus vraisemblable dans le secteur public que dans le secteur privé. Selon Rose (1984), l'imposition de la formule Rand<sup>47</sup> ou encore la pratique des ateliers fermés, dans le secteur municipal plus particulièrement, peuvent atténuer cette affirmation.

---

<sup>47</sup>Selon la formule Rand, tout groupe d'employés directement influencé par les ententes salariales et autres d'un groupe de travailleurs syndiqués doit payer des cotisations au syndicat.

### *5. Les contrôles de prix et de revenus et autres variables*

Finalement, parce que la période étudiée incorpore la politique de contrôle des prix et des revenus appliquée en octobre 1975, il nous a paru important de chercher à tenir compte de l'effet de cette politique sur notre variable dépendante. Encore une fois, cependant, il nous faut dire que l'effet attendu est ambigu. Les contrôles ont pu stimuler la syndicalisation dans la mesure où les travailleurs non syndiqués pourraient percevoir le syndicalisme comme un outil permettant de les contourner. La politique faisait une exception des liens dits historiques. L'association à des centrales puissantes pouvant "démontrer" les liens historiques pourrait être perçue comme rentable à la marge. Par contre, compte tenu du fait que les contrôles ne s'appliquaient légalement qu'aux grands syndicats, les travailleurs non syndiqués s'en trouvaient "en principe" exclus.

L'effet des contrôles de prix et de revenus a été pris en considération par une variable de type dichotomique ( $CONT = 0$  avant les contrôles et non nulle par après) modulée en fonction des diverses formes possibles de leur influence sur la variable dépendante à l'intérieur ou même au-delà de la période de contrôle comme telle (par exemple, croissante de 1975 à 1978, puis décroissante par la suite). Nous n'avons pas d'attente, a priori, ni pour le secteur privé ni pour le secteur public.

D'autres variables ont pu également faire l'objet de notre attention dont des variables légales. C'est ainsi qu'au niveau de la fonction publique fédérale, par exemple, la loi permettant la syndicalisation et accordant le droit de grève a été adoptée en 1967,

moment où commence notre période d'observation. Le terme constant de notre régression pour le secteur public absorbe en quelque sorte ce choc, alors que la variable taux de syndicalisation retardé d'une période est en mesure d'en capter les effets décroissants à travers le temps. Au niveau provincial, diverses lois ont pu également être adoptées pour favoriser l'expansion du syndicalisme, mais comme ces effets sont locaux, on ne pourrait espérer les capter adéquatement à l'intérieur d'un modèle canadien agrégé. Nous réservons cette question à l'analyse interprovinciale de la croissance du syndicalisme, ce qui constitue, comme nous l'avons déjà souligné, une voie de recherche à venir qui ne manque certainement pas d'intérêt.

En résumé, notre modèle empirique se ramène à considérer le chômage, la petite entreprise, les taux de syndicalisation retardés d'une période, les variations annuelles des salaires, la variation de l'emploi total et les contrôles des prix et de revenus comme principales variables explicatives de la variation annuelle en pourcentage des effectifs syndicaux dans le secteur privé. Dans ce dernier cas, nous nous attendons à ce que toutes ces variables aient un effet défini à l'exception des variables de salaires et de contrôle des prix et des revenus : le chômage ayant un effet négatif, le taux de syndicalisation retardé d'une période ayant un effet positif, le taux de syndicalisation retardé d'une période au carré ayant un effet négatif, la variation de l'emploi total ayant un effet positif et la variable d'interaction emploi-petite entreprise ayant un effet négatif.



L'hypothèse d'une relation inverse entre l'évolution du taux de variation des effectifs syndicaux et le développement de la petite entreprise se trouverait vérifiée si a) le modèle dans son ensemble affichait une performance statistique satisfaisante et b) si le terme d'interaction  $(PE \cdot \Delta\%ET)$  était affecté d'un coefficient négatif et significatif.

Dans le cas du secteur public, seul la variation de l'emploi (effet positif) et le taux de syndicalisation retardé d'une période (effet négatif) comportent des attentes. Cependant, il y a des présomptions quant à l'existence d'une relation inverse entre salaires et syndicalisme dans ce dernier secteur<sup>48</sup>.

Par ailleurs, soulignons que jusque là, notre analyse suppose que l'évolution du syndicalisme dans les secteurs privé et public s'explique dans un cadre de parfaite indépendance entre les deux secteurs. Dans les faits, cependant, il existe plusieurs raisons qui nous poussent à s'interroger sur les liens qui pourraient, possiblement, exister entre les deux secteurs et particulièrement sur l'influence mutuelle qui pourraient s'établir entre eux.

Une de ces raisons tient au fait que les mêmes centrales syndicales sont impliquées au niveau des deux secteurs à la fois. Dès lors, il leur serait possible de

---

<sup>48</sup>L'annexe I décrit les données utilisées pour la construction de ces diverses variables.

dégager une partie des ressources générées dans le secteur le plus syndiqué et l'affecter à leurs efforts d'organisation et de recrutement dans le secteur qui est faiblement syndiqué.

En plus, ces mêmes centrales syndicales pourraient chercher, dans les périodes où le rapport de force leur est favorable, à utiliser les résultats obtenus dans le secteur le plus syndiqué pour démontrer aux travailleurs du secteur le moins organisé les gains qu'elles peuvent arracher à l'employeur et tenter, ainsi, de les convaincre des avantages que peut leur procurer la voie collective.

Une autre raison vient du côté des travailleurs qui observent l'état de la syndicalisation dans les deux secteurs et peuvent à ce moment là décider, toutes choses étant égales par ailleurs, de s'orienter vers un secteur ou l'autre en fonction de leurs préférences vis-à-vis la syndicalisation.

Ces considérations justifient amplement le fait que l'évolution du syndicalisme dans le secteur public puisse influencer celle du secteur privé et vice-versa, et nous amènent donc à procéder à une vérification empirique de cette question.

A ce titre, nous commençons d'abord par utiliser ce que l'on appelle communément le "SURE" (seemingly unrelated regression equations)<sup>49</sup> pour examiner

---

<sup>49</sup>Ces deux méthodes sont largement discutées dans la plupart des manuels d'économétrie, mais le lecteur peut se référer utilement à Jan Kmenta (1986).

l'existence éventuelle d'un lien plutôt subtil entre l'équation déterminant l'évolution des effectifs syndicaux du secteur privé et celle du secteur public. Il s'agit, plus particulièrement, d'examiner dans quelle mesure il pourrait y avoir une quelconque corrélation entre les deux termes d'erreur de ces équations.

Par la suite, nous testons de façon plus directe l'influence mutuelle qui pourrait s'exercer entre les deux secteurs. Pour cela, nous ajoutons la variable dépendante de la deuxième équation (à savoir la variation annuelle en pourcentage des effectifs syndicaux du secteur public) aux variables explicatives de la première équation (celle du secteur privé) et vice-versa et procédons ainsi à des tests de simultanéité en utilisant la méthode des doubles moindres carrés<sup>50</sup>.

En définitive, notre démarche pour cette période de base (1967-1982) comporte trois étapes consécutives :

- il s'agit en premier lieu, d'estimer chacune des équations de base (du privé et du public) par la méthode des moindres carrés ordinaires<sup>51</sup>;
- en deuxième lieu, de vérifier la corrélation entre les deux termes d'erreur de ces équations ("SURE");
- finalement, tester la simultanéité pour chacune de ces équations par la méthode des doubles moindres carrés.

---

<sup>50</sup>Op. cit.

<sup>51</sup>Le contenu de cette partie s'inspire largement de l'article de Cousineau, J.M. et E. Najem (1990).

## *6. Les résultats des estimations*

### *6.1. La période de base : 1967-1982*

Du fait que notre période d'estimation est relativement courte (1967-1982), nous n'avons pas assez de degré de liberté pour pouvoir intégrer dans une même équation (pour le secteur privé tout au moins) toutes les variables que nous avons énumérées dans les sous-sections précédentes<sup>52</sup>.

Notre démarche a consisté, dans une première étape, à vérifier la validité du modèle PE (petite entreprise) en incluant les cinq variables pour lesquelles nous avons des attentes bien définies en plus de la constante et de la variable de contrôle des prix et des revenus. Par la suite, nous avons estimé différentes variantes de la même équation en incorporant de façon alternative plusieurs variables de progression des salaires. Dans une deuxième étape, nous avons procédé à la vérification de l'hypothèse structuraliste en remplaçant la variable PE par une variable sectorielle. Pour le secteur public, le problème de degré de liberté ne se pose pas, étant donné le nombre relativement restreint de variables que nous avons pu identifier a priori.

---

<sup>52</sup>Les sources de données que nous avons utilisées s'arrêtent en 1982. Des changements législatifs ont rendu les données sur les effectifs syndicaux non comparables aux années antérieures à partir de 1983. Avant 1966, les données sur l'emploi, la population active et le taux de chômage sont également non strictement comparables.

Les principaux résultats de nos estimations sont rapportés aux tableaux IV et V pour le secteur privé et au tableau VI pour le secteur public. On y trouve que plusieurs des hypothèses avancées dans les sous-sections précédentes sont confirmées.

En effet, et tel qu'indiqué au tableau IV, le modèle, dans son ensemble, est très performant sur le plan statistique. Le  $R^2$  est supérieur à 96%, la statistique "F" dépasse largement le seuil critique requis (au niveau de 5%) et toutes les variables explicatives retenues sont significatives au seuil de 5%.

Par ailleurs, et tel qu'attendu :

- 1) l'effet de l'emploi sur la variation des effectifs syndicaux est positif, mais moins que proportionnel. Au point des moyennes, l'élasticité des effectifs syndicaux par rapport à l'emploi est estimée à 0,27. C'est dire que chaque augmentation de l'emploi de 1% accroît de façon moins que proportionnelle (0,27%) les effectifs syndicaux;
- $$L.S. \propto 1 - \frac{E}{2}$$
- 2) le taux de chômage exerce une influence négative appréciable sur l'évolution des effectifs syndicaux. Chaque augmentation de 1 point dans le taux de chômage réduit le taux de croissance des effectifs syndicaux de l'ordre de 3 points de

pourcentage<sup>53</sup>.

- 3) les effets de densité et de saturation jouent dans le sens attendu. Le coefficient de la variable  $TS_{-1}$  est positif, tandis qu'il est négatif pour la variable  $TS^2_{-1}$ . Le seuil critique à partir duquel la relation s'inverse est atteint à un taux de syndicalisation de 27%<sup>54</sup>.
- 4) l'effet de la petite entreprise est tel qu'attendu. Il est négatif et significatif. Au point des moyennes, un accroissement de 1 point de pourcentage de la part de l'emploi dans les petites entreprises réduit le taux de croissance "naturel" des effectifs syndicaux de l'ordre de 0,2 point de pourcentage;
- 5) l'effet des contrôles des prix et des revenus sur la variation des effectifs syndicaux est positif. Au plus fort de leur impact, en 1978, ceux-ci auraient contribué à accroître la croissance des effectifs syndicaux de près de 6%. C'est un effet appréciable qui, jusqu'à présent, était plutôt passé inaperçu dans la littérature sur l'évolution intertemporelle des effectifs syndicaux<sup>55</sup>.

---

<sup>53</sup>A l'inverse, il faut en conclure, comme ce fut le cas sur la période plus récente, que chaque réduction de 1 point de pourcentage dans le taux de chômage a pu contribuer à accroître les effectifs syndicaux de 3 points de pourcentage.

<sup>54</sup>Le taux de syndicalisation pour les quatre grands sous-secteurs visés est passé de 30% à 24,4% au cours de notre période d'observation.

<sup>55</sup>La variable est ainsi définie, 0,25 en 1976, 0,50 en 1977, 1 en 1978, 0,50 en 1979 et 0,25 en 1980 (0 partout ailleurs).

Mentionnons également qu'en alternative avec cette façon d'étudier l'effet du développement de la petite entreprise sur la croissance des effectifs syndicaux, nous avons cherché à vérifier l'hypothèse d'un effet structurel et direct de la variable PE sur la variation annuelle en pourcentage de ces mêmes effectifs. Nos résultats d'estimation ont rejeté cette hypothèse<sup>56</sup> signifiant par là que si effet il y a, il ne se manifeste clairement qu'au niveau d'une réduction de la capacité qu'a le syndicalisme d'attirer dans ses rangs les nouveaux emplois créés principalement dans le secteur de la petite entreprise.

---

<sup>56</sup>A elle seule, la variable PE n'était pas significative.

Tableau IV

Période de base : 1967 - 1982  
 Résultats des estimations du modèle de détermination  
 des effectifs syndicaux du secteur privé (M.C.O.)

Variables indépendantes	1
Constante	-239,25 (-4,31)
TC (taux de chômage)	-3,34 (-9,93)
TS <sub>,1</sub> (taux de syndicalisation)	19,48 (5,03)
TS <sup>2</sup> <sub>,1</sub> (taux de syndicalisation au carré)	-0,36 (-5,43)
$\Delta\%ET$ (variation en % de l'emploi)	2,97 (2,64)
PE • $\Delta\%ET$ (variable d'interaction entre la variation en % de l'emploi et l'importance relative de la petite entreprise)	-0,09 (-2,47)
CONT (contrôle de prix et de revenus)	5,99 (3,22)
R <sup>2</sup>	0,9660
R <sup>2</sup> corrigé	0,9433
F	28,42
D.W.	1,74

( ) = Statistiques "t"



Enfin, il nous apparaissait important de souligner, puisque nous nous situons dans la lignée des travaux économétriques sur la question, l'omission des variables d'inflation, des variations de salaires nominaux, des variations de salaires réels et de la part de l'emploi dans les industries peu syndiquées (effet de structure). Chacune de ces variables a tout d'abord été incluse dans le modèle, puis exclue par la suite sur la base des critères suivants : 1) elles n'étaient pas significatives; 2) elles ne contribuaient pas à l'accroissement du  $R^2$  corrigé; et 3) elles ne modifiaient pas de façon substantielle les coefficients obtenus sur les autres variables. Le tableau V (colonnes 2 à 5) présente un extrait de ces principaux résultats et confirme de la sorte la robustesse des résultats présentés au tableau IV et repris dans la première colonne du tableau V.

Du côté du secteur public, le tableau VI nous indique que les résultats sont plus modestes, mais non moins intéressants.

Tout comme dans le secteur privé, l'impact des variations de l'emploi est inférieur à l'unité, indiquant de ce fait une progression plus modérée de l'emploi syndiqué à la faveur des emplois non syndiqués. Cependant, contrairement au secteur privé, mais tel qu'attendu, seul l'effet de saturation est présent dans l'équation du secteur public.

Les contrôles n'ont pas eu d'effet, de même que le chômage. Toutefois, la variable de salaire, telle que définie par les variations de salaires réels dans le secteur

syndiqué, confirmerait l'hypothèse du resquillage. Ce n'est donc qu'au moment où les conditions salariales négociées seraient mauvaises que certains groupes décideraient de se transformer en syndicat. La progression du syndicalisme dans le secteur public se ferait donc en rapport inverse avec les conditions salariales négociées par les grands syndicats.

Le modèle explique 78 pour cent de la variance des effectifs syndicaux dans le secteur public et la statistique F est également significative au-delà du seuil de cinq pour cent.

Tableau V

Période de base : 1967 - 1982  
 Résultats des estimations du modèle de détermination des  
 effectifs syndicaux : variantes (secteur privé, M.C.O)

Variables indépendantes	1	2	3	4	5
Constante	-239,25 (-4,31)	-237,89 (-4,14)	-243,76 (-3,24)	-223,57 (-3,09)	-218,68 (-2,73)
TC	-3,34 (-9,93)	-3,39 (-9,53)	-3,35 (-9,10)	-3,40 (-8,73)	-2,96 (-6,96)
TS <sub>-1</sub>	19,48 (5,03)	19,32 (4,81)	19,78 (3,84)	18,43 (3,70)	17,82 (3,19)
TS <sup>2</sup> <sub>-1</sub>	-0,36 (-5,43)	-0,36 (-5,17)	-0,36 (-4,21)	-0,34 (-4,06)	-0,33 (-3,45)
Δ%ET	2,97 (2,64)	3,05 (2,60)	2,97 (2,49)	3,06 (2,53)	1,78 (1,12)
PE • Δ%ET	-0,09 (-2,47)	-0,09 (-2,43)	-0,09 (-2,33)	-0,09 (2,37)	-
CONT	5,99 (3,22)	6,18 (3,17)	6,00 (3,04)	6,00 (3,06)	3,50 (1,66)
$\dot{W}N$ (variation des salaires nominaux des non-syndiqués)	-	-	-	0,06 (0,36)	-
$\dot{P}$ (inflation)	-	-0,06 (-0,60)	-	-	-
$\dot{W}RS$ (variation du salaire réel, des syndiqués)	-	-	-0,01 (-0,10)	-	-
ES (importance relative des secteurs peu syndiqués)	-	-	-	-	0,04 (0,98)
R <sup>2</sup>	0,9660	0,9676	0,9661	0,9665	0,9441
R <sup>2</sup> corrigé	0,9433	0,9393	0,9364	0,9372	0,9068
F	28,42	29,89	28,46	28,84	16,88
D.W.	1,74	1,60	1,72	1,73	2,02

( ) = Statistique "t"

Tableau VI

Période de base : 1967 -1982  
 Résultats des estimations pour le secteur public :  
 la variable dépendante est la variation annuelle en pourcentage  
 des effectifs syndicaux (M.C.O.)

Variables indépendantes	Equation 7	Equation 8	Equation 9	Equation 10
Constante	68,44 (5,83)	72,92 (4,689)	70,97 (3,77)	69,96 (3,33)
VPAT (variation en % de l'emploi)	0,31 (2,28)	0,29 (1,797)	0,32 (1,92)	0,30 (1,44)
TSAI (taux de syndicalisation)	-1,79 (-5,61)	-1,91 (-4,50)	-1,88 (-3,11)	-1,84 (-2,67)
WPRSI (variation en % des salaires réels-syndiqués)	-0,31 (-2,22)	-0,32 (-1,50)	-0,31 (-2,05)	-0,30 (-1,89)
TC (taux de chômage)	-	-	0,09 (0,17)	0,03 (0,05)
D (contrôle des prix et revenus)	-	0,71 (0,41)	-	0,22 (0,13)
R <sup>2</sup>	0,7814	0,7246	0,7810	0,7814
R <sup>2</sup> corrigé	0,7267	0,6244	0,7014	0,6722
F	14,30	7,23	7,13	7,15
D.W.	1,51	2,84	1,51	2,48

( ) = Statistique "t".

Par ailleurs, dans le tableau VII, nous présentons les résultats obtenus par l'application de la procédure d'estimation itérative de Zellner (1962) à notre système d'équations de base (équation du secteur privé et celle du secteur public).

Dans la première colonne, nous retrouvons les variables explicatives de l'équation du secteur privé ( au nombre de sept) , suivies par celles du secteur public (quatre variables).

Dans la deuxième colonne, nous présentons les données utilisées comme valeurs initiales des coefficients rattachés aux variables mentionnées ci-dessus.

Finalement, nous rapportons, dans la troisième colonne, la valeur des coefficients estimés par la procédure de Zellner.

L'examen de la corrélation entre les deux termes d'erreur de nos équations de base révèle que le coefficient de corrélation des résidus est presque nul, indiquant pas là que les deux équations ne sont pas reliées, tout au moins, au niveau de leurs termes résiduels.

Le modèle dans son ensemble reste performant dans la mesure où il explique 92% de la variance des effectifs syndicaux dans le secteur privé et 74% de celle du secteur public. Aussi, et à l'exception de la variable de contrôle des prix et des revenus qui s'avère non significative à 5%, les résultats des autres variables sont restés relativement stables, tant au niveau des coefficients, qui demeurent significatifs, que de la variation des "t" statistiques<sup>57</sup>.

Finalement, les résultats reportés au tableau VIII viennent confirmer de façon plus directe l'absence d'influence mutuelle entre la variation des effectifs syndicaux du

---

<sup>57</sup>Pour l'interprétation des coefficients estimés, nous renvoyons le lecteur aux commentaires sur les tableaux 4 et 6.

secteur privé et celle du secteur public.

En effet, et tel qu'indiqué à la première colonne du tableau VIII, la variable VPESA (variation annuelle en pourcentage des effectifs syndicaux du secteur public) est statistiquement non significative, et on ne peut donc lui attribuer un effet quelconque sur la variable dépendante du secteur privé.

Il en va de même pour la variable VPESK (variation annuelle en pourcentage des effectifs syndicaux du secteur privé), apparaissant à la deuxième colonne du tableau VIII, qui se trouve, à son tour, statistiquement non significative indiquant par là que la croissance syndicale du secteur privé n'affecte en rien celle du secteur public.

Pour le reste, le modèle continue d'afficher la même performance au niveau de son pouvoir explicatif et une remarquable stabilité des coefficients estimés.

Tableau VII

"Seemingly unrelated regression equations"  
Période de base : 1967 - 1982

	Conditions initiales		Coefficients estimés	
Constante 1	-239,25	(-4,31)	-152,84	(-2,00)
TC	-3,34	(-9,93)	-2,56	(-8,13)
TSK <sub>-1</sub>	19,48	(5,03)	13,20	(2,51)
TSK <sup>2</sup> <sub>-1</sub>	-0,36	(-5,43)	-0,25	(-2,81)
PE • Δ%ET	-0,09	(-2,47)	-0,06	(-2,18)
Δ%ET	2,97	(2,64)	2,12	(2,61)
CONT	5,99	(3,22)	2,44	(1,46)*
Constante 2	68,44	(5,83)	73,21	(5,67)
VPAT	0,31	(2,28)	0,30	(2,23)
TSA <sub>-1</sub>	-1,79	(-5,61)	-1,92	(-5,45)
WPRS1	-0,31	(-2,22)	-0,360	(-2,04)

( ) = "t" statistique.

\* = non significatif à 5%.

$$\text{Coefficient de corrélation des résidus} = \frac{\text{Cov(des résidus transformés)}}{\sqrt{b_1 b_2}} = \frac{0,06}{\sqrt{255,97}} = 0,003$$

$b_1$  = variance des résidus transformés de la première équation = 15,9846;  
 $b_2$  = variance des résidus transformés de la deuxième équation = 16,0138.

Equation 1 :  $R^2=0,9132$ ;  $R^2$  corrigé=0,9186; D.W.=1,15.  
 Equation 2 :  $R^2=0,7202$ ;  $R^2$  corrigé=0,7377; D.W.=1,12.



Tableau VIII

Tests de simultanéité (corrigés pour l'autocorrélation)

Méthode : doubles moindres carrés

Période de base : 1967-1982

	Équation 1 : secteur privé			Équation 2 : secteur public	
C	-236,77	(-4,02)	C	72,30	(5,24)
TSK <sub>,1</sub>	19,24	(4,66)	VPAT	0,35	(2,18)
TSK <sup>2</sup> <sub>,1</sub>	-0,36	(-5,03)	TSA <sub>,1</sub>	-1,90	(-5,01)
VPESA	0,06	(0,34)*	VPESK	-0,07	(-0,52)*
TC	-3,24	(-7,12)	WPRS1	-0,33	(-2,26)
PE • Δ%ET	-0,09	(-2,27)			
VPKT	2,92	(2,45)			
CONT	5,69	(2,67)			
R <sup>2</sup>	0,9729		R <sup>2</sup>	0,9730	
R <sup>2</sup> corrigé	0,9491		R <sup>2</sup> corrigé	0,9632	
D.W.	1,73		D.W.	1,45	

() = "t" statistique.

\* = non significatif .

## 6.2. La période "prolongée" : 1967-1988

Rappelons d'abord que parmi les raisons qui nous ont poussé à arrêter la période d'analyse de la sous-section précédente au niveau de 1982, c'est qu'en 1983, des changements législatifs ont rendu les données sur les effectifs syndicaux non comparables aux années antérieures. Il en va de même pour la variable salaire.

Si ce problème est relativement facile à résoudre<sup>58</sup>, il reste, cependant, que nous avons à faire face à une limitation plus sérieuse au niveau des données sur la petite entreprise (PE). Ces dernières, en effet, ont été interrompues en 1982, et nous devons donc nous livrer à quelques exercices de prévision sur la variable "PE" afin d'allonger la période le plus possible et d'utiliser le maximum d'information qui nous est disponible.

A ce niveau, le fait d'utiliser les termes "exercices de prévision" prend toute sa signification lorsque l'on prend en considération les remarques suivantes :

- a) pour générer des résultats relativement acceptables, les différentes techniques de prévision nécessitent, de façon générale, un nombre assez grand d'observations et, à tout le moins, une période échantillonnale plus longue que celle que nous utilisons;

---

<sup>58</sup>Nous pouvons toujours recourir à l'utilisation d'une variable dichotomique pour essayer de capter ce changement dans les données.

- b) du fait que nous voulons allonger la période jusqu'en 1988, nous devons donc générer six observations supplémentaires pour "PE", à partir d'une période échantillonnale qui n'en contient que dix-sept (1966-1982).

Vu la taille relativement réduite de cet échantillon et en tenant compte de la première remarque, il nous semble que la qualité de la prévision risque de baisser au fur et à mesure que l'on augmente le nombre d'observations supplémentaires à générer;

- c) la problématique théorique sous-jacente à l'explication du phénomène de développement de la petite entreprise est relativement complexe et dépasse de loin le cadre de ce travail. Il en résulte que les différentes spécifications retenues vont être complètement ad hoc et peuvent, de ce fait, être facilement remises en question.

Ceci étant dit, nous présentons dans ce qui suit les résultats obtenus à partir d'une seule procédure de prévision à savoir l'application d'une régression simple de "PE" sur des termes de tendance temporelle<sup>59</sup> :

$$PE = C + a_1T + a_2T^2 + u_1 ;$$

T = tendance temporelle (Trend);

T<sup>2</sup> = son carré;                      u<sub>1</sub> = terme résiduel.

---

<sup>59</sup>Nous renvoyons le lecteur à l'annexe statistique no 2 dans laquelle nous présentons les autres procédures de prévision et les résultats qui en découlent. Nous n'avons pas voulu allourdir le texte du moment que les résultats obtenus sont presque identiques et aboutissent aux mêmes conclusions.

Le tableau IX en donne les résultats d'estimation et le tableau X les prévisions qui en résultent.

Les nouvelles données ainsi obtenues nous permettent de réestimer le modèle explicatif du comportement des effectifs syndicaux dans les secteurs privé et public et de procéder de nouveau à des tests de simultanéité sur chacune de ces équations.

**Tableau IX**

**Estimation de PE par moindres carrés ordinaires  
(1966-1982)**

Variables explicatives	Coefficients estimés et les "t" statistiques	
C (constante)	23,02	(49,80)
T	0,516	(4,36)
T <sup>2</sup>	0,015	(2,32)
R <sup>2</sup>	0,9829	
R <sup>2</sup> corrigé	0,9805	
F	403,46	
D.W.	1,85	

Tableau X

**Données de base de "PE" et les prévisions  
résultant de l'utilisation des résultats  
d'estimation du tableau 9**

Années	Données de PE	Prévisions
1966	22,77	-
1967	24,07	-
1968	25,43	-
1969	25,23	-
1970	25,93	-
1971	27,22	-
1972	28,16	-
1973	28,42	-
1974	27,78	-
1975	29,86	-
1976	29,83	-
1977	31,00	-
1978	32,30	-
1979	33,10	-
1980	34,32	-
1981	34,76	-
1982	36,57	-
1983	-	37,17
1984	-	38,24
1985	-	39,34
1986	-	40,47
1987	-	41,63
1988	-	42,82

Les principaux résultats de nos estimations par moindres carrés ordinaires sont rapportés au tableau XI pour le secteur privé et au tableau XII pour le secteur public.

De son côté, le tableau XIII présente les résultats des tests de simultanéité sur chacune de ces équations.

Il reste à signaler que pour prendre en considération les différents changements qui ont affecté nos données à partir de 1983, nous avons utilisé une variable dichotomique (D83) prenant la valeur zéro avant 1983 et la valeur un par la suite. Cependant, avant de procéder ainsi, nous avons commencé nos estimations par une spécification qui reprend exactement les mêmes variables que celles retenues pour la période de base (1967-1982). La colonne 1 du tableau XI en rapporte les résultats obtenus.

Il en ressort que seule la variable de taux de chômage a un effet significatif avec le signe attendu.

Les effets de cumul et de saturation, ainsi que la variable de contrôle des prix et des revenus sont statistiquement non significatifs.

La variable emploi est de signe contraire mais non significative et il en va de même pour la variable d'interaction entre la petite entreprise et l'emploi.

Pour le reste de notre analyse, nous avons enlevé la variable dichotomique reflétant le contrôle des prix et des revenus et nous l'avons remplacée par la variable D83 mentionnée ci-dessus. Cette dernière s'est avérée significative et a un impact positif important. Il semble en effet que les changements intervenus en 1983 auraient contribué à accroître la croissance des effectifs syndicaux de près de 6%.

Mis à part ce résultat, la colonne 2 du tableau XI montre encore une fois que seule la variable chômage a un effet significatif avec le signe attendu. Reste cependant que la variable emploi et la variable d'interaction entre la petite entreprise et l'emploi ont le bon signe même si elles ne sont pas statistiquement significatives.

En enlevant la variable de saturation ( $TS^2_{.1}$ ) de notre équation, l'on s'aperçoit à la colonne 3 que la variable de cumul devient significative mais avec un signe contraire à nos attentes. Pour leur part, la variable emploi et la variable d'interaction entre la petite entreprise et l'emploi restent statistiquement non significatives avec néanmoins les signes attendus.

Tableau XI

**Résultats des estimations du modèle de détermination  
des effectifs syndicaux du secteur privé  
1967-1988 (M.C.O)**

Variables explicatives	EQ1	EQ2	EQ3	EQ4	EQ5	EQ6
Constante	-39,54 (-0,746)*	13,06 (0,28)*	35,76 (6,97)	81,42 (1,44)*	85,65 (4,95)	86,27 (5,15)
TC	-1,67 (-6,81)	-2,07 (-7,33)	-2,04 (-7,61)	-1,57 (-4,29)	-1,55 (-5,13)	-1,55 (-5,25)
TS <sub>-1</sub>	4,82 (1,26)*	1,64 (0,48)*	-0,02 (-5,69)	-1,74 (-0,50)*	-2,07 (-5,21)	-2,06 (-5,31)
TS <sup>2</sup> <sub>-1</sub>	-0,10 (-1,52)*	-0,05 (-0,88)*	-	-0,005 (-0,09)*	-	-
Δ%ET	-0,23 (-0,24)*	0,79 (1,02)*	0,87 (1,18)*	0,40 (4,93)	0,40 (4,93)	0,40 (5,10)
PE • Δ%ET	0,02 (0,69)*	-0,01 (-0,52)*	-0,015 (-0,66)*	-	-	-
CONT	-1,56 (-0,98)*	-	-	-	-	-
D83	-	6,60 (3,02)	6,77 (3,22)	6,27 (3,11)	6,34 (3,13)	6,28 (3,22)
PE	-	-	-	-0,47 (-1,84)	-0,46 (-2,02)	-0,49 (-2,25)
WPRSI	-	-	-	-	0,08 (0,40)*	-
R <sup>2</sup>	0,8241	0,8475	0,8445	0,8791	0,8814	0,8789
R <sup>2</sup> corrigé	0,7537	0,7865	0,7959	0,8307	0,8340	0,8410
F	9,37	11,11	16,29	14,54	14,56	21,77
D.W.	1,73	1,85	1,79	1,94	1,93	1,94

( )=statistique "t".

\*=non significatif à 5%.



En observant ces résultats, nous avons décidé de vérifier l'hypothèse alternative d'un effet structurel et direct de la variable PE sur la variation annuelle en pourcentage des effectifs syndicaux. La quatrième colonne du tableau XI nous montre que cette façon de procéder est acceptable et améliore sensiblement nos résultats. L'effet direct de la petite entreprise est négatif et significatif, et tout accroissement de 1 point de pourcentage de la part relative de l'emploi dans les petites entreprises réduit le taux de croissance des effectifs syndicaux de l'ordre de 0,47 point de pourcentage.

Pour sa part, l'effet du taux de chômage est tel qu'attendu. Il est négatif et significatif, et chaque augmentation de 1 point du taux de chômage réduit le taux de croissance des effectifs syndicaux de l'ordre de 1,57 point de pourcentage. Par ailleurs, l'effet de l'emploi sur les effectifs syndicaux est positif mais moins que proportionnel donnant lieu à une élasticité de l'ordre de 0,40. C'est dire que chaque augmentation de l'emploi de 1% accroît de façon moins que proportionnelle (0,40) les effectifs syndicaux.

Les variables de densité et de saturation, quant à elles, sont non significatives mais toutes les deux négatives. On dirait qu'elles ne capteraient par là qu'un effet de saturation.

Vu cet état des choses, nous avons décidé pour le reste de nos estimations d'éliminer la variable  $TS^2_{.1}$  dans la mesure où elle est moins significative que  $TS_{.1}$  et son effet est presque nul.

Dans la cinquième colonne du tableau XI, nous testons particulièrement l'effet des variations des salaires réels sur les effectifs syndicaux. Il s'est avéré que cette variable est statistiquement non significative.

Finalement, c'est à la sixième colonne que l'on trouve les résultats que nous retenons définitivement pour cette deuxième sous-période (1967-1988) et qui indiquent que le modèle, dans son ensemble, affiche une bonne performance sur le plan statistique. Le  $R^2$  est supérieur à 87%, la statistique "F" dépasse largement le seuil critique requis (au niveau de 5%) et toutes les variables explicatives retenues sont significatives au seuil de 5%. Aussi, et par rapport à nos attentes, le modèle confirme l'effet négatif du taux de chômage et l'effet positif mais moins que proportionnel de l'emploi sur la croissance des effectifs syndicaux. Par contre, l'effet de la petite entreprise est confirmé de façon directe et non en interaction avec l'emploi. Quant à la variable de taux de syndicalisation retardé d'une période, il semble qu'elle ne capte qu'un effet de saturation.

Du côté du secteur public, le tableau XII nous indique que les résultats sont plus modestes, encore une fois, mais non moins intéressants.

Tout comme dans le secteur privé, l'impact des variations de l'emploi est inférieur à l'unité, indiquant de ce fait une progression plus modérée de l'emploi syndiqué à la faveur des emplois non syndiqués. Aussi, mais tel qu'attendu, seul l'effet de saturation est présent dans l'équation du secteur public. Les salaires, de même que le chômage

n'ont pas eu d'effet. Cependant les changements intervenus en 1983 semblent avoir affecté le secteur public de façon positive et fort importante.

Le modèle explique 75 pour cent de la variance des effectifs syndicaux dans le secteur public et la statistique "F" est également significative au-delà du seuil de 5 pour cent.

Finalement, les résultats reportés au tableau XIII viennent encore une fois confirmer de façon directe l'absence d'influence mutuelle entre la variation des effectifs syndicaux du secteur privé et celle du secteur public.

**Tableau XII**  
**Résultats des estimations du modèle de détermination**  
**des effectifs syndicaux du secteur public**  
**1967-1988 (M.C.O.)**

Variables explicatives	EQ1	EQ2	EQ3	EQ4
Constante	14,11 (3,47)	13,35 (2,60)	11,12 (2,72)	11,91 (2,58)
D83 (changements intervenus en 1983)	15,88 (6,89)	16,01 (6,62)	18,94 (6,57)	19,24 (6,46)
TSA <sub>-1</sub> (taux de syndicalisation (-1))	-0,30 (-2,95)	-0,30 (-2,20)	-0,10 (-0,65)*	-0,10 (-0,65)*
VPAT (variation en % de l'emploi)	0,43 (2,17)	0,42 (2,03)	0,29 (1,31)*	0,29 (1,28)*
WPRSI (variation en % des salaires réels-syndiqués (-1))	-	0,05 (0,253)*	-	-0,09 (-0,42)*
TC (taux de chômage)	-	-	-0,55 (-1,50)	-0,63 (-1,53)*
R <sup>2</sup>	0,7480	0,7490	0,7837	0,7887
R <sup>2</sup> corrigé	0,7060	0,6899	0,7328	0,7226
F	17,80	11,94	14,49	11,19
D.W.	1,85	1,86	1,89	1,88

( ) = statistique "t".  
 \* = non significatif à 5%.

**Tableau XIII**  
**Tests de simultanéité sur les deux équations**  
**(corrigés pour l'autocorrélation)**  
**Méthode : doubles moindres carrés**  
**Période : 1967-1988**

	Équation 1 : secteur privé			Équation 2 : secteur public	
Constante	83,11	(4,85)	Constante	14,40	(3,34)
TSK <sub>-1</sub>	-2,01	(-5,09)	TSA <sub>-1</sub>	-0,30	(-2,91)
VPESA	0,09	(0,40)*	VPESK	0,07	(0,44)*
TC	-1,52	(-4,73)	VPAT	0,37	(1,60)
PE	-0,45	(-2,03)	D83	16,05	(6,73)*
VPKT	0,39	(4,73)			
D83	4,67	(1,08)*		-	-
R <sup>2</sup>	0,8935		R <sup>2</sup>	0,9283	
R <sup>2</sup> corrigé	0,8509		R <sup>2</sup> corrigé	0,9114	
F	16,77		F	51,79	
D.W.	1,95		D.W.	1,85	

( ) = statistique "t".  
 \* = non significatif à 5%.

En effet, et tel qu'indiqué à la première colonne de ce tableau, la variable VPESA (variation annuelle en pourcentage des effectifs syndicaux du secteur public) est statistiquement non significative ce qui implique que l'on ne peut lui attribuer un effet quelconque sur la variable dépendante du secteur privé.

De son côté, la deuxième colonne du tableau XIII nous indique que la variable VPESK (variation annuelle en pourcentage des effectifs syndicaux du secteur privé) est à son tour non significative impliquant par là que la croissance syndicale du secteur privé n'affecte en rien celle du secteur public.

Pour le reste, le modèle continue d'afficher la même performance en termes de son pouvoir explicatif et une remarquable stabilité des coefficients estimés à l'exception de la variable D83 à la première colonne.

### **CHAPITRE III**

**La législation du travail et l'évolution des  
effectifs syndicaux du secteur privé :  
une analyse interprovinciale combinant des données  
en coupe instantanée et en série chronologique**

Dès la première partie de cette thèse, nous avons pu constater que le régime des relations de travail constitue, sans équivoque, un des éléments les plus déterminants de l'évolution du syndicalisme canadien.

Il convient de rappeler cependant, que la législation du travail peut affecter à son tour soit les coûts, soit les bénéfices de la syndicalisation. En facilitant les procédures d'accréditation, en protégeant les travailleurs des représailles et de certaines pratiques déloyales des employeurs, elle en réduit les coûts.

En favorisant un rapport de force à l'avantage des syndiqués, elle en accroît les bénéfices. C'est pourquoi nous nous attendons à ce que ces types de lois favorisent l'expansion du syndicalisme.

Par contre, lorsque l'on a affaire à des lois qui protègent plus particulièrement les travailleurs non syndiqués (lois sur les normes de travail, par exemple), l'effet est moins clair a priori.

D'une part, comme le prétendent Neuman et Rissman (1984), ces lois peuvent directement réduire les bénéfices de la syndicalisation si elles accordent aux travailleurs non syndiqués les mêmes avantages qu'ont les travailleurs syndiqués (e.g. mesures législatives portant sur les congédiements injustes). En ce sens, elles jouent à titre de substitut au syndicalisme et peuvent nuire à son développement : l'État se substitue au



processus de la négociation collective organisée. Neuman et Rissman trouvent confirmation à cet effet que les pratiques de tribunaux visant à protéger les travailleurs contre les congédiements injustes sont étroitement corrélées avec la baisse des effectifs syndicaux aux États-unis.

Ce que ne disent pas ces auteurs cependant, c'est qu'il existe une contre-hypothèse à cet effet présumé. Cette contre-hypothèse, on la trouve dans les ouvrages de "*Public Choice*" (cf. notamment Migué, 1983). La raison en est, qu'en l'absence de "protection" pour les groupes de travailleurs syndiqués, la concurrence que les travailleurs non syndiqués leur mèneraient serait intolérable. En conséquence, le mouvement syndical a besoin de telles mesures pour protéger son rapport de force.

Il apparaît donc que ce type de loi agit simultanément sur deux facteurs à la fois, à savoir les bénéfices de la syndicalisation (effet à la baisse) et le rapport de force des syndiqués (effet à la hausse). Il convient donc d'estimer l'effet net de ces deux forces contraires.

Sur le plan technique ou méthodologique, l'estimation de l'impact des législations sur l'évolution du syndicalisme pose quelques problèmes.

Premièrement, les études canadiennes actuelles considèrent la variation annuelle en pourcentage des effectifs syndicaux de l'ensemble du Canada comme variable

dépendante. Il est donc difficile, dans un tel contexte, de capter l'effet d'un changement législatif dans une province (e.g. Manitoba) sur l'ensemble des effectifs syndicaux canadiens.

D'autre part, le recours à des séries chronologiques pour une seule province ne règle pas tout à fait le problème d'estimation. Dans un tel contexte, la variable dichotomique représentant le changement législatif peut capter tout à la fois l'effet de ce changement et celui d'autres changements structurels qui se seraient produits en même temps que le changement législatif.

L'approche que nous développons sur le plan méthodologique consiste à combiner à la fois des données en série chronologique et en coupe instantanée (à ce niveau, nous disposons de données inédites de Statistique Canada). Le regroupement des données sur la variation des effectifs syndicaux par année et par province dans une même régression nous permet d'identifier un certain nombre de mesures législatives similaires adoptées dans différentes provinces à des moments différents du temps. Si on définit une variable dichotomique par catégorie de changements législatifs (e.g. adoption de la formule Rand) et que ceux-ci soient apparus à des moments différents du temps dans les diverses provinces, il y a peu de chances que les autres changements structurels soient corrélés avec eux. C'est pourquoi nous anticipons capter, à travers cette procédure, l'effet du plus petit dénominateur commun, à savoir l'effet de ce type de changement législatif. Un excellent exemple de cette procédure appliquée au cas de

l'effet des changements législatifs sur l'activité de grève au Canada nous est donné par Gunderson, Kervin et Reid (1986).

Dans la première section de ce chapitre, nous présentons une description des données et nous discutons de la méthodologie utilisée. Dans la deuxième section, nous présentons les résultats de nos tests empiriques.

*Section 1: Description des données et discussion de la méthodologie utilisée*

Comme nous venons de le souligner, l'ajout de variables législatives à notre modèle de base, nécessite le recours à des données qui combinent des observations en coupe instantanée et en série chronologique.

Les données dont nous disposons couvrent la période 1975-1982 et se rapportent à sept provinces.<sup>60</sup>

Pour ce qui est des variables légales, nous nous sommes limités à l'analyse de deux dispositions législatives à caractère normatif, à savoir la loi sur les normes de travail et la loi sur la santé et la sécurité au travail. Pour chacune de ces lois, nous avons construit une variable dichotomique ayant la valeur un à partir de la date de son adoption dans la juridiction concernée et la valeur zéro avant cette date.<sup>61</sup>

Par ailleurs, nous introduisons dans notre modèle une variable dichotomique pour chacune des provinces (à l'exception de l'Ontario que nous considérons comme province de référence) et ce, pour prendre en considération autant les différences interprovinciales

---

<sup>60</sup>Puisque la variable dépendante est exprimée sous forme de variation en pourcentage, nous perdons la première observation, de telle sorte qu'il nous reste sept observations annuelles pour chacune des provinces. Ces dernières sont : le Québec, l'Ontario, le Manitoba, la Saskatchewan, l'Alberta, la Colombie-Britannique et la Nouvelle-Écosse.

<sup>61</sup>Le lecteur trouvera en annexe un tableau récapitulatif des dates d'adoption de chacune de ces lois dans la juridiction concernée.

structurelles, institutionnelles que celles relatives aux attitudes sous-jacentes à l'adoption des dispositions législatives qui affecteraient la croissance des effectifs syndicaux du secteur privé.

Ainsi, en plus des variables explicatives retenues dans le cadre empirique du chapitre précédent, notre modèle se ramène à considérer d'un côté des variables dichotomiques provinciales sur lesquelles nous n'avons aucune attente précise quant à leur effet sur la croissance en pourcentage des effectifs syndicaux du secteur privé. De l'autre côté, deux variables dichotomiques destinées à capter l'effet sur notre variable dépendante de l'adoption de la loi sur les normes de travail et celle sur la santé et sécurité au travail dans chacune des sept juridictions prises en considération.

Pour chacune de ces dispositions législatives, nous vérifions empiriquement la validité de deux hypothèses diamétralement opposées à savoir celle de l'État substitut et celle de l'État complément.

Dans le premier cas, les coefficients rattachés à chacune des variables législatives auraient un signe négatif et seraient statistiquement significatifs; dans le deuxième cas, ces mêmes coefficients auraient un signe positif et seraient statistiquement différents de zéro.

En ce qui a trait à la méthodologie utilisée, il convient de souligner que la combinaison de données en coupe instantanée et en série chronologique pose un certain nombre de problèmes techniques.

D'une part, quand on procède à une régression à partir de données en coupe instantanée, il arrive souvent que l'on suppose que les résidus sont mutuellement indépendants mais hétéroscédastiques.

D'autre part, avec des données en séries chronologiques, on soupçonne généralement l'existence de problèmes relatifs à l'autocorrélation des résidus.

Par conséquent, la combinaison des deux types de données nous amène à prendre en considération l'existence simultanée des deux problèmes (hétéroscédasticité et autocorrélation des résidus) et à discuter des solutions qui leurs sont généralement proposées.

Rappelons, à cette fin, que pour ce genre de données combinées, l'équation de régression peut-être spécifiée de la manière suivante<sup>62</sup> :

---

<sup>62</sup>Tous les développements de ces éléments techniques sont empruntés à Kmenka (1986).

$$Y_{it} = \beta_1 X_{it,1} + \beta_2 X_{it,2} + \dots + \beta_k X_{it,k} + \epsilon_{it}$$

avec ( $i = 1, 2, \dots, N$  ;  $t = 1, 2, \dots, T$ ) et  $X_{it} = 1$

dans la plupart des cas.<sup>63</sup>

Autrement dit, l'échantillon est composé par des observations provenant de  $N$  unités en coupe instantanée et portant sur  $T$  périodes de telle sorte que le nombre total d'observations est donné par  $n = N \times T$ .

Aussi, les variables explicatives et les résidus sont supposés satisfaire les hypothèses du modèle des moindres carrés généralisés. L'équation ci-dessus peut-être réécrite sous forme matricielle de la façon suivante :

$$y = x\beta + \epsilon$$

avec :

$$y = \begin{bmatrix} Y_{11} \\ Y_{12} \\ \dots \\ Y_{1T} \\ Y_{21} \\ Y_{22} \\ \dots \\ Y_{NT} \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} X_{11,1} & X_{11,2} & \dots & X_{11,k} \\ X_{12,1} & X_{12,2} & \dots & X_{12,k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ X_{21,1} & X_{21,2} & \dots & X_{21,k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ X_{NT,1} & X_{NT,2} & \dots & X_{NT,k} \end{bmatrix}$$

<sup>63</sup>Ceci n'est pas nécessaire dans tous les cas.

$$\varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_{11} \\ \varepsilon_{12} \\ \varepsilon_{1T} \\ \varepsilon_{21} \\ \varepsilon_{NT} \end{bmatrix}, \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}$$

En posant  $\Omega$  comme étant la matrice des variances-covariances des résidus, nous aurons :

$$\Omega = \begin{bmatrix} E(\varepsilon_{11}^2) & E(\varepsilon_{11}\varepsilon_{12}) & \dots & E(\varepsilon_{11}\varepsilon_{1T}) & E(\varepsilon_{11}\varepsilon_{21}) & E(\varepsilon_{11}\varepsilon_{22}) & \dots \\ E(\varepsilon_{11}\varepsilon_{NT}) & & & & & & \\ E(\varepsilon_{12}\varepsilon_{11}) & E(\varepsilon_{12}^2) & \dots & E(\varepsilon_{12}\varepsilon_{1T}) & E(\varepsilon_{12}\varepsilon_{21}) & E(\varepsilon_{12}\varepsilon_{22}) & \dots \\ E(\varepsilon_{12}\varepsilon_{NT}) & & & & & & \\ E(\varepsilon_{1T}\varepsilon_{11}) & E(\varepsilon_{1T}\varepsilon_{12}) & \dots & E(\varepsilon_{1T}^2) & E(\varepsilon_{1T}\varepsilon_{21}) & E(\varepsilon_{1T}\varepsilon_{22}) & \dots \\ E(\varepsilon_{1T}\varepsilon_{NT}) & & & & & & \\ E(\varepsilon_{21}\varepsilon_{11}) & E(\varepsilon_{21}\varepsilon_{12}) & \dots & E(\varepsilon_{21}\varepsilon_{1T}) & E(\varepsilon_{21}^2) & E(\varepsilon_{21}\varepsilon_{22}) & \dots \\ E(\varepsilon_{21}\varepsilon_{NT}) & & & & & & \\ E(\varepsilon_{22}\varepsilon_{11}) & E(\varepsilon_{22}\varepsilon_{12}) & \dots & E(\varepsilon_{22}\varepsilon_{1T}) & E(\varepsilon_{22}\varepsilon_{21}) & E(\varepsilon_{22}^2) & \dots \\ E(\varepsilon_{22}\varepsilon_{NT}) & & & & & & \\ E(\varepsilon_{NT}\varepsilon_{11}) & E(\varepsilon_{NT}\varepsilon_{12}) & \dots & E(\varepsilon_{NT}\varepsilon_{1T}) & E(\varepsilon_{NT}\varepsilon_{21}) & E(\varepsilon_{NT}\varepsilon_{22}) & \dots \\ E(\varepsilon_{NT}^2) & & & & & & \end{bmatrix}$$

Cette spécification nous donne un cadre général nous permettant de discuter de différents modèles destinés à traiter des données combinées en coupe instantanée et en série chronologique.



En effet, les restrictions imposées au niveau de la matrice  $\Omega$  vont dépendre des hypothèses émises a priori à propos du comportement des résidus.

Un premier modèle serait celui où nous considérons qu'au niveau des données en coupe instantanée, les résidus sont mutuellement indépendants mais hétéroscédastiques et qu'au niveau des séries chronologiques, ces mêmes résidus sont autorégressifs.<sup>64</sup>

Les caractéristiques particulières de ce modèle sont :

- (1)  $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_i^2$  (hétéroscédasticité),
- (2)  $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}) = 0$  ( $i \neq j$ ) (indépendance mutuelle des résidus),
- (3)  $\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + u_{it}$  (autocorrélation des résidus),

avec  $u_{it} \sim N(0, \sigma_{ui}^2)$ ,

$$\varepsilon_{i1} \sim N \frac{\sigma_{ui}^2}{1-\rho_i^2}$$

et  $E(\varepsilon_{i,t-1} u_{jt}) = 0$  pour tout  $i, j$ .

---

<sup>64</sup>En anglais, ce modèle porte le nom de : "a cross-sectionally heteroskedastic and timewise autoregressive model".

A noter que ce modèle permet au paramètre  $\rho$  de varier d'une unité à l'autre à l'intérieur de la coupe instantanée. A partir de ces spécifications, nous pouvons déduire que:

$$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}) = \rho^{t-s} \sigma_i^2 \quad (t \geq s),$$

$$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = 0 \quad (i \neq j)$$

En procédant aux substitutions appropriées, nous obtenons pour ce modèle :

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 V_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 V_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_N^2 V_N \end{bmatrix}$$

avec

$$V = \begin{bmatrix} 1 & \rho_i & \rho_i^2 & \dots & \rho_i^{T-1} \\ \rho_i & 1 & \rho_i & \dots & \rho_i^{T-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_i^{T-1} & \rho_i^{T-2} & \rho_i^{T-3} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

et chaque "0" dans la matrice  $\Omega$  représente une matrice de zéro d'ordre  $(T \times T)$ .

Pour trouver des estimateurs convergents des éléments de la matrice  $\Omega$ , nous pouvons procéder de la manière suivante :

Premièrement, nous appliquons la méthode des moindres carrés ordinaires à toutes les observations ( $N \times T$ ). Les coefficients estimés sont alors sans biais et convergents et nous permettent de calculer les résidus de la régression ( $e_{it}$ ). A partir de ces résidus, nous pouvons obtenir des estimateurs convergents de  $\rho_i$ , que l'on note  $\hat{\rho}_i$ , en appliquant la formule suivante :

$$(4) \hat{\rho}_i = \frac{\sum e_{it} e_{i,t-1}}{\sum e_{i,t-1}^2} \quad (t=2,3,\dots,T)$$

Quand  $T$  est petit (comme c'est le cas de notre échantillon),  $\rho_i$  pourrait dépasser l'unité en valeur absolue. Pour éviter cette éventualité, nous pouvons estimer  $\rho_i$  par la formule suivante :

$$(5) \hat{\rho}_i = \frac{\sum e_{it} e_{i,t-1}}{\sqrt{\sum e_{it}^2} \sqrt{\sum e_{i,t-1}^2}} \quad (t=2,3,\dots,T)$$

Ainsi, nous obtenons un estimateur convergent de  $\rho_i$  dont la valeur est comprise entre -1 et +1 pour n'importe quelle taille de l'échantillon.

Nous pouvons maintenant utiliser les  $\hat{\rho}_i$  ainsi obtenus pour transformer nos observations en vue d'éliminer le problème d'autocorrélation des résidus. Cette

transformation<sup>65</sup> peut-être représentée de la manière suivante :

$$(6) Y_{it}^* = \beta_1 X_{it,1}^* + \beta_2 X_{it,2}^* + \dots + \beta_k X_{it,k}^* + U_{it}^*,$$

$$\text{avec } Y_{it}^* = \sqrt{1 - \hat{\rho}_i^2} Y_{it} \quad \text{pour } t=1,$$

$$\text{et } Y_{it}^* = Y_{it} - \hat{\rho}_i Y_{it-1} \quad \text{pour } t=2,3,\dots,T,$$

$$\text{aussi, } X_{it,k}^* = \sqrt{1 - \hat{\rho}_i^2} X_{it,k} \quad \text{pour } t=1,$$

$$\text{et } X_{it,k}^* = X_{it,k} - \hat{\rho}_i X_{it-1,k} \quad \text{pour } t=2,3,\dots,T,$$

$$K=1,2,\dots,K,$$

$$i=1,2,\dots,N.$$

---

<sup>65</sup>Cette transformation est connue sous le nom de : «Prais-Winsten transformation». cf. Kmenta (1986). p. 304 et p. 619.

L'étape qui nous reste à faire consiste à trouver un estimateur convergent pour  $\sigma_i^2$  en vue de compléter notre dérivation d'estimateurs convergents des différents éléments de la matrice  $\Omega$ .

Pour ce faire, nous pouvons appliquer la méthode des moindres carrés ordinaires à l'équation (6) pour laquelle nous disposons de  $NT$  observations. Les résidus obtenus par cette dernière opération et que nous notons  $\hat{u}_{it}^*$ , peuvent être utilisés pour estimer les variances de  $u_{it}$  (i.e.,  $\sigma_{ui}^2$ ) en appliquant la formule suivante :

$$(7) S_{ui}^2 = \frac{1}{T-K} \sum_{i=1}^T \hat{u}_{it}^{*2}$$

Étant donnée que  $\sigma_{ui}^2 = \sigma_i^2 (1-\rho_i^2)$ , il s'en suit que  $\sigma_i^2$  peut-être estimée par :

$$(8) S_i^2 = \frac{S_{ui}^2}{1-\hat{\rho}_i^2}$$

Nous disposons ainsi d'une matrice, que nous notons  $\hat{\Omega}$ , qui contient des estimateurs convergents des éléments de la matrice  $\Omega$  (c'est-à-dire  $\rho_i$  et  $\sigma_i^2$ ).

Pour obtenir des estimateurs de nos coefficients de regression, il suffit d'appliquer

la notion "d'estimateur faisable d'Aitken"<sup>66</sup> telle que donnée par la formule suivante :

$$(9) \tilde{\beta} = (X' \hat{\Omega}^{-1} X)^{-1} (X' \hat{\Omega}^{-1} Y)$$

Un estimateur convergent de la matrice de variances-covariances de  $\beta$  est donné par:

$$(10) \text{Est. Var-Cov } (\tilde{\beta}) = (X' \Omega^{-1} X)^{-1}$$

Un deuxième modèle que nous voulons considérer ici<sup>67</sup> serait une généralisation du premier modèle. En effet, lors du premier cas, nous avons supposé que les erreurs résiduelles sont mutuellement indépendantes en coupe instantanée.

Si cette hypothèse est valable dans certaines circonstances, elle serait moins acceptable dans le cas qui nous concerne à savoir des données en coupe instantanée dont les composantes sont des provinces appartenant au même pays.

---

<sup>66</sup>Kmenta (1986, p. 615) parle de "feasible Aitken Estimator".

<sup>67</sup>Une variante du premier modèle que nous avons analysé serait celle où l'on suppose que le paramètre  $\rho$  a la même valeur pour toutes les unités composant la coupe instantanée. Pour plus de détails à ce niveau, le lecteur est invité à consulter Kmenta (1986) pp. 620-621.

Dès lors, nous pouvons adopter une hypothèse de corrélation mutuelle des résidus tout en gardant les hypothèses d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation<sup>68</sup>.

Les caractéristiques particulières de ce modèle sont :

- (11)  $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_{ii}$  (hétéroscédasticité),  
 (12)  $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}) = \sigma_{ij}$  (corrélation mutuelle),  
 (13)  $\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i, t-1} + u_{it}$  (autocorrélation des résidus),

avec :  $U_{it} \sim N(0, \phi_{ii})$ ,

$$E(\varepsilon_{i,t-1} U_{jt}) = 0,$$

$$E(U_{it} U_{jt}) = \phi_{ij},$$

$$E(U_{it} U_{js}) = 0 \quad (t \neq s),$$

$$\sigma_{ii} = \frac{\phi_{ii}}{1-\rho_i^2}$$

$$\sigma_{ij} = \frac{\phi_{ij}}{1-\rho_i \rho_j}$$

$$i, j = 1, 2, \dots, N,$$

$$t = 1, 2, \dots, T.$$

La valeur initiale de  $\varepsilon$  est supposée avoir les propriétés suivantes :

---

<sup>68</sup>Dans ce cas-ci, nous faisons référence à ce que l'on appelle en anglais : «A Cross-sectionally correlated and time-wise autoregressive model».

$$\epsilon_{it} \sim N \left( 0, \frac{\phi_{ii}}{1-\rho_i^2} \right),$$

$$E(\epsilon_{it} \epsilon_{jt}) = \frac{\phi_{ij}}{1-\rho_i \rho_j}.$$

Pour ce modèle, la matrice  $\Omega$  devient :

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11} V_{11} & \sigma_{12} V_{12} & \dots & \sigma_{1N} V_{1N} \\ \sigma_{21} V_{21} & \sigma_{22} V_{22} & \dots & \sigma_{2N} V_{2N} \\ \sigma_{N1} V_{N1} & \sigma_{N2} V_{N2} & \dots & \sigma_{NN} V_{NN} \end{bmatrix},$$

avec :

$$V_{ij} = \begin{bmatrix} 1 & \rho_j & \rho_j^2 & \dots & \rho_j^{T-1} \\ \rho_i & 1 & \rho_j & \dots & \rho_j^{T-2} \\ \rho_i^2 & \rho_i & 1 & \dots & \rho_j^{T-3} \\ \rho_i^{T-1} & \rho_i^{T-2} & \rho_i^{T-3} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

Pour obtenir des estimateurs convergents des éléments de  $\Omega$ , nous appliquons en premier lieu, la méthode des moindres carrés ordinaires à toutes les observations



(N x T), nous obtenons ainsi les résidus  $e_{it}$  qui leurs correspondent. Avec ces résidus ainsi obtenus et à l'aide de l'équation (5) ci-dessus, nous obtenons les  $\hat{\rho}_i$  que nous utilisons dans la transformation des observations en vue d'éliminer le problème d'autocorrélation des résidus et aboutir à la forme donnée par l'équation (6) ci-dessus.

Une fois encore, nous appliquons la méthode des moindres carrés ordinaires à l'équation (6) et calculons les résidus  $\hat{u}_{it}^*$ . Les variances et covariances des résidus (c'est-à-dire les  $\sigma_{ij}$ ) peuvent être estimées par :

$$(14) S_{ij} = \frac{\hat{\phi}_{ij}}{1 - \rho_i \rho_j},$$

$$\hat{\phi}_{ij} = \frac{1}{T-K} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^* \hat{u}_{jt}^*.$$

De cette manière, nous nous trouvons à disposer d'estimateurs convergents pour tous les éléments de  $\Omega$ .

Il ne nous reste qu'à appliquer les formules données ci-dessus par les équations (9) et (10) pour obtenir des estimateurs, asymptotiquement efficaces, de nos coefficients de regression et de leurs variances.

Ceci étant dit, le logiciel que nous utilisons, à savoir SHAZAM<sup>69</sup>, nous permet de procéder à l'estimation de trois types de modèles qui combinent des données en

---

<sup>69</sup>cf. White, K.J. et al. (1988).

coupe instantanée et en série chronologique.

En effet, l'option de défaut revient à appliquer une procédure de moindres carrés généralisés au premier modèle<sup>70</sup> que nous avons considéré dans cette section et dont les caractéristiques particulières sont données par les équations (1), (2) et (3).

La deuxième option porte le nom de "SAME"<sup>71</sup>, revient à appliquer la même procédure à une variante de ce premier modèle, dans laquelle le paramètre  $\rho$  est contraint d'avoir la même valeur pour toutes les unités composant la coupe instantanée.

La troisième option s'appelle "FULL"<sup>72</sup>, nous permet de procéder à l'estimation du modèle plus général que nous avons discuté dans cette section et dont les caractéristiques particulières sont données par les équations (11), (12) et (13).<sup>73</sup>

Pour chacun de ces modèles, Shazam par le biais de l'option "CORCOEF", nous permet de recourir à la formule (5) au lieu de l'équation (4) pour estimer le coefficient de corrélation des résidus tout en contraignant sa valeur à être comprise entre -1 et +1.

---

<sup>70</sup>C'est ce que l'on a appelé : "A cross-sectionally heteroskedastic and time-wise autoregressive model".

<sup>71</sup>cf. White, K.J. et al (1988, pp. 121 à 123).

<sup>72</sup>cf. White, K.J. et al (1988, pp. 121 à 123).

<sup>73</sup>C'est ce que l'on a appelé: "A cross-sectionnaly correlated and time-wise autoregressive model".

En ce qui nous concerne, nous utilisons l'option "FULL" car elle répond le plus aux caractéristiques de notre échantillon et l'option "CORCOEF" du fait que nous ne disposons que de sept observations annuelles.<sup>74</sup>

---

<sup>74</sup>Le nombre total de nos observations (N X T) = 47.

## ***Section 2: Les résultats d'analyse***

Avant de présenter nos résultats et de les commenter, nous voulons faire un rappel sur la façon d'introduire des variables dichotomiques dans une régression simple pour prendre en considération les différences régionales et de montrer comment nous pouvons procéder à une transformation assez simple pour rendre les coefficients se rattachant à ces variables facilement interprétables.<sup>75</sup>

Rappelons que, pour tenir compte des différences régionales, notre modèle peut s'écrire de la façon suivante :

$$Y_t = \alpha_1 + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \text{pour l'Ontario.}$$

$$Y_t = \alpha_2 + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \text{pour le Québec.}$$

$$Y_t = \alpha_3 + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \text{pour le Manitoba.}$$

$$Y_t = \alpha_4 + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \text{pour la Saskatchewan.}$$

$$Y_t = \alpha_5 + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \text{pour l'Alberta.}$$

$$Y_t = \alpha_6 + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \text{pour la Colombie-Britannique.}$$

$$Y_t = \alpha_7 + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \text{pour la Nouvelle-Écosse.}$$

---

<sup>75</sup>cf. Kmenta (1986), pp. 472-473.

Dans ce modèle, les différences régionales sont supposées affecter l'ordonnée à l'origine de notre équation de régression. Dès lors, nous savons que ce modèle peut être décrit par une seule équation de régression dans laquelle nous introduisons des variables dichotomiques qui tiendraient compte de ces différences régionales :

$$(15) Y_t = \alpha + \beta x_t + \gamma_2 Q_{R2} + \gamma_3 Q_{R3} + \gamma_4 Q_{R4} + \gamma_5 Q_{R5} \\ + \gamma_6 Q_{R6} + \gamma_7 Q_{R7} + \varepsilon_t$$

avec : $Q_{R2} = 1$	si c'est le Québec
$= 0$	autrement
$Q_{R3} = 1$	si c'est le Manitoba
$= 0$	autrement
$Q_{R4} = 1$	si c'est la Saskatchewan
$= 0$	autrement
$Q_{R5} = 1$	si c'est l'Alberta
$= 0$	autrement
$Q_{R6} = 1$	si c'est la Colombie-Britannique
$= 0$	autrement
$Q_{R7} = 1$	si c'est la Nouvelle-Écosse
$= 0$	autrement

Donc, notre province de référence est l'Ontario.

Cependant, le fait que les différences régionales dans l'équation (15) soient représentées par seulement six variables dichotomiques rend l'interprétation des coefficients un peu embarrassante.

Une représentation qui serait relativement plus facilement interprétable consisterait à prendre en considération de façon explicite toutes les régions à la fois. Les coefficients qui leur sont rattachés mesureraient à ce moment-là, des déviations par rapport à la moyenne de toutes les régions de telle sorte que leur somme soit égale à zéro.

Cette étape peut-être réalisée en réécrivant l'équation (15) de la façon suivante:

$$(16) Y_i = \alpha^* + \beta^* x_i + \gamma_1^* Q_{R1} + \gamma_2^* Q_{R2} + \gamma_3^* Q_{R3} + \gamma_4^* Q_{R4} \\ + \gamma_5^* Q_{R5} + \gamma_6^* Q_{R6} + \gamma_7^* Q_{R7} + \varepsilon_i$$

$$\text{avec : } \alpha^* = \alpha + \frac{\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 + \gamma_5 + \gamma_6 + \gamma_7}{7},$$

$$\beta^* = \beta,$$

$$\gamma_1^* = - \frac{\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 + \gamma_5 + \gamma_6 + \gamma_7}{7},$$

$$\gamma_2^* = \gamma_2 - \frac{\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 + \gamma_5 + \gamma_6 + \gamma_7}{7},$$

$$\gamma_3^* = \gamma_3 - \frac{\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 + \gamma_5 + \gamma_6 + \gamma_7}{7},$$

$$\gamma_4^* = \gamma_4 - \frac{\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 + \gamma_5 + \gamma_6 + \gamma_7}{7},$$

$$\gamma_5^* = \gamma_5 - \frac{\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 + \gamma_5 + \gamma_6 + \gamma_7}{7},$$

$$\gamma_6^* = \gamma_6 - \frac{\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 + \gamma_5 + \gamma_6 + \gamma_7}{7},$$

$$\gamma_7^* = \gamma_7 - \frac{\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 + \gamma_5 + \gamma_6 + \gamma_7}{7},$$

Aussi,  $Q_{R1} = 1$  si c'est la région de référence (Ontario) et zéro autrement. La spécification des coefficients de l'équation (16) a été déterminée en choisissant une constante  $K$  de telle sorte que :

$$\gamma_i^* = \gamma_i + K, (i = 1, \dots, 7) \text{ et } \gamma_1 = 0,$$

$$\sum_{i=1}^7 \gamma_i^* = 0 \text{ en plus de la condition suivante :}$$

$$\alpha^* + \gamma_i^* = \alpha + \gamma_i ; (i = 1, 2, \dots, 7).$$

Ceci nous amène à :

$$K = - \frac{\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_4 + \gamma_5 + \gamma_6 + \gamma_7}{7},$$

et  $\alpha^* = \alpha - K$ .

A noter que nous ne pouvons pas estimer les coefficients de l'équation (16) par une application directe de la méthode des moindres carrés. Cependant, ces coefficients peuvent facilement être calculés à partir des estimés de l'équation (15).

Dès lors, nous obtenons :

$$\hat{\alpha}^* = \hat{\alpha} + \frac{\hat{\gamma}_2 + \hat{\gamma}_3 + \hat{\gamma}_4 + \hat{\gamma}_5 + \hat{\gamma}_6 + \hat{\gamma}_7}{7},$$

$$\hat{\beta}^* = \hat{\beta},$$

$$\hat{\gamma}_1^* = - \frac{\hat{\gamma}_2 + \hat{\gamma}_3 + \hat{\gamma}_4 + \hat{\gamma}_5 + \hat{\gamma}_6 + \hat{\gamma}_7}{7},$$

$$\hat{\gamma}_2^* = \hat{\gamma}_2 - \frac{\hat{\gamma}_2 + \hat{\gamma}_3 + \hat{\gamma}_4 + \hat{\gamma}_5 + \hat{\gamma}_6 + \hat{\gamma}_7}{7},$$

$$\hat{\gamma}_7^* = \hat{\gamma}_7 - \frac{\hat{\gamma}_2 + \hat{\gamma}_3 + \hat{\gamma}_4 + \hat{\gamma}_5 + \hat{\gamma}_6 + \hat{\gamma}_7}{7},$$

Étant donné que  $\hat{\alpha}^*$  et chacun des  $\hat{\gamma}_i^*$  ( $i = 1, \dots, 7$ ) sont des combinaisons linéaires des coefficients estimés de (15), leurs variances peuvent directement être déterminées à partir de la matrice des variances-covariances des coefficients estimés de (15).

Ceci étant dit, rappelons que notre variable dépendante est la variation annuelle en pourcentage des effectifs syndicaux du secteur privé.

Nos variables explicatives autres que les variables dichotomiques provinciales sont:

le taux de chômage (TC) avec un coefficient dont le signe attendu est négatif, le taux de syndicalisation retardé d'une période ( $TS_{.1}$ ) ayant un effet positif, le taux de syndicalisation retardé d'une période au carré ( $TS_{.1}^2$ ) ayant un effet négatif, la variation en pourcentage de l'emploi total ayant un effet positif et la variable d'interaction emploi-petite entreprise (PE.  $\Delta\%ET$ ) ayant un effet négatif.



En plus, nous considérons deux variables dichotomiques destinées à prendre en considération l'impact sur la variable dépendante de l'adoption de la loi sur les normes de travail (LNT) et de la loi sur la santé et la sécurité au travail (LSST). Pour chacune de ces lois, un coefficient positif et statistiquement significatif viendrait appuyer la validité de l'hypothèse de l'État complément. Par contre, un coefficient négatif et statistiquement significatif donnerait raison à la thèse de l'État substitut.

Les principaux résultats de nos estimations sont rapportés au tableau XIIIa.

Il est à souligner que dans un premier temps, nous avons commencé par prendre en considération toutes les variables explicatives que nous avons énumérées ci-dessus. Les résultats de cette démarche sont donnés aux colonnes 5 et 6.

A la colonne 5, nous pouvons constater que plusieurs coefficients sont statistiquement non significatifs. Il en va ainsi du coefficient rattaché à  $TS_{-1}^2$  (carré de la densité syndicale retardée d'une période), de celui qui est rattaché à la variable PE.  $\Delta\%ET$  (variable d'interaction entre la variation en pourcentage de l'emploi total et la part relative de l'emploi dans les petites entreprises) et finalement du coefficient de LNT (loi sur les normes du travail).

À la colonne 6, nous présentons des résultats d'estimation dans laquelle nous avons enlevé la variable  $TS_{-1}^2$ . Nous pouvons constater que le coefficient rattaché à la

variable (PE.  $\Delta\%$  ET) s'est amélioré sensiblement dans la mesure où il est devenu statistiquement significatif à 10%. Par contre, le coefficient de LNT reste non significatif au niveau statistique.

À la lumière de ces résultats, nous avons décidé de procéder à des tests dans lesquels nous considérons les variables LNT et LSST (loi sur la santé et la sécurité au travail) séparément. Sur le plan économétrique, cette façon de faire n'est pas très rigoureuse dans la mesure où même si les deux variables de politique ne sont pas parfaitement colinéaires (la corrélation entre les deux est de l'ordre de 0.68), il est possible que l'on soit en présence d'un problème de multicollinéarité qui réduit la précision des estimateurs. Malheureusement, nous ne disposons pas de données supplémentaires nous permettant d'augmenter la taille de l'échantillon afin de remédier à ce problème.

Les résultats de notre démarche sont rapportés aux colonnes 1 à 4.

**Tableau XIII.a**  
**Législation du travail et évolution des effectifs syndicaux**  
**du secteur privé : les résultats des estimations**

Variabiles indépendantes	1	2	3	4	5	6
Constante	91.971 (11.59)	93.87 (13.25)	93.352 (15.068)	93.468 (14.79)	90.702 (10.97)	93.016 (12.68)
TC	-2.77 (-23.83)	-2.75 (-22.82)	-2.76 (-23.95)	-2.75 (-24.39)	-2.71 (-21.02)	-2.73 (-23.29)
TS <sub>t</sub>	-2.58 (-5.29)	-2.86 (-11.05)	-2.70 (-7.53)	-2.85 (-12.47)	-2.54 (-5.04)	-2.84 (-10.85)
TS <sub>t</sub> <sup>2</sup>	-0.007 (-0.70*)	---- (----)	-0.005 (-0.62*)	---- (----)	-0.008 (-0.74*)	---- (----)
Δ%ET	0.79 (2.25)	0.79 (2.11)	0.87 (3.45)	0.84 (2.80)	0.65 (1.43**)	0.75 (1.71)
PE.Δ%ET	-0.015 (-1.57**)	-0.014 (-1.50**)	-0.017 (-2.47)	-0.016 (-1.94)	-0.011 (-0.92*)	-0.011 (-1.13**)
DQuébec	12.626 (3.66)	12.543 (3.46)	12.475 (3.70)	12.530 (3.51)	12.498 (3.63)	12.492 (3.43)
DManitoba	-22.413 (-7.45)	-21.795 (-7.10)	-22.669 (-7.79)	-21.858 (-7.41)	-22.146 (-7.19)	-21.615 (-6.77)
DSaskatchewan	-34.230 (-4.85)	-33.955 (-4.78)	-34.464 (-5.02)	-33.814 (-4.84)	-33.548 (-4.68)	-33.566 (-4.61)
DAlberta	-49.796 (-10.25)	-49.421 (-10.07)	-50.425 (-11.48)	-49.307 (-10.940)	-49.289 (-9.89)	-49.031 (-9.65)
DColombie-Britannique	17.282 (7.05)	16.714 (6.59)	16.817 (6.95)	16.355 (6.54)	16.676 (6.75)	16.217 (6.26)
DNouvelle-Écosse	-10.917 (-3.15)	-10.447 (-2.98)	-9.0068 (-2.84)	-8.4461 (-2.63)	-7.1405 (-1.63)	-7.7433 (-1.71)
LNT	1.8860 (4.31)	1.75 (3.89)	---- (----)	---- (----)	-1.79* (-0.71)	-0.76* (-0.32)
LSST	---- (----)	---- (----)	2.22 (5.90)	2.02 (5.29)	5.68 (1.64)	2.56 (1.21**)
BUSE R <sup>2</sup>	0.9966	0.9909	0.9981	0.9940	0.9974	0.9930

( ) = Statistiques "t", \* non significative, \*\* = significative à 10%.

À ce niveau, nous voulons souligner qu'à chaque fois, nous avons d'abord introduit la variable  $TS_{,1}^2$  pour l'enlever par la suite dans la mesure où le coefficient qui lui est rattaché s'avère statistiquement non significatif (cf. les colonnes 1 et 3).

Dès lors, la colonne 2 présente les résultats définitifs des tests se rapportant à la variable LNT, alors que la colonne 4 présente ceux relatifs à la variable LSST.

A la lecture de la colonne 2, nous pouvons constater que le modèle dans son ensemble, est très performant sur le plan statistique. Le  $R^2$ , tel que défini par BUSE (1973), est égal à 99% et toutes les variables explicatives retenues sont significatives au seuil de 5% exception faite de la variable (PE.  $\Delta\%$  ET) qui ne l'est qu'à 10%.

Par ailleurs :

- 1) l'effet de l'emploi total sur la variation des effectifs syndicaux est positif, mais moins que proportionnel. Au point des moyennes, l'élasticité des effectifs syndicaux par rapport à l'emploi est estimée à 0.30. C'est dire que chaque augmentation de l'emploi de 1% accroît de façon moins que proportionnelle (0.30%) les effectifs syndicaux.

- 2) le taux de chômage exerce une influence négative appréciable sur l'évolution des effectifs syndicaux. Chaque augmentation de 1 point dans le taux de chômage réduit le taux de croissance des effectifs syndicaux de l'ordre de 2.75 points de pourcentage.
- 3) La variable de densité syndicale ne capterait que l'effet de saturation dans la mesure où le coefficient qui lui est rattaché est statistiquement significatif mais affecté d'un signe négatif.
- 4) L'effet de la petite entreprise est tel qu'attendu. Il est négatif et significatif à 10%. Au point des moyennes, un accroissement de 1 point de pourcentage de la part de l'emploi dans les petites entreprises réduit le taux de croissance "naturel" des effectifs syndicaux de l'ordre de 0.02 point de pourcentage.
- 5) Toutes les variables dichotomiques provinciales ont des coefficients statistiquement significatifs indiquant par là qu'il existe des différences appréciables entre les ordonnées à l'origine de chacune des 6 provinces par rapport à celle de l'Ontario (notre province de référence).

Au fait, par rapport à ce qui serait une ordonnée à l'origine moyenne des sept provinces, l'Ontario, le Québec, la Colombie-britannique et la Nouvelle-écosse afficheraient des différences positives respectives de l'ordre de 12.34, 24.88,

29.05 et 1.89. De leur côté, le Manitoba, la Saskatchewan et l'Alberta affichent des différences négatives respectives de l'ordre de -9.45, -21.61 et -37.08.

- 6) Finalement, le coefficient rattaché à la variable LNT est positif et statistiquement significatif venant ainsi confirmer empiriquement la validité de l'hypothèse de l'État complément dans la mesure où l'adoption de la loi sur les normes du travail, dans les sept juridictions considérées, aurait contribué à accroître la croissance des effectifs syndicaux de près de 1.75 point de pourcentage.

La lecture de la colonne 4 nous permet de constater que tous les coefficients sont statistiquement significatifs au seuil de 5% et que leurs valeurs sont très proches de celles de la colonne 2 de telle sorte que les conclusions 1 à 5 présentées ci-dessus restent valables. La sixième conclusion se rapporte cette fois-ci à la variable LSST dont le coefficient est positif et statistiquement significatif au seuil de 5%. Ainsi, l'hypothèse de l'État complément se trouve encore une fois à être validée empiriquement dans la mesure où l'adoption de la loi sur la santé et la sécurité au travail aurait contribué à accroître la croissance des effectifs syndicaux de près de 2 points de pourcentage.

## **CHAPITRE VI**

**Les déterminants du statut syndical des individus  
en présence de lois sur le salaire minimum :  
un réexamen théorique et une analyse empirique  
à partir de données individuelles**

### *Introduction*

Dans les deux chapitres précédents, nous avons présenté une analyse macro-économétrique des déterminants de la croissance syndicale au Canada, à l'aide de données agrégées portant sur les effectifs syndicaux (en série chronologique et en coupe transversale). Les résultats obtenus montrent que le modèle empirique utilisé aux fins des estimations économétriques, affiche, dans son ensemble, une bonne performance statistique et un pouvoir explicatif acceptable.

Néanmoins, ces résultats comme ceux des autres travaux du même genre, font l'objet de certaines critiques qui remettent en cause leurs fondements théoriques et leur validité empirique.

En particulier, on considère que les données agrégées peuvent masquer des tendances profondes et souvent contradictoires, de l'évolution des effectifs syndicaux. Il en va ainsi des différences entre les secteur privé et public, ou encore de la distinction entre l'augmentation des effectifs syndicaux suite à de nouvelles accréditations et celle résultant de l'accroissement de l'emploi dans les entreprises déjà syndiquées.

Par ailleurs, on reproche à ces travaux leur incapacité de relier explicitement la variation des effectifs syndicaux aux coûts et aux bénéfices anticipés de la syndicalisation.



Reconnaissant les limites des données agrégées, les études économétriques récentes sur les décisions de syndicalisation ont commencé à utiliser des micro-données sur les travailleurs et/ou sur les entreprises. Ces banques de données individuelles contiennent, en effet, des informations beaucoup plus riches et plus variées sur des variables explicatives qui approximent les coûts et les bénéfices de la syndicalisation de manière plus systématique.

Par ailleurs, ces études ne se limitent pas aux seuls déterminants du statut syndical des individus. Elles sont motivées, dans la plupart des cas, par la modélisation des effets salariaux du syndicalisme.

Pour notre part, nous analysons, dans ce chapitre, les déterminants de la syndicalisation à partir des données transversales de 1990, relatives aux travailleurs canadiens des industries primaires et manufacturières.

En s'inscrivant dans la lignée d'une grande partie des travaux empiriques portant sur la question, nous utilisons le système de Lee (1978) et nous le modifions en vue de l'appliquer à un contexte où il existe un salaire minimum garanti par la loi.

Ce réexamen nous permet de contribuer à la littérature théorique et à l'évidence empirique à plusieurs égards:

- en premier lieu, nous exploitons la variation interprovinciale des salaires

minimums au Canada, pour estimer l'impact de la législation du travail sur la probabilité de syndicalisation. En procédant ainsi, nous établissons le lien entre cette nouvelle approche et les traitements économétriques des chapitres précédents. En effet, il faut se rappeler que le salaire minimum garanti représente une pièce maîtresse de la loi sur les normes de travail au Québec (ou son équivalent pour les autres provinces), et que l'impact de ces dispositions légales normatives sur les décisions de syndicalisation est loin d'être clair a priori. Nous avons, donc, l'occasion de confronter les hypothèses de substitution et de complémentarité dans le cadre de cette nouvelle approche.

- Par ailleurs, nous utilisons la variation interprovinciale des salaires minimums au Canada, pour vérifier l'hypothèse selon laquelle il existe un effet de débordement sous forme d'émulation salariale dans la mesure où la hausse du salaire minimum provoque une augmentation des salaires d'un certain nombre de travailleurs qui gagnaient plus que l'ancien salaire minimum et qui cherchent à sauvegarder la hiérarchie salariale antérieure.

Les résultats obtenus, pourraient être d'une certaine utilité au niveau des politiques publiques, en particulier lorsqu'il s'agit de procéder à une révision de la législation de travail.

Pour le reste, nous consacrons la première section à un rappel du modèle de Lee (1978), et à sa modification en vue d'y introduire le salaire minimum. Dans une deuxième section, nous discutons de problèmes méthodologiques, et nous présentons les données et les variables que nous utilisons. Finalement, nous consacrons la troisième section à nos propres résultats d'analyse.

*Section 1: Un réexamen théorique de l'effet salarial syndical  
en présence d'un salaire minimum garanti*

L'approche habituelle retenue dans la plupart des études économétriques récentes sur les décisions de syndicalisation <sup>75</sup>, consiste à estimer le système à trois équations simultanées, développé par Lee (1978).

L'hypothèse sous-jacente à ce système, est à l'effet qu'il y a équilibre entre l'offre et la demande de services syndicaux (Hirsch, 1980). Lee (1980) relie l'offre et la demande par le biais d'un salaire alternatif (ou encore de référence) qui synthétise les préférences et goûts individuels à l'égard de la syndicalisation.

Il suppose, en particulier, que l'individu  $i$  va se syndiquer si l'écart salarial syndical dépasse son salaire alternatif:

$$(W_{ui} - W_{ni}) / W_{ni} > \rho_i$$

avec:  $W_{ui}$  = le salaire de l'individu  $i$  en cas de syndicalisation,

$W_{ni}$  = le salaire de l'individu  $i$  en cas de non-syndicalisation,

$\rho_i$  = le salaire alternatif de l'individu  $i$ .

---

<sup>75</sup>Voir par exemple, à Lee (1978), Duncan et Leigh (1980), Leigh (1980), Martinello et Meng (1992).

Ce salaire alternatif est supposé dépendre des caractéristiques individuelles et des coûts de la syndicalisation:

$$\rho_i = \alpha X_i + \beta C_i + \varepsilon_{ii}$$

où:  $X_i$  = vecteur de caractéristiques individuelles,

$C_i$  = indice des coûts monétaires et non-monétaires de la syndicalisation,

$\varepsilon_{ii}$  = terme d'erreur aléatoire, avec:  $\varepsilon_{ii} \sim N(0, \sigma^2_{\varepsilon})$

L'indice de coûts de la syndicalisation est supposé dépendre, à son tour, des caractéristiques individuelles, et de celles de l'industrie<sup>76</sup>. En effet, Hirsch (1980) considère que les bénéfices et les coûts de la syndicalisation vont varier entre les individus, en fonction de certaines caractéristiques socio-économiques comme l'occupation, le sexe, la race, l'âge et l'éducation. Les coûts de la syndicalisation vont varier selon l'industrie, la taille de l'entreprise et les caractéristiques des travailleurs en question (Lee, 1978). En particulier, on considère que les coûts moyens de syndicalisation, seraient plus faibles pour les grandes entreprises et pour les industries fortement concentrées.

La prise en considération de variables contextuelles comme l'industrie et la taille de l'entreprise, pour chaque individu pris séparément, est supposée capter les coûts que le syndicat attribue à l'organisation de travailleurs dans un milieu donné, et les refléter

---

<sup>76</sup>Comme nous allons le voir plus-tard, on peut lui ajouter des variables légales.

dans les variables rattachées à chaque travailleur. En somme, on peut poser:

$$C_i = \gamma_1 + \gamma_2 X_i + \gamma_3 Z_i + \varepsilon_{2i}$$

avec:  $Z_i$  = caractéristiques de l'industrie, et  $\varepsilon_{2i} \sim N(0, \sigma^2_{\varepsilon})$

Dès lors, on peut supposer que l'individu  $i$  va se syndiquer si:

$$(W_{ui} - W_{ni}) / W_{ni} > (\alpha + \beta\gamma_2) X_i + \beta\gamma_1 + \beta\gamma_3 Z_i + \varepsilon_{1i} + \beta\varepsilon_{2i}$$

Sous forme d'un modèle probit, ce critère peut être reformulé comme suit:

$$I_i^* = ((W_{ui} - W_{ni}) / W_{ni}) - (\alpha + \beta\gamma_2) X_i - \beta\gamma_1 - \beta\gamma_3 Z_i - \varepsilon_{1i} - \beta\varepsilon_{2i}$$

Or, il est à remarquer que pour les fins de l'estimation, nous observons le statut syndical des individus à l'aide d'une variable indicatrice ( $I_i$ ) ayant la valeur 1 si l'individu est syndiqué et la valeur 0 s'il ne l'est pas. La réalisation de l'une ou l'autre de ces deux alternatives est considérée comme un indicateur sous-jacent à la variable latente continue ( $I_i^*$ ) que nous pouvons appeler "la propension de l'individu à choisir une alternative donnée". Comme nous l'avons vu par ailleurs, une telle variable se caractérise par l'existence d'un niveau critique qui, une fois atteint, nous indique le passage d'une alternative à l'autre.

De façon plus formelle, le modèle probit à estimer se présente comme suit :

$$I_i^* = \delta_0 + \delta_1 ((W_{ui} - W_{ni}) / W_{ni}) + \delta_2 X_i + \delta_3 Z_i - \varepsilon_i .$$

En plus, le lien entre la variable indicatrice ( $I_i$ ) et la variable latente ( $I_i^*$ ) nous est donné par :

$$\begin{aligned} I_i &= 1 \text{ si } I_i^* > 0 , \\ &= 0 \text{ si } I_i^* \leq 0 . \end{aligned}$$

Notons que le terme entre parenthèses représentant l'écart salarial relatif est presque égal à  $(\ln W_{ui} - \ln W_{ni})$  où  $\ln$  signifie le logarithme naturel.

Par ailleurs, du fait que les syndicats affectent les salaires et vice versa, Hirsch (1980) considère que le modèle à estimer devrait être sous forme d'un système d'équations simultanées.

Aussi, et à l'instar de Martinello et Meng (1992), nous ajoutons aux variables explicatives du modèle, un vecteur de variables légales pour estimer l'effet de la législation sur la probabilité de syndicalisation.

En définitive, le modèle empirique que nous estimons comporte les trois équations suivantes:

( 1 ) une équation "structurelle"<sup>77</sup> pour déterminer le statut syndical :

$$I_i = \delta_0 + \delta_1 ( \ln W_{ui} - \ln W_{ni} ) + \delta_2 X_i + \delta_3 Z_i + \delta_4 L_i - \varepsilon_i$$

( 2 ) deux équations structurelles pour déterminer les salaires des syndiqués et des non-syndiqués:

$$\ln W_{ui} = \theta_{u0} + X_{ui} \theta_{u1} + Z_{ui} \theta_{u2} + L_{ui} \theta_{u3} + \varepsilon_{ui} \quad (\text{pour les syndiqués})$$

$$\ln W_{ni} = \theta_{n0} + X_{ni} \theta_{n1} + Z_{ni} \theta_{n2} + L_{ni} \theta_{n3} + \varepsilon_{ni} \quad (\text{pour les non-syndiqués})$$

avec:  $L$  = vecteur de variables légales;

$$\text{et } \varepsilon_u \sim N(0, \sigma_u^2), \varepsilon_n \sim N(0, \sigma_n^2) \quad \text{et } \varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2).$$

---

<sup>77</sup>Même si on parle dans ce cas-ci d'une équation structurelle, elle représente en réalité une sorte de forme réduite, car elle combine des facteurs d'offre et de demande de services syndicaux qu'on ne peut pas identifier séparément. Voir à ce sujet Hirsch et Addison (1986), Hirsch et Berger (1984).



*Section 2 : présentation des variables, des données et de la méthodologie*

À partir du système à trois équations simultanées présenté ci-dessus, nous analysons les déterminants des décisions de syndicalisation en tant que processus de négociation collective. Dans ce sens, notre variable dépendante devrait dépasser la notion strictement légale du statut syndical des individus, pour refléter l'importance de l'action collective organisée. Ainsi, du moment qu'un travailleur est couvert par une convention collective, la variable dichotomique ( $I$ ) prend la valeur ( $1$ ), et ce indépendamment du fait que ce travailleur soit officiellement membre ou non d'un syndicat. Autrement,  $I = 0$ .

Sur le plan théorique, l'approche économique développée au chapitre I de cette deuxième partie, considère que la probabilité pour qu'un travailleur soit syndiqué (dans le sens d'être couvert par une convention collective), est déterminée par:

- la demande de services syndicaux de la part des travailleurs,
- l'offre de ces services par les syndicats,
- les décisions d'embauche des employeurs dont l'entreprise est déjà syndiquée,
- les réactions et les réponses des employeurs et des gestionnaires pour empêcher la formation d'un syndicat au sein de leurs entreprises.

Il s'en suit que dans les faits, l'équation déterminant le statut syndical des individus, ne représente qu'une spécification simple de la forme réduite de ce système

complicé ( Martinello et Meng, 1992). Ceci signifie que, pour un écart salarial relatif constant, les coefficients  $\delta_2$ ,  $\delta_3$ ,  $\delta_4$  reflètent l'effet net des variables  $X$ ,  $Z$  et  $L$  sur l'aboutissement des décisions conjointes des travailleurs, des syndicats et des employeurs.

Par ailleurs, en estimant les deux équations de salaire, on arrive à prédire l'écart salarial relatif pour chaque individu. En plus, toute variable affectant les salaires va affecter, en même temps, la probabilité de syndicalisation, via son effet sur cet écart salarial.

Pour le reste des variables explicatives de la probabilité de syndicalisation, nous retrouvons les caractéristiques personnelles ( $X_i$ ), celles de l'industrie ( $Z_i$ ) et la structure légale ( $L_i$ ).

*Les caractéristiques personnelles:*

La littérature empirique portant sur les déterminants du statut syndical des individus à partir de micro-données, considère que la syndicalisation est systématiquement reliée à plusieurs caractéristiques individuelles comme l'âge, le sexe, l'éducation (niveau de scolarité), l'ancienneté, la région, le statut matrimonial et familial, la langue maternelle, la race, l'état d'invalidité et l'occupation.

Pour ce qui est de l'âge, on lui attribue généralement deux effets théoriques opposés<sup>78</sup>.

- D'une part, on considère que la probabilité de se syndiquer serait plus élevée pour les travailleurs les plus âgés. La raison en est que ces derniers seraient, selon toute vraisemblance, moins mobiles et plus attachés à l'entreprise, qu'ils apprécient davantage les bénéfices résultant de la syndicalisation et en particulier la plus grande sécurité d'emploi, les conditions de travail déterminées selon des règles formelles de fonctionnement, les meilleurs avantages sociaux, les droits de séniorité et les procédures de griefs.
- D'autre part, les travailleurs plus âgés pourraient être relativement moins favorables à la syndicalisation, dans la mesure où elle aurait tendance à réduire l'inégalité de la répartition des salaires entre les différents groupes d'âge et de qualifications, accordant ainsi les plus grands bénéfices salariaux, (mais pas ceux non-monétaires), aux travailleurs les moins âgés et les moins expérimentés.

Au niveau empirique, les résultats semblent à première vue relativement ambigus. Certaines études ont trouvé une relation positive entre la syndicalisation et l'âge ( Antos et al., 1980; Scoville, 1971; Abbott et Stengos, 1987; Moore et Newman, 1988; Kumar et Cowan, 1989; Hundley, 1989). D'autres études font état d'une relation plutôt négative ( Farber et Saks, 1980 ) ou encore d'un effet négatif non significatif ( Fiorito et Dauffenbach, 1982 ). Finalement, le dernier résultat qui nous semble le plus valable, est

---

<sup>78</sup>Pour une discussion détaillée, se référer à Fiorito, Gallagher et Greer (1986), Fiorito et Dauffenbach (1982).

celui d'une relation positive mais non-linéaire entre l'âge et le statut syndical ( Duncan et Stafford, 1980; Hirsch et Berger, 1984 ).

Le débat entourant la variable "ancienneté "est semblable à celui relatif à l'âge, et les résultats rapportés semblent confirmer l'existence d'une relation positive , qui pourrait être non-linéaire, entre l'ancienneté et la syndicalisation.

Pour ce qui est du sexe, les auteurs s'accordent généralement pour dire que les femmes ont une probabilité de se syndiquer plus faible que celle des hommes. Les raisons habituellement avancées pour expliquer cette différence de comportement, résident dans le fait que les femmes occupent généralement des emplois temporaires, à temps partiel et qu'en raison de leurs responsabilités familiales, elles auraient un faible attachement à la population active et travailleraient la plupart du temps dans des industries faiblement syndiquées. L'implication de ces arguments tient au fait que les bénéfices de la syndicalisation seraient moins importants pour les femmes que pour les hommes, que les syndicats seraient moins portés à organiser la population active féminine et que les employeurs auraient tendance à ne pas choisir des femmes parmi les personnes qui se retrouveraient dans la file d'attente pour les emplois syndiqués<sup>79</sup>.

Au niveau empirique, il n'y a pas de consensus clair qui se dégage concernant

---

<sup>79</sup>Voir à ce sujet: Fiorito et al., (1986); Antos et al., (1980); Lee (1978); Booth (1986); Robinson et Tomes (1984); Hirsch (1980); Hirsch et Berger (1984).

la relation entre le sexe et le statut syndical, et on considère générale résultats rapportés ne sont pas concluants.

Ces conclusions peuvent être généralisées au niveau des autres variables reliées à la famille comme le statut matrimonial ou le fait d'être chef de famille.

Par ailleurs, l'effet théorique de l'éducation sur le statut syndical des individus, est relativement ambigu. Généralement, on considère que, selon toute vraisemblance, les individus les plus scolarisés seraient non-syndiqués. La raison en est que l'éducation rend les travailleurs plus mobiles et accroît leurs pouvoirs de négociation individuels. Au niveau empirique, la plupart des travaux font ressortir un lien négatif entre l'éducation et la syndicalisation ( Antos et al., 1980; Hirsch, 1980; Fiorito et Dauffenbach, 1982; Robinson et Tomes, 1984; Kumar et Cowan, 1989; Hundley, 1989 ). Cependant, les résultats trouvés ne sont pas toujours statistiquement significatifs.

Au niveau des minorités visibles et des travailleurs ayant un handicap, les attentes théoriques sont similaires pour ces deux catégories de la population. On considère qu'il y a deux effets possibles ( Fiorito et al., 1986 ). D'une part, les minorités visibles et les travailleurs atteints d'invalidité seraient probablement plus favorables à la syndicalisation, qui est vue comme une source de protection contre la discrimination de la part des employeurs. D'autre part, l'accès limité de ces travailleurs à des emplois syndiqués, peut être interprété comme étant le résultat d'une discrimination autant de la

part des syndicats que du côté des employeurs. Antos et al.,(1980) ont trouvé un lien positif. De leur côté, Hirsch et Berger (1984), Moore et Newman (1988), trouvent un lien positif mais statistiquement non-significatif. Finalement, d'autres études font état d'un lien plutôt négatif ( dans le cas de Lee, 1978), mais statistiquement non-significatif ( dans le cas de Hirsch, 1980; Fiorito et Dauffenbach, 1982; et Hundley, 1989 ).

Pour ce qui est de la langue maternelle, nous n'avons aucune attente théorique particulière bien fondée. Cette variable n'a pas été souvent considérée dans la littérature. Au niveau canadien, Christian et Campbell (1983), considèrent que les francophones sont davantage orientés vers l'action collective organisée que les anglophones.

Par ailleurs, au niveau de l'occupation, on considère généralement que les cols-bleus ont tendance à être plus favorables à la syndicalisation que les cols-blancs. La raison en est que ces travailleurs ( les cols-bleus ) s'identifient moins à la direction, et ont des préférences relativement homogènes concernant les conditions de travail ( Hirsch et Addison, 1986 ). En plus, on ne retrouve pas généralement des cols-bleus parmi les travailleurs autonomes. Autrement dit, les coûts d'organisation des cols-bleus en syndicat seraient relativement faibles ( Duncan et Stafford, 1980 ).

Finalement, il existe des différences significatives au niveau de l'étendue de la syndicalisation d'une région à l'autre. L'introduction de variables dichotomiques régionales permettrait, selon toute vraisemblance, de refléter des différences au niveau

des caractéristiques personnelles et de la structure des emplois, qui ne sont pas captées ailleurs par d'autres variables. Les études empiriques utilisant des données individuelles trouvent que les variables dichotomiques régionales sont parmi celles qui sont les plus significatives au niveau statistique ( Hirsch, 1980).

Notons en dernier lieu, que toutes les variables contenues dans le vecteur des caractéristiques personnelles ( $X_i$ ), sont incluses dans les trois équations à estimer, car elles sont supposées affecter l'offre et la demande de syndicalisation, les salaires et la probabilité d'être embauché par un employeur dont l'entreprise est déjà syndiquée.

#### *Les caractéristiques de l'industrie*

Les effets des caractéristiques de l'industrie sur la syndicalisation, n'ont pas été étudiés de façon aussi systématique et détaillée que dans le cas des caractéristiques personnelles. Cependant, les analyses disponibles, aussi limitées soit-elles, indiquent que les caractéristiques de l'industrie sont des déterminants majeurs des coûts et des bénéfices de la syndicalisation.

En particulier, on considère que, pour plusieurs raisons<sup>80</sup>, la probabilité de syndicalisation serait relativement élevée dans les industries fortement concentrées.

---

<sup>80</sup>À ce sujet, on peut se référer à Belman (1988); Hirsch et Addison (1986); Hundley (1989); Duncan et Stafford (1980); Hirsch et Berger (1984); Booth (1986); Robinson et Tomes (1984).

D'abord, l'élasticité de la demande de travail y serait faible, du moins dans le cas des grandes entreprises faisant face à une demande de produit à pente négative, ce qui implique que pour les syndicats, il serait moins coûteux d'organiser les travailleurs dans ce genre d'industrie et d'obtenir pour eux des bénéfices relativement élevés.

Aussi, des taux de concentration élevés peuvent indiquer l'existence de rentes économiques appréciables et la possibilité de leur maintien sur une longue période.

Pour les travailleurs, la syndicalisation serait, ainsi, perçue comme un moyen d'accaparer une partie de ces rentes. Néanmoins, il faut souligner que l'existence de ces dernières peut permettre aux entreprises de s'opposer davantage à l'implantation syndicale.

Par ailleurs, il est généralement admis qu'une intensité en capital élevée donnerait lieu à une plus forte probabilité de syndicalisation. En effet, on soutient qu'un rapport capital-travail élevé implique que la part relative du travail dans le coût total serait faible, ce qui donnerait lieu à une demande de travail relativement moins élastique ( en supposant que l'élasticité de substitution est plus faible que l'élasticité-prix ). Aussi, on considère que les entreprises ayant une forte intensité en capital, seraient moins mobiles à cause de coûts fixes élevés, ce qui donnerait lieu à une demande de travail moins élastique à court terme, et possiblement à des coûts d'organisation moins élevés.

Finalement, et comme nous l'avons souligné à plusieurs reprises, il existe un lien entre la taille de l'entreprise et le statut syndical des individus. Du fait que la banque de données que nous utilisons ne contient pas d'information sur le degré de concentration



industrielle ni sur l'intensité en capital, seule la taille de l'entreprise est considérée dans notre modèle empirique et elle apparaît dans les trois équations. Par ailleurs, une mesure de l'étendue de la syndicalisation est incluse dans l'équation salariale des syndiqués pour approximer la capacité des syndicats d'obtenir des gains salariaux plus élevés, et d'accaparer, le cas échéant, une partie des rentes économiques. Elle est aussi incluse dans l'équation salariale des non-syndiqués, pour capter, s'il y a lieu, tout effet de retombée ou de menace.

### *L'environnement légal*

Dès la première partie de cette thèse, nous avons pu constater que le régime des relations de travail, constitue, sans équivoque, un des éléments les plus déterminants de la syndicalisation. Tout ce que nous voulons ajouter pour le moment, c'est qu'à l'instar de Martinello et Meng (1992), nous prenons en considération les différences interprovinciales concernant certaines dispositions législatives.

Il s'agit, en premier lieu, de lois interdisant l'embauche de briseurs de grève. On s'attend à ce que genre de lois affecte le pouvoir de négociation syndical, de sorte que nous incluons une variable qui les représentent, ( REPLWORK ), dans l'équation salariale des syndiqués. À noter qu'en plus de sa forme qualitative, cette variable est modulée de façon à faire ressortir un aspect quantitatif qui réside dans le fait que nous accordons plus de poids aux dispositions légales qui ne permettent en aucun cas l'embauche de briseurs de grève qu'à celles qui autorisent le recours limité à des remplaçants temporaires.

Ensuite, nous introduisons une variable, ( CHECKOFF ), dans l'équation de syndicalisation, pour prendre en considération l'existence de lois imposant le versement des cotisations syndicales par tous les travailleurs occupant un emploi syndiqué, et ce peu importe qu'ils soient membres ou non du syndicat. Cette disposition législative devrait augmenter l'offre de services syndicaux dans la mesure où elle permet aux syndicats d'avoir plus de ressources financières et limitent les possibilités de resquillage de la part des travailleurs qui voudraient, éventuellement, bénéficier de conditions de travail avantageuses déterminées par une convention collective négociée par un syndicat sans avoir à participer au financement de ce service syndical.

Par ailleurs, nous incluons une variable, ( CERTNOV ), dans l'équation de syndicalisation, pour refléter les différences interprovinciales concernant les procédures d'accréditation. En facilitant les procédures d'accréditation et en protégeant les travailleurs des représailles et de certaines pratiques déloyales des employeurs elles réduisent les coûts de la syndicalisation et affectent, donc, à la hausse la probabilité de se syndiquer. Il est à souligner qu'au niveau quantitatif, cette variable est également modulée de façon à donner plus de poids aux législations qui imposent la tenue d'une éléction qu'à celles qui n'exigent que la signature de la carte syndicale par un certain pourcentage de travailleurs en vue d'obtenir l'accréditation automatique.

Finalement, nous incluons une variable, ( LWM ), dans les deux équations de salaire pour capter l'effet d'émulation salariale selon lequel, la hausse du salaire minimum provoque une augmentation des salaires d'un certain nombre de travailleurs qui gagnaient plus que l'ancien salaire minimum et qui cherchent à sauvegarder la

hiérarchie salariale antérieure<sup>81</sup>.

D'autres dispositions légales auraient pu être considérées s'il n'y avait pas de contraintes imposées par le traitement économétrique. En effet, nos données portent sur les dix provinces canadiennes, et il ne peut pas y avoir plus que neuf variables indépendantes qui varient par province. Les variables dichotomiques provinciales et toutes les variables légales varient par province, de sorte qu'on a du regrouper les premières en variables dichotomiques régionales.

Par ailleurs, au niveau des données, nous utilisons l'enquête sur l'activité de statistique Canada ( **LMAS**: Labour Market Activity Survey )<sup>82</sup>. Les micro-données sont maintenant accessibles sur disques compacts qui contiennent des fichiers portant sur toutes les variables démographiques importantes comme l'âge, la province, l'identification des membres d'une minorité visible, le sexe, le statut matrimonial, le niveau de scolarité, le statut d'incapacité.

L'enquête a été effectuée auprès de plus de 60 000 personnes pour chacune des années de 1986 à 1990. Les fichiers contiennent aussi des renseignements sur les emplois occupés pendant l'année comme le type d'activité, la rémunération ou le salaire habituel,

---

<sup>81</sup> Voir à ce sujet Blaise Pouliot (1986), Jean Bégué (1978), Pierre Fortin (1978).

<sup>82</sup> Nous tenons à remercier l'Université du Québec à Hull, et en particulier le décanat des études avancées et de la recherche, qui nous a accordé une subvention pour nous permettre d'acquérir la banque de donnée sur disque compact, et le matériel nécessaire à son fonctionnement. Nos remerciements s'adressent aussi à M. Roller Stephan, chargé de projet, EA, du groupe des enquêtes spéciales de statistiques Canada, pour ses précieux conseils concernant l'utilisation de cette banque de données.

les heures de travail, la syndicalisation, la couverture par un régime de pension et le travail autonome. En plus, il y a des informations sur les périodes de chômage, les absences sans rémunérations, les sources de revenu, la taille de l'entreprise et certaines caractéristiques familiales. En plus de ces fichiers en coupe transversale, la banque contient deux fichiers logitudinaux ( 1986-1987 et 1988-1989-1990 ) qui fournissent des renseignements sur la participation des individus au marché du travail, et sur les caractéristiques des emplois.

Notre échantillon porte sur 2400 travailleurs à temps plein âgés entre 17 et 64 ans, œuvrant en 1990 dans les industries primaires et manufacturières Canadiennes<sup>83</sup>. Les administrateurs, les professionnels, les membres du clergé, les employés de bureau, les travailleurs spécialisés dans la vente et dans les services sont exclus de nos observation. À ces données, nous avons ajouté les trois variables légales mentionnées ci-dessus et données sur la salaire minimum dans les dix provinces canadiennes pour l'année 1990.

Nous présentons les définitions des variables dans le tableau XIV, et nous fournissons les moyennes de ces variables au tableau XV.

---

<sup>83</sup>Nous nous limitons aux emplois à temps plein dans les industries primaires et manufacturières pour tester l'hypothèse selon laquelle les femmes ont un faible attachement à la population active et de ce fait, elles ont une probabilité de se syndiquer plus faible que celle des hommes. Notons aussi que ce choix de l'échantillon s'explique par le besoin de comparabilité avec les études existantes qui ont analysé, dans la majorité des cas, les industries primaires et manufacturières considérées jusque là comme la chasse gardée du syndicalisme.

**Tableau XIV**  
**Définition des variables**

Variable	Définition
Région	RATL = 1 pour les provinces de l'atlantique QUE = 1 pour le Québec RPRA = 1 pour le Manitoba ou la Saskatchewan RWEST = 1 pour l'Alberta ou la Colombie-Britannique la région de référence est l'Ontario.
L'âge	A2024 = 1 si l'âge du travailleur est situé entre 20 et 24 ans A2534 = 1 si l'âge du travailleur est situé entre 25 et 34 ans A3544 = 1 si l'âge du travailleur est situé entre 35 et 44 ans A4554 = 1 si l'âge du travailleur est situé entre 45 et 54 ans A5564 = 1 si l'âge du travailleur est situé entre 55 et 64 ans le groupe d'âge de référence est 17 à 19 ans.
le genre	FEMME = 1 pour les femmes
situation matrimoniale	SITMAT = 1 si l'individu est marié
lien avec le chef de famille	HEADFAM = 1 si l'individu est le chef de famille
l'éducation	EDSSE = 1 pour des études secondaires partielles EDGHS = 1 pour des études secondaires complètes EDSPS = 1 pour des études postsecondaires partielles EDPSC = 1 pour un certificat ou diplôme postsecondaire EDUD = 1 pour un grade universitaire EDTCD = 1 pour un certificat ou un diplôme d'une école technique le niveau d'éducation de référence est 0 à 8 années de scolarité
minorité visible	MINVIS = 1 si la personne déclare comme faisant partie d'une minorité visible
langue maternelle	LANGENG = 1 si la langue maternelle est l'Anglais LANGFRE = 1 si la langue maternelle est le français la langue de réfémce est: AUTRE
situation d'invalidité	INVALID = 1 si l'individu totalement ou partiellement invalide

Tableau XIV ( suite)

Variable	Définition
l'occupation	<p>OCCUP2 = 1 si c'est un travailleur dans les aliments et boissons</p> <p>OCCUP3 = 1 si c'est un travailleur dans les autres industries de transformation</p> <p>OCCUP4 = 1 si c'est un travailleur dans le façonnage des métaux</p> <p>OCCUP5 = 1 pour l'usinage et les domaines connexes</p> <p>OCCUP6 = 1 pour la fabrication et le montage de produits métalliques non-compris ailleurs</p> <p>OCCUP7 = 1 pour la fabrication de matériel électrique, électronique et connexe</p> <p>OCCUP8 = 1 pour les produits en textile, en fourrure et en cuir</p> <p>OCCUP9 = 1 pour les produits en bois, en caoutchouc et en plastique</p> <p>OCCUP10 = 1 pour la mécanique et les réparations ( sauf le matériel électrique )</p> <p>l'occupation de référence est celle des travailleurs dans les mines, les puits de pétrole et de gaz</p>
l'ancienneté	TENURA = nombre d'années d'ancienneté avec l'employeur actuel
la taille de la firme	<p>FS99 = 1 si le nombre de travailleurs est entre 20 et 99</p> <p>FS499 = 1 si le nombre de travailleurs est entre 100 et 499</p> <p>FS500 = 1 si le nombre de travailleurs est de 500 ou plus</p> <p>la taille de la firme de référence est 19 employés ou moins</p>
densité syndicale	UCOV = densité syndicale par industrie
législation du travail de grève.	<p>toute les provinces interdisent l'embauche permanente de briseurs</p> <p>REPLWORK = 2 si l'employeur ne peut en aucun cas embaucher un briseur de grève( pour le Québec seulement )</p> <p>= 1 si l'employeur peut embaucher des remplaçants temporaires mais pas des briseurs de grève professionnels( pour le Manitoba, l'Ontario et la Colombie Britannique ).</p> <p>le groupe de référence : là où il n'y a aucune restriction sur les remplacements temporaires</p>

TABLEAU XIV ( suite )

Variable	Définition
legislation du travail	CHECKOFF = 1 si le paiement des cotisations syndicales est obligatoire, indépendamment du fait que le travailleur ait adhéré ou non au syndicat ( c'est le cas de Terre-Neuve, du Québec, de l'Ontario, du Manitoba et de la Saskatchewan ). CERTNOV = pourcentage de travailleurs qui doivent signer une carte syndicale pour l'obtention de l'accréditation automatique = 1 si la tenue d'une éléction est obligatoire. = 0.55 pour l'Ontario et le Manitoba. = 0.50 pour Terre-Neuve, l'Ile du Prince-Édouard, le Nouveau-Brunswick, du Québec et de la Saskatchewan ).  LWM = le logarithme du salaire minimum.
variable de correction pour l'auto-sélection	LAMBDA = le ratio inverse de MILLS. Les formules utilisées sont suivantes :  $( - f ( \Psi_i ) / F ( \Psi_i ) )$ , pour le secteur syndiqué.  $( f ( \Psi_i ) / 1 - F ( \Psi_i ) )$ , pour le secteur non-syndiqué  avec $\Psi_i = \gamma_0 + \gamma_1 X_i' + \gamma_2 Z_i' + \gamma_3 L_i'$ .
variable dépendante pour l'équation de syndicalisation	$I_i = 1$ si le travailleur est couvert par une convention collective et ce, peu importe qu'il ait adhéré ou non au syndicat
l'écart salarial relatif	DIFF = l'écart proportionnel entre les salaires des syndiqués et des non-syndiqués

**Tableau XV**  
**Moyennes des variables**

Variable	Moyenne	variable	Moyenne
RATL	0.1746	OCCUP2	0.1088
RPRA	0.1079	OCCUP3	0.2133
QUE	0.1846	OCCUP4	0.0658
RWEST	0.2158	OCCUP5	0.0738
		OCCUP6	0.0913
A2024	0.0750	OCCUP7	0.0621
A2534	0.3217	OCCUP8	0.0500
A3544	0.3191	OCCUP9	0.1100
A4554	0.1821	OCCUP10	0.1300
A5564	0.0938	TENURA	9.5931
FEMME	0.1592	FS99	0.1525
SITMAT	0.7838	FS499	0.1625
HEADFAM	0.7508	FS500	0.4883
EDSSE	0.2688	CHECKOFF	0.6479
EDGHS	0.2771	CERTNOV	0.5978
EDSPS	0.0913	REPLWORK	0.8413
EDPSC	0.1117	UCOV	0.5533
EDUD	0.0263	$I_i$	0.5846
EDTCD	0.1146	$W_m$	4.8557
MINVIS	0.0446	$W_{ui}$	15.0345
LANGENG	0.5292	$W_{ni}$	13.2437
LANGFRE	0.2017		
INVALID	0.1000		



Par ailleurs, il convient de noter que l'estimation du système à trois équations simultanées présenté ci-dessus ( section 1), pose trois problèmes méthodologiques:

- le premier est celui du biais de sélection de l'échantillon, résultant du fait que les travailleurs syndiqués et non-syndiqués ne sont pas choisis, à partir d'une population, de façon aléatoire.

En effet, chaque travailleur sélectionne le secteur qui va lui donner le maximum de rendement pour ses caractéristiques observables et non-observables, de sorte que les coefficients estimés ( par MCO ) des deux équations salariales, seraient valides conditionnellement à ce choix des individus. Autrement dit, ces coefficients ne seraient pas ceux d'un individu choisi au hasard, ce qui signifie que les termes d'erreurs dans ces deux équations n'auraient plus des moyennes nulles.

Pour résoudre ce problème, Lee(1978) adopte la solution développée initialement par Heckman (1976) et qui consiste à utiliser le ratio inverse de MILLS. Ce rapport représente pour chaque observation, l'espérance mathématique de son terme d'erreur, étant donné le fait que l'individu a procédé à une auto-sélection d'un secteur particulier ( syndiqué versus non-syndiqué). Le résultat obtenu donnerait lieu à un terme d'erreur ayant une espérance mathématique nulle.

- Le deuxième problème est celui de l'hétéroscédasticité qui provient de deux sources: les données utilisées sont sous forme de coupe transversale, et le fait

que le ratio inverse de MILLS ne constitue qu'une estimation, ou une valeur ajustée, du terme d'erreur. Maddala (1983) expose en détails la façon d'établir la matrice de variances-covariances corrigée pour les deux formes d'hétéroscédasticité.

- Le troisième problème est celui de l'identification des équations simultanées. En général, la solution utilisée pour résoudre ce problème consiste à exclure de façon relativement arbitraire une variable de chacune des équations faisant l'objet de l'analyse. Dans notre cas, la prise en considération des variables légales et des caractéristiques de l'industrie, rendent l'identification des trois équations relativement facile, dans la mesure où certaines de ces variables apparaissent seulement dans les équations salariales ou uniquement dans celle des déterminants de la syndicalisation.

En définitive, les étapes d'estimation à suivre se présentent ainsi:

- 1) Estimation l'équation probit relative à la décision de se syndiquer à l'aide de toutes les variables dans le système sauf l'écart salarial proportionnel. Ceci nous permet d'obtenir le ratio inverse de MILLS<sup>84</sup>.

---

<sup>84</sup>Pour les fins d'estimation, nous avons utilisé le logiciel SAS(1989), version 6. Ce logiciel ne permet pas normalement de faire des analyses probit et de corriger en même temps pour les problèmes engendrés par le biais de sélection. Cependant, SAS permet de faire de la programmation grâce à sa procédure IML. Nous remercions M. David Schlotzhauer du SAS Institute Inc., d'avoir mis à notre disposition toute la programmation nécessaire dans le cadre de la procédure IML.

- 2) Estimation des équations salariales en incluant ce ratio de correction pour l'auto-sélection. Ceci nous permet de calculer l'écart salarial relatif anticipé pour chacun des individus.
  
- 3) Réestimation de l'équation de syndicalisation en incluant cet écart salarial comme variable explicative.

Nous présentons dans la section suivante nos résultats d'analyse.

## Section 3 : les résultats d'analyse

Tableau XVI

## Résultats des estimations à l'aide de micro-données

Variable	équation salariale1	équation salariale2	équation syndicale1	équation syndicale2
CONSTANTE	2.4705 (1.082)	3.9387 (1.2303)	-3.3944 (-6.9774)	-54.5960 (-4.8181)
RATL	-0.0873 (-1.673)	-0.1133 (-1.5946)	0.0790 (0.4594)	1.9528 (5.5217)
RPRA	-0.0359 (-1.053)	-0.1206 (-2.4881)	-0.5377 (-4.1856)	0.6287 (4.1649)
QUÉ	-0.0218 (-0.505)	-0.0684 (-1.4064)	0.4192 (3.5082)	0.0947 (0.5057)
RWEST	0.1504 (4.826)	0.1392 (2.4916)	0.3641 (1.8935)	1.6772 (5.3883)
A2024	0.1995 (2.295)	0.2201 (1.9962)	-0.0512 (-0.1606)	-0.1044 (-0.3215)
A2534	0.3320 (3.903)	0.3283 (3.0131)	-0.0435 (-0.1388)	0.0250 (0.0781)
A3544	0.3578 (4.151)	0.3901 (3.5062)	0.3687 (1.1592)	0.2240 (0.6917)
A4554	0.3758 (4.312)	0.3922 (3.4413)	0.2011 (0.6222)	0.1285 (0.3898)
A5564	0.3459 (3.875)	0.3414 (2.9023)	0.0898 (0.2702)	0.1716 (0.5063)
FEMME	-0.2055 (-7.783)	-0.3130 (-8.6067)	-0.8281 (-6.2748)	-0.1764 (-1.7918)
SITMAT	-0.0048 (-0.254)	0.0705 (2.6165)	0.3640 (3.8339)	-0.0885 (-1.1817)
HEADFAM	0.0671 (3.273)	0.0434 (1.4518)	-0.2160 (-2.5569)	-0.0552 (-0.6718)
EDSSE	0.0416 (1.675)	0.0570 (1.4535)	0.1233 (1.1954)	0.0691 (0.6627)
EDGHS	0.0720 (2.727)	0.1274 (3.2658)	0.2029 (1.8189)	-0.1066 (-1.0095)
EDSPS	0.0981 (3.038)	0.1021 (2.0371)	-0.0586 (-0.4473)	-0.0985 (-0.7400)
EDPSC	0.1782 (5.286)	0.2112 (4.3230)	-0.0501 (-0.3901)	-0.2466 (-1.9174)
EDUD	0.1982 (3.411)	0.2494 (3.5770)	-0.1728 (-0.9038)	-0.4200 (-2.2021)

Tableau XVI ( suite)

Variable	équation salariale1	équation salariale2	équation syndicale1	équation syndicale2
EDTCD	0.1428 (4.458)	0.1740 (3.6353)	-0.0948 (-0.7542)	-0.2569 (-2.0280)
MINVIS	-0.1240 (-2.763)	-0.0130 (-0.2750)	0.2727 (1.6379)	-0.3260 (-2.3193)
LANGENG	0.0387 (2.173)	0.0233 (0.9046)	-0.1811 (-2.5095)	-0.0462 (-0.6420)
LANGFRE	0.0490 (1.779)	0.0447 (1.0696)	-0.0357 (-0.3216)	-0.0804 (-0.7129)
INVALID	0.0068 (0.297)	-0.1130 (-3.0549)	-0.6302 (-4.5783)	0.0623 (0.6354)
OCCUP2	-0.2298 (-5.368)	-0.3 (-5.5447)	0.1988 (1.3647)	0.5281 (3.8410)
OCCUP3	-0.1415 (-4.387)	-0.2009 (-4.5267)	0.1733 (1.3547)	0.2977 (2.4769)
OCCUP4	-0.1151 (-2.527)	-0.1945 (-3.1258)	0.3129 (1.9358)	0.6655 (4.4004)
OCCUP5	-0.1479 (-3.654)	-0.1703 (-3.3902)	0.2801 (1.9272)	0.3183 (2.1472)
OCCUP6	-0.1431 (-3.923)	-0.2309 (-4.6121)	-0.1458 (-0.9341)	0.2136 (1.5098)
OCCUP7	-0.0971 (-2.326)	-0.2243 (-3.6095)	-0.1005 (-0.5403)	0.4725 (3.0151)
OCCUP8	-0.3177 (-6.438)	-0.3007 (-5.0203)	0.3966 (2.2611)	0.1869 (1.0565)
OCCUP9	-0.2122 (-5.571)	-0.2315 (-4.9891)	-0.1045 (-0.7844)	-0.0440 (-0.3240)
OCCUP10	-0.0784 (-2.215)	-0.1767 (-3.6213)	-0.0063 (-0.0422)	0.3940 (3.0533)
TENURA	0.0015 (1.701)	0.0101 (6.4431)	0.0463 (6.1845)	0.0015 (0.3847)
FS99	-0.0277 (-0.908)	0.0388 (1.2941)	0.3156 (2.8079)	-0.0992 (-1.0381)
FS499	-0.0216 (-0.616)	0.1520 (3.4187)	1.5611 (9.1422)	0.5087 (5.4772)
FS500	0.0604 (1.544)	0.2440 (4.6595)	1.8627 (11.3691)	0.7511 (9.3803)
UCOV	0.2662 (2.816)	0.0533 (0.4091)	-----	2.0184 (9.2075)
REPLWORK	-0.0752 (-0.208)	-----	-----	0.2075 (1.4510)
CHECKOFF	-----	-----	0.7845 (4.4354)	0.7995 (3.9558)
CERTNOV	-----	-----	-0.8662 (-4.4398)	-0.6573 (-2.2596)

Tableau XVI ( suite et fin)

Variable	équation salariale1	équation salariale2	équation syndicale1	équation syndicale2
DIFF	-----	-----	4.7914 (6.8685)	-----
LAMBDA	-0.1135 (-1.225)	-0.0429 (-0.4188)	-----	-----
LWM	0.7100 (21.527)	0.4329 (0.8419)	-----	8.4066 (4.6193)
R <sup>2</sup>	0.4782	0.5187	-----	-----
R <sup>2</sup> ajusté	0.4633	0.4996	-----	-----
N =	1403	997	2400	2400
Logarithme de vraisemblance			-1373.71	-1329.77

équation salariale1 = celle des syndiqués

équation salariale2 = celle des non-syndiqués

équation syndicale1 = forme structurelle

équation syndicale2 = forme réduite

( ) = Statistique " t".

À partir de ce tableau, nous pouvons résumer nos principaux résultats comme suit:

- 1) L'effet de l'écart salarial relatif sur la probabilité de syndicalisation est important et statistiquement significatif, de sorte que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse selon laquelle les caractéristiques de l'industrie ( la densité syndicale dans le cas qui nous concerne) affectent la syndicalisation par le biais de leur impact sur l'écart salarial relatif. Ce résultat n'est pas surprenant, dans la mesure où la densité syndicale de l'industrie considérée, n'a pas le même effet sur les salaires des syndiqués, que sur celui des non-syndiqués.

D'ailleurs, les résultats obtenus montrent que la syndicalisation affecte positivement les salaires des syndiqués et des non-syndiqués, sauf que dans le premier cas, l'effet est important et statistiquement significatif; alors que dans le deuxième, cas il est beaucoup plus faible et non-significatif au niveau statistique.

- 2) Relié à ce premier point, l'écart salarial relatif moyen que nous avons obtenu est égal à 13.52 %, ce qui est conforme aux résultats obtenus par la plupart des études du même genre. En effet, on estime généralement que cet écart se situe entre 10 % et 20 % .
- 3) La variable de correction pour l'auto-sélection ( LAMBDA ), a un effet négatif

dans les deux secteurs (syndiqué et non-syndiqué), mais statistiquement non-significatif. Ceci voudrait dire que l'existence d'un biais de sélection dans les deux équations n'est pas évidente.

- 4) Pour un écart salarial relatif constant, l'âge ( l'expérience ) n'est pas un déterminant important de la décision de se syndiquer. La forme réduite confirme ce résultat.
- 5) Toutes choses étant égales par ailleurs, les travailleurs ayant une scolarité secondaire complétée ou un niveau moindre, seraient syndiqués selon toute vraisemblance. La forme réduite confirme ce résultat d'une autre façon, dans la mesure où en incluant les effets de l'écart salarial relatif, les travailleurs ayant un niveau de scolarité post-secondaire ou plus, seraient probablement non-syndiqués.
- 6) Toutes choses étant égales par ailleurs, les travailleurs du Québec , de la Colombie- Britannique et de l'Alberta auraient probablement tendance à être plus syndiqués que ceux des autres provinces.
- 7) Pour un écart salarial relatif constant, les femmes ont une probabilité de se syndiquer plus faible que celle des hommes. À moins que les femmes n'aient un faible attachement à la population active, ce résultat reste relativement difficile



à expliquer dans la mesure où nos données portent uniquement sur les travailleurs à temps plein des industries minières et manufacturières, et que nous prenons en considération les différences au niveau des caractéristiques personnelles et celles de l'industrie.

- 8) Toutes choses étant égales par ailleurs, les travailleurs mariés ont une probabilité de se syndiquer plus élevée que celle des non-mariés. Par ailleurs, les travailleurs qui sont chefs de familles ont vraisemblablement tendance à être moins syndiqués que ceux qui ne le sont pas.

Cependant, en prenant en considération l'effet de l'écart salarial relatif, la forme réduite fait ressortir que les différences au niveau du statut matrimonial et de la relation avec le chef de famille, ne constituent pas des déterminants importants de la décision de se syndiquer.

- 9) Pour un écart salarial relatif donné, les travailleurs s'identifiant comme faisant partie d'une minorité visible, ont une probabilité de se syndiquer plus élevée que les autres travailleurs. Cependant, en tenant compte des effets de l'écart salarial relatif, la forme réduite fait ressortir le résultat contraire.

- 10) Dans l'équation structurelle des déterminants de la décision de se syndiquer, les travailleurs francophones et anglophones auraient tendance à avoir une probabilité de se syndiquer plus faible que celle des autres groupes linguistiques. Ce résultat

est contraire aux arguments généralement avancés. Cependant, en prenant en considération les effets de l'écart salarial relatif, la forme réduite fait ressortir que les différences linguistiques ne sont pas importantes dans la détermination du statut syndical des individus.

- 11) Toutes choses étant égales par ailleurs, les travailleurs atteints d'une invalidité totale ou partielle auraient une probabilité de se syndiquer plus faible que celle des travailleurs sans aucune invalidité. Cependant, la forme réduite montre que la situation d'incapacité ne constitue pas un élément déterminant dans la décision de se syndiquer.
- 12) Pour un écart salarial relatif donné, les différences d'occupation ne constituent pas un déterminant de la décision de se syndiquer. Cependant, la forme réduite fait ressortir que mis à part les occupations 6, 8 et 9, (voir la définition au tableau XIV ), les travailleurs dans les autres occupations ont une probabilité de se syndiquer plus élevée que celle des travailleurs œuvrant dans les mines et les puits de pétrole et de gaz.
- 13) Toutes choses étant égales par ailleurs, l'ancienneté apparaît comme un élément important dans la décision de se syndiquer. La forme réduite ne confirme pas ce résultat.

- 14) Que ce soit au niveau de la forme structurelle que réduite, les estimations font ressortir que la taille de l'entreprise a un effet positif important sur la statut syndical des individus. Ce résultat est conforme aux attentes théoriques, et vient confirmer les conclusions des autres chapitres empiriques.
- 15) Autant au niveau de la forme structurelle que réduite, le paiement obligatoire des cotisations syndicales affecte positivement la probabilité de se syndiquer. Ce résultat est conforme aux attentes théoriques.
- 16) L'obligation de tenir un vote avant d'obtenir l'accréditation syndicale affecte négativement la probabilité de se syndiquer. Ce résultat est conforme aux attentes théorique.
- 17) Les restrictions sur l'embauche de briseurs de grève n'ont pas d'effet sur les salaires de sorte qu'il ne faut pas s'attendre à un effet sur la probabilité de syndicalisation. Ce résultat est confirmé par la forme réduite du système.
- 18) Une augmentation de un point de pourcentage du salaire minimum entraîne une hausse moins que proportionnelle des salaires des syndiqués (0.71 point de pourcentage). Pour les travailleurs qui ne sont pas syndiqués, la hausse est également moins que proportionnelle (0.4329 point de pourcentage) mais statistiquement non significative. En prenant en considération ces deux effets, on

en déduit que l'émulation salariale se manifeste surtout dans le secteur syndiqué et qu'une augmentation de un point de pourcentage du salaire minimum donne lieu à une hausse de l'écart salarial relatif de l'ordre de 0.28 point de pourcentage. Selon nos attentes, ce dernier impact devrait entraîner une augmentation de la probabilité de se syndiquer. La forme réduite vient appuyer ce résultat confirmant ainsi l'hypothèse de complémentarité.

Soulignons, en terminant, que nous disposons d'estimations préliminaires provenant d'un échantillon qui porte en plus sur l'industrie du commerce. Ces résultats préliminaires viennent confirmer en tout point ceux obtenus à partir des seules industries primaires et manufacturières.

## **CONCLUSION GÉNÉRALE**

Dans cette thèse, nous nous sommes intéressé à la recherche d'une meilleure compréhension des déterminants majeurs de l'évolution du syndicalisme au Canada durant les deux dernières décennies.

Pour répondre à cet objectif principal, nous avons emprunté deux démarches différentes:

- l'une essentiellement descriptive dans laquelle nous nous sommes attaché d'une part, à faire ressortir les tendances profondes qui ont caractérisé l'évolution du mouvement syndical canadien durant la période 1966-1988, et ce en comparaison avec la situation des États-Unis ; d'autre part, à analyser certaines caractéristiques du régime des relations de travail qui ont potentiellement une incidence particulière sur la situation du syndicalisme au Canada;
- l'autre est plutôt de type analytique dans laquelle nous avons d'une part, procédé à un rappel des données de base ainsi que des principales hypothèses sous-jacentes à l'analyse économique du phénomène syndical; d'autre part, présenté dans un cadre empirique nos principaux résultats d'estimation, à partir de données agrégées ( en série chronologique, et en coupe transversale combinée à la série chronologique), et de micro-données.

Les conclusions de ces deux démarches se complètent, voire convergent, et nous permettent de donner suite à un certain nombre de questions que nous nous sommes posé.

En effet, mentionnons que nous nous sommes interrogé sur la pertinence de distinguer le secteur privé du secteur public.

Cette distinction s'est avérée à la fois utile et pertinente pour mieux comprendre l'évolution des effectifs syndicaux dans chacun de ces secteurs, quoique la définition que nous avons retenue pour les secteurs privé et public est relativement sommaire et pourrait être améliorée.

Par ailleurs, il a été question de vérifier l'hypothèse de l'influence du développement de la petite entreprise sur l'évolution des effectifs syndicaux dans le secteur privé. Cette variable s'est avérée très pertinente et supérieure aux explications alternatives avancées jusqu'à présent par la littérature sur le sujet.

Aussi, nous nous sommes intéressé à examiner l'impact, sur l'évolution des effectifs syndicaux, de l'adoption de la loi sur les normes de travail et la loi sur la santé et la sécurité au travail dans les provinces canadiennes. D'après nos résultats, cet effet s'est avéré positif et statistiquement significatif confirmant ainsi la validité de l'hypothèse qui veut que l'intervention de l'État dans la détermination des conditions de travail par le biais de ces deux lois n'est qu'un complément au processus de la négociation collective.

Finalement, nous nous sommes interrogé sur une question particulièrement importante pour le contexte canadien, à savoir quelles sont les causes de la stagnation du mouvement syndical canadien?

Nos résultats d'analyse nous permettent de répondre que la cause principale de la stagnation du syndicalisme canadien résulte d'un effet de compensation entre la croissance du syndicalisme dans le secteur public, c'est-à-dire un peu partout où le gouvernement manifeste sa présence, et le déclin du syndicalisme dans le secteur privé, tout au moins, à partir des définitions que nous en avons données.

En ce qui concerne les causes de la croissance du syndicalisme dans le secteur public d'autre part, il est permis de croire qu'elles proviennent essentiellement de l'ouverture des lois visant à compléter l'accès à la syndicalisation des employés relevant du budget de l'État. On y observe, toutefois, un effet de saturation commencé depuis 1967 et de possibles effets de resquillage (quoique cette question n'est pas tranchée) qui ralentissent le degré de pénétration syndicale au moment où les grands syndicats du secteur public réussissent à obtenir des augmentations de salaires généreuses.

Les causes du déclin observé dans le secteur privé seraient plutôt attribuables à l'émergence et à la croissance du phénomène de la petite entreprise posant d'importantes difficultés de pénétration syndicale en raison de coûts d'organisation plus élevés et possiblement, également, de bénéfices nets attendus plus réduits. Une seconde cause



serait celle d'une croissance plutôt modeste de l'emploi dans les grandes entreprises syndiquées. Finalement, la piètre performance de l'économie canadienne en matière de chômage a pu également contribuer à réduire la croissance des effectifs syndicaux dans le secteur privé.

En résumé, le chômage, la PE et le ralentissement de la croissance des grandes entreprises apparaissent comme les principaux facteurs explicatifs du ralentissement de la croissance des effectifs syndicaux dans le secteur privé de l'économie canadienne. Dans le cas du secteur public, ce serait davantage les forces de saturation et possiblement de resquillage qui en caractérisent les enjeux.

## VOIE DE RECHERCHE À VENIR

Dans cette thèse, nous nous sommes assigné comme objet principal, la recherche d'une meilleure compréhension des déterminants majeurs de l'évolution du syndicalisme au Canada durant les deux dernières décennies.

Le travail accompli nous a permis de nous rendre compte que certaines questions mériteraient davantage de réflexion et de recherche.

Tout d'abord, au niveau des données canadiennes agrégées en matière de syndicalisme, il existe des lacunes qu'il nous apparaît urgent de combler. Particulièrement, il conviendrait de compiler plus d'observations sur les effectifs syndicaux par branche d'activité et par année dans les dix provinces canadiennes. Au fait, une telle banque de données devrait couvrir la période de 1960 à nos jours.

Cette remarque reste valable pour les données sur la taille de l'entreprise.

Par ailleurs, au niveau méthodologique, le recours à des données combinées en coupe instantanée et en série chronologique est intéressant en soi mais mérite d'être enrichit à plusieurs égards.

À ce niveau, la recherche devrait viser à rassembler les explications de la croissance du syndicalisme que l'on retrouve dans les études en séries chronologiques (explication par des variables conjoncturelles, structurelles et législatives) avec celles que l'on retrouve dans les études en coupes instantanées (variables de sexe, d'opinions, de climat social et politique, d'âge, d'occupation, de concentration industrielle, de changements dans la composition de la main-d'oeuvre...). Il nous semble qu'une telle démarche nous permettrait de marquer des progrès au niveau de la modélisation et de la compréhension de l'évolution du syndicalisme au Canada.

Par ailleurs, au niveau des analyses économétriques que nous avons effectuées à partir de micro-données, il nous semble qu'il y aurait moyen de les enrichir par l'ajout d'autres caractéristiques de l'industrie comme le degré de concentration industrielle, l'intensité en capital des entreprises et l'élasticité de substitution entre le travail et le capital. L'introduction de telles variables nécessiterait l'élargissement de notre système d'équations pour tenir compte de la détermination simultanée de ces variables et du statut syndical des individus. Cette dernière remarque s'applique à la densité syndicale que nous avons utilisée dans les équations salariales.

## **ANNEXES**

## ANNEXE I

## Définition des variables et sources de données

$\Delta\%ES$	Définition	: Variation en pourcentage des effectifs syndicaux.
	Source	: <i>Loi sur les déclarations des corporations et des syndicats ouvriers</i> , (CALURA) Statistique Canada, cat. no 71-202.
$\Delta\%ET$	Définition	: Variation en pourcentage de l'emploi (quatre grands sous-secteurs du secteur privé).
	Source	: <i>La population active</i> , Statistique Canada, cat. no 71-001.
TC	Définition	: Taux de chômage.
	Source	: <i>La population active</i> , Statistique Canada, cat. no 71-001.
$TS_{,1}$	Définition	: Taux de syndicalisation retardé d'une période : (effectifs syndicaux / emploi) x 100 (quatre grands sous-secteurs).
	Source	: <i>Loi sur les déclarations ... et La population active</i> , op. cit.
$TS^2_{,1}$	Définition	: Taux de syndicalisation retardé d'une période au carré.
	Source	: Voir source $TS_{,1}$ .

- PE : Définition : Emploi dans les petites entreprises (moins de 20 employés) en pourcentage de l'emploi total.  $[(\text{Emploi total} - \text{emploi dans les grandes entreprises}) / \text{emploi total}] \times 100$ . L'emploi dans les grandes entreprises a été calculé à partir de l'indice de l'emploi dans ces grandes entreprises transformé en nombre d'emplois à partir de la grille fournie à cet effet en 1977.
- Source : Emploi total : *La population active*, op. cit.  
 Emploi dans les grandes entreprises (indice) : *Emploi, gains et durée du travail*, Statistique Canada, cat. no. 72-002. Grille : *Emploi, gains et durée de travail*, Statistique Canada, cat. no 72-206 (1977).
- CONT: Définition : Variable de contrôle des prix et des revenus : 0 avant 1975; 0,25 en 1976; 0,50 en 1977; 1 en 1978; 0,50 en 1979; 0,25 en 1980; et 0 par la suite.
- Source : Voir texte.
- $\dot{w}N$  : Définition : Variation des salaires nominaux des non-syndiqués, retardée d'une période.
- Source : Kumar et al. (1987), pp. 531-551.

- $\dot{P}$  : Définition : Taux de variation par rapport au mois correspondant de l'année précédente (moyenne annuelle) de l'indice des prix à la consommation pour le Canada. Indice d'ensemble non désaisonnalisé - 1981 = 100.
- Source : *Prix à la consommation et indices des prix*, Statistique Canada, cat. 62-010 trimestriel, juillet-septembre 1985.
- $\dot{w}RS$  : Définition : Variation en pourcentage des salaires réels des syndiqués, retardé d'une période.
- Source : Série calculée à partir des données sur le taux d'inflation et celles sur les gains hebdomadaires moyens (variation du taux de base). Kumar et al. (1987), p. 531.
- ES : Définition : Importance relative de l'emploi dans le commerce et les finances par rapport à l'emploi total dans les quatre secteurs visés.
- Source : Statistique Canada, cat. no 71-001.
- VPAT : Définition : Variation en pourcentage de l'emploi dans le secteur public.
- Source : *La population active*, Statistique Canada, cat. no 71-001.
- TSAI : Définition : Taux de syndicalisation du secteur public, retardé d'une période.
- Source : *Loi sur les déclarations...* et *La population active*, op. cit.

ANNEXE II

D'autres prévisions sur PE et résultats  
d'estimation découlant de leur utilisation

Tableau XVII  
Données de base et prévisions sur "PE"

Années	Données de base	FOREC1	FOREC2
1966	22,77	-	-
1967	24,07	-	-
1968	25,43	-	-
1969	25,23	-	-
1970	25,93	-	-
1971	27,22	-	-
1972	28,16	-	-
1973	28,42	-	-
1974	27,78	-	-
1975	29,86	-	-
1976	29,83	-	-
1977	31,00	-	-
1978	32,30	-	-
1979	33,10	-	-
1980	34,32	-	-
1981	34,76	-	-
1982	36,57	-	-
1983	-	37,60	37,30
1984	-	38,66	38,55
1985	-	39,77	39,63
1986	-	40,91	40,85
1987	-	42,10	42,10
1988	-	43,33	43,37



FOREC1 et FOREC2 sont des prévisions obtenues à partir de l'utilisation des résultats d'estimation de modèles autorégressifs d'ordre 1 et 2 sur le logarithme de PE (technique de Box-Jenkins).

Avant d'estimer les modèles autorégressifs nous avons analysé les autocorrélations du logarithme de notre série "PE". Les résultats sont les suivants :

1) Les autocorrélations de la série : LPE (logarithme de PE)

(1)	(2)	(3)
0,716057	0,525179	-0,335688

2) Les autocorrélations partielles de la série : LPE

(1)	(2)	(3)
0,716057	0,025535	-0,100734

Les résultats d'estimation du modèle autorégressif sur LPE sont les suivants

Variab-les	Nombre de retards	Coefficient	t-statistique
LPE	1	0,5866396	2,25
LPE	2	0,4248027	1,61

$R^2$  : 0,9560

$R^2$  corrigé: 0,9521

D.W. : 1,67

TABLEAU XVIII

Résultats d'estimation (par M.C.O) du modèle de  
détermination des effectifs syndicaux du secteur privé :  
1967-1988, variantes utilisant FOREC1 et FOREC2

Variables explicatives	Équation 1 utilisant FOREC1		Équation 2 utilisant FOREC2	
Constante	84,70	(5,00)	84,53	(5,02)
TC	-1,56	(-5,06)	-1,57	(-5,14)
TS <sub>-1</sub>	-2,03	(-5,12)	-2,03	(-5,15)
Δ%ET	0,41	(5,23)	0,41	(5,22)
D83	6,41	(3,41)	6,31	(3,36)
FOREC1	-0,46	(-2,12)	-	-
FOREC2	-	-	-0,46	(-2,12)
R <sup>2</sup>	0,8719		0,8720	
R <sup>2</sup> corrigé	0,8319		0,8320	
F	21,79		21,81	
D.W.	1,77		1,77	

( ) = statistique "t".

Tableau XIX

Tests de simultanéité sur les équations du secteur privé et public  
(par doubles moindres carrés) :  
1967-1988 ; variante utilisant FOREC1

Équation 1 : secteur privé		Équation 2 : secteur public	
Constante	99,02 (3,24)	Constante	13,38 (3,00)
TC	-1,39 (-3,24)	TSA <sub>-1</sub>	-0,27 (-2,45)
TSK <sub>-1</sub>	-2,49 (-2,97)	Δ%ET	0,27 (1,00)*
FOREC1	-0,60 (-1,77)	D83	15,73 (6,69)
Δ%ET	0,31 (1,92)	VPESK	0,06 (0,34)*
D83	-1,34 (-0,12)*		
VPESA	0,51 (0,70)*		- -
R <sup>2</sup>	0,8557	R <sup>2</sup>	0,7720
R <sup>2</sup> corrigé	0,7780	R <sup>2</sup> corrigé	0,6960
F	11,01	F	10,16
D.W.	1,98	D.W.	1,76

( ) = statistique "t".  
\* = non significatif à 5%.

Tableau XX

Tests de simultanéité sur les équations du secteur privé et public  
(doubles moindres carrés) :  
1967-1988 ; variante utilisant FOREC2

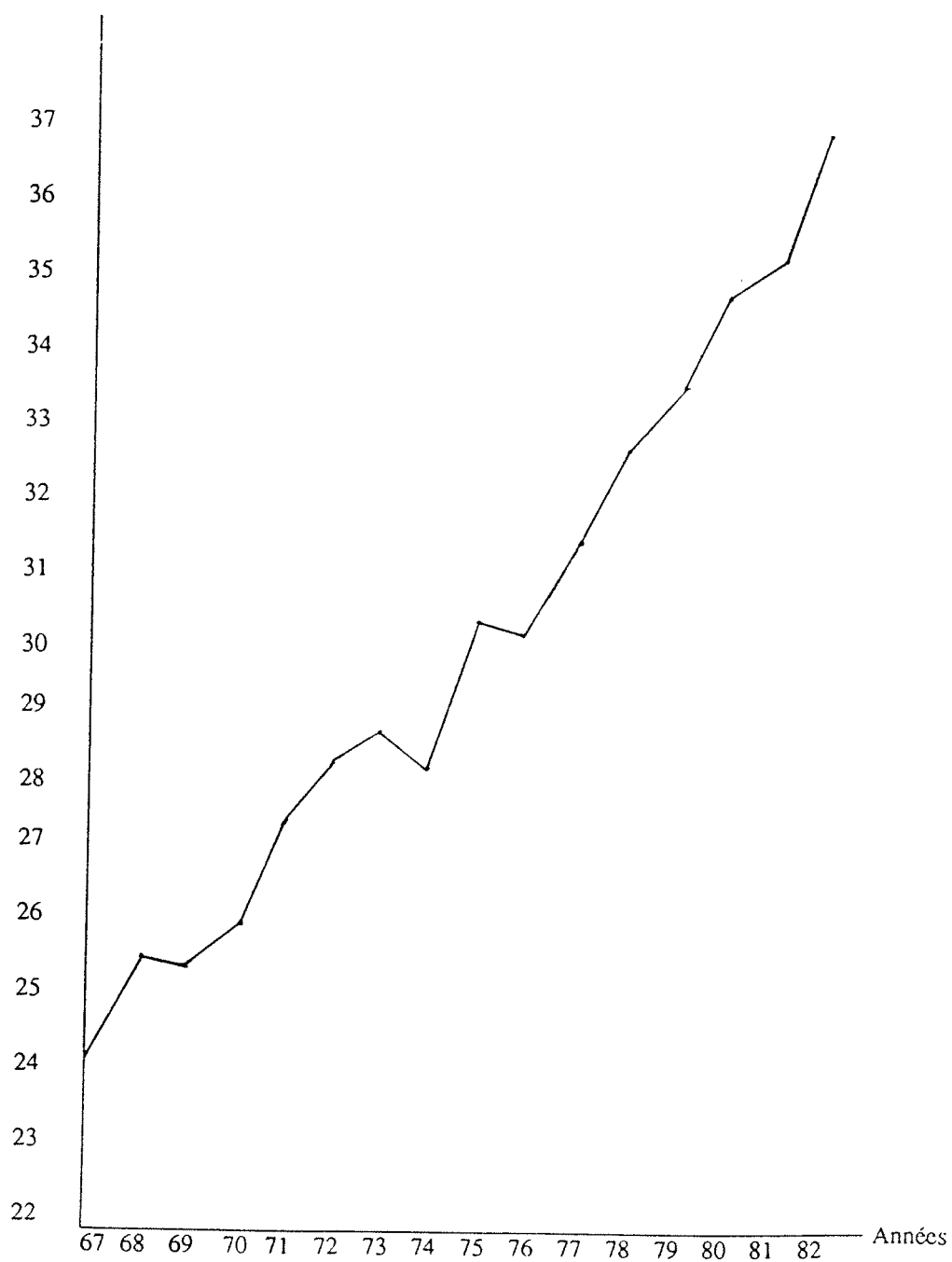
Équation 1 : secteur privé		Équation 2 : secteur public	
Constante	99,37 (3,22)	Constante	13,38 (3,00)
TC	-1,39 (-3,26)	TSA <sub>1</sub>	-0,27 (-2,45)
TSK <sub>1</sub>	-2,50 (-2,95)	Δ%ET	0,27 (1,00)*
FOREC2	-0,60 (-1,77)	D83	15,73 (6,70)
Δ%ET	0,31 (1,88)	VPESK	0,06 (0,35)*
D83	-1,60 (-0,14)*		
VPESA	0,52 (0,71)*		- -
R <sup>2</sup>	0,8544	R <sup>2</sup>	0,772 0
R <sup>2</sup> corrigé	0,7760	R <sup>2</sup> corrigé	0,696 0
F	10,90	F	10,16
D.W.	1,98	D.W.	1,76

( ) = statistique "t".  
\* = non significatif à 5%.

## ANNEXE III

**Graphique 4 :** Evolution de la part de l'emploi dans les petites entreprises au Canada, 1967-1982

Emploi dans les entreprises de moins de 20 employés en pourcentage de l'emploi total



Source : Voir Annexe I.

## ANNEXE IV

**Tableau récapitulatif des dates d'adoption de la  
loi sur les normes de travail (LNT) et la loi sur  
la santé et la sécurité au travail  
dans sept provinces canadiennes**

	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie- britannique	Nouvelle- Écosse
LNT	1979	1980	1970	1978	1980	1980	1972
LSST	1979	1980	1976	1978	1980	1979	1985

## **BIBLIOGRAPHIE**

- ABBOTT, M.G. et STENGOS, : "Alternative Estimates of Union-Nonunion and Public-Private Wage Differentials in Ontario." *Queen's Papers in Industrial Relations*. Kingston, Ontario: Industrial Relations Centre, Queen's University at Kingston, 1987.
- ABOWD, John, M., et FARBER, Henry, S., : "Job Queues and the Union Status of Workers." *Industrial and Labor Relations Review*, 35(3), Avril 1982, pp. 354-367.
- ANTOS, J.R., CHANDLER, M., et MELLOW, W., : "Sex Differences in Union Membership." *Industrial and Labor Relations Review*, 33(2), Janvier 1980. pp. 162-169.
- ASHENFELTER, O. et J. PENCAVEL, "American Trade Union Growth : 1900-1960", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. LXXVIII, août 1969, pp. 434-448.
- ASHENFELTER, O. et JOHNSON, G., E., : "Unionism, Relative Wages, and Labor Quality in U.S. Manufacturing Industries." *International Economic Review*, 13(3), Octobre 1972, pp. 488-508.
- BAIN, G.S. et F. ELSHEIKH, *Union Growth and the Business Cycle*, Oxford, Basil Blackwell, 1976, 155 p.
- BAIN, G.S. et F. ELSHEIKH, "An Inter-Industry Analysis of Unionism in Britain", *British Journal of Industrial Relations* 17(2), juillet 1979, pp. 137-157.
- BÉGUÉ, Jean, "Hausse du SMIC et effets sur la masse salariale", *Économie et statistique*, N° 100, mai 1978, pp.11-17.
- BÉLANGER, J. et J. MERCIER, "Le plafonnement de la densité syndicale au Québec et au Canada", *Relations industrielles* 41(1), 1986, pp. 28-53.
- BÉLANGER, J., J. BOIVIN, C. RONDEAU et J. SEXTON, *La syndicalisation dans le secteur privé au Québec*, Québec, Les Presses de l'Université Laval, 1983, 276p.
- BELMAN, D., "Concentration, Unionism, and Labor Earnings: A Sample Selection Approach." *Review of Economics and Statistics*, 70(3), Août 1988, pp. 391-397.
- BERKOWITZ, Monroe: "The Economics of Trade Union Organization and Administration.", *Industrial and Labor Relations Review*, 7(4), Juillet, 1954, pp.575-592.
- BERNSTEIN, I., "The Growth of American Unions", *The American Economic Review* XLIV, juin 1954, pp. 300-318.



- BOIVIN, J. et J. GUIBAULT, *Les relations patronales-syndicales*, Deuxième édition, G. Morin (éd.), Boucherville, Québec, 1989, 301 p.
- BOOTH, Alison, "Estimating the Probability of Trade Union Membership: A study of Men and Women in Britain." *Economica*, 53(209), Février 1986, pp. 41-61.
- BURTON, John, F., et THOMASON, Terry, : " The Extent of Collective Bargaining in the Public Sector." In B. Aaron, J. Najita and J. Stern, eds., *Public Sector Bargaining*, Second edition, Washington, DC : Bureau of National Affairs, Inc., 1988, pp. 1-51.
- BUSE, A., "Goodness of Fit in Generalized Least Squares Estimation", *American Statistician* , vol. 27, 1973, pp. 106-108.
- CARRUTH, A. et R. DISNEY, "Where Have Two Million Trade Union Members Gone?", *Economica* 55(217), février 1988, pp. 1-19.
- CARTER, D.D., "Canadien Labour Relations Under the Charter : Exploring the Implications". *Relations industrielles* 43(2) 1988, pp. 305-321.
- CHAISON, G.N., "Unions : Growth, Structure and Internal Dynamics", *Union Management Relations in Canada*, J. Anderson et M. Gunderson (Eds.), Don Mills, Ontario, Addison-Wesley, 1982, pp. 147-170.
- CHAISON, Gary, N. et ROSE, Joseph, B. : " New Directions and Divergent Paths: The North American Movement in Troubled Times." In *Proceedings of the 1990 Spring Meeting*, Industrial Relations Research Association, held in Buffalo, New York , May 2-4, pp. 591-596. Madison, WI: The Association, 1990.
- CHAISON, Gary, N. et ROSE, Joseph, B. : " Continental Divide : The Direction and Fate of North American Unions." In *Advances in Industrial and Labor Relations*, vol. 5, edited par Donna Sockell, David Lewin et David Lipsky. Greenwich, CT: JAI Press, 1991a.
- : " The Macro-determinants of Union Growth and Decline." In *The State of the Unions*, edited by George Strauss, Daniel, G. Gallagher and Fiorito Jack. Madison, WI : Industrial Relations Research Association, 1991b.
- CHAYKOWSKI, Richard ,p. : "**MODERN LABOUR ECONOMICS : THE CANADIAN CONTEXT**." Harper Collins College Publishers, Fifth Edition, 1994.

- CHRISTIAN, W., et CAMPBELL, : " *Political Parties and Ideologies in Canada.*"  
Toronto: McGraw-Hill Ryerson, 1983.
- COATES, Mary Lou, ARROWSMITH, David et COURCHENE, Melanie, " *The Current Industrial Relations Scene in Canada: The labour Movement and Trade Unionism Reference Tables.*" Kingston, Ontario : Industrial Relations Centre, Queen's University 1989.
- COMMONS, J.R., " *A Documentary History of the American Industrial Society*", Vol. V, Cleveland, A.H. Clark Co., 1911.
- COTÉ, A.C., "L'impact des normes sur les rapports collectifs du travail", Normes du travail: impact sur la gestion des ressources humaines et sur les rapports collectifs du travail, *15<sup>e</sup> colloque des relations industrielles*, Université de Montréal, 1985, pp. 259-274.
- COUSINEAU, J.M., *L'économie du travail*, Chicoutimi, G. Morin (éd.), 1981.
- COUSINEAU, J.M. et E. NAJEM, "L'effet du développement de la petite entreprise sur l'évolution du syndicalisme au Canada", *Relations industrielles* 45(3), 1990, pp. 467-480.
- DELORME, F. et G. LASSONDE, "Aspects de la réalité syndicale québécoise - 1976", Ministère du travail et de la main-d'oeuvre, Collection Etudes et Recherches, Gouvernement du Québec, 1978, 42 p.
- DESMARAIS, J., "Les idées de réforme sur la syndicalisation au Québec depuis 1964", *La syndicalisation dans le secteur privé au Québec*, Rapport du 38<sup>ème</sup> congrès des relations industrielles, Québec, PUL, 1983, pp. 101-116.
- DESMARAIS, J., "Les moyens de pression : les chartes en redéfinissent-elles les limites?" *Les Chartes des droits et les relations industrielles*, Rapport du 43<sup>ème</sup> congrès des relations industrielles, Québec, PUL, 1988, pp. 157-195.
- DION, G., Dictionnaire canadien des relations du travail, PUL, Québec, 1976, 662 p.
- DION, G. et G. HEBERT, "L'avenir du syndicalisme au Canada" *Relations industrielles* 44(1), 1989, pp. 5-24.
- DUNCAN, Greg, J., et STAFFORD, Frank, P., "Do union Members Receive Compensating Wage Differentials ?" *American Economic Review*, 70(3), juin 1980, pp. 355-371.

- DUNCAN, Gregory, M., et LEIGH, Duane, E., : "Wage Determination in the Union and Nonunion Sectors: A Sample Selectivity Approach." *Industrial and Labor Relations Review*, 34(1), Octobre 1980, pp 24-34.
- EATON, J.K., "La croissance du syndicalisme Canadien dans les années soixante". Ministère du travail du Canada. 1976, pp. 16-17.
- EATON, Susan, : "*Women Workers, Unions and Industrial Sectors in North America*." Genève, Bureau international du travail, 1992.
- EHRENBERG, Ronald, G., et SMITH, Robert, S., : "*MODERN LABOR ECONOMICS: Theory and Public Policy*." Fifth Edition, Harper Collins College Publishers, 1994.
- FARBER, H.S., "The Determination of the Union Status of Workers", *Econometrica* 51, septembre 1983a, pp. 1417-1437.
- FARBER, H.S., : "Worker Preferences For Union Representation." In Joseph, D. Reid, Jr(ed.), : "*New Approaches to Labor Unions*." Greenwich, C.T: JAI Press, 1983b, pp. 171-206.
- FARBER, H.S., "Trends in Worker Demand for Union Representation", *The American Economic Review* 79(2), 1989, pp. 166-171. FARBER, H.S., et SAKS, D.H., : "Why Workers Want Unions: The Role of Relative Wages and Job Characteristics.", *Journal of Political Economy*, 88(2). 1980, pp. 349-369.
- FARBER, H.S., et KRUEGER, A.B., : " Union Membership in the United States : The Decline Continues." *Working Paper N° 306* . Princeton, NJ: Industrial Relations Section, Princeton University, 1992.
- FIORITO, Jack : "Models of Union Growth: A test of the Bain-Elsheikh Model for the U.S." *Industrial Relations*, vol. 21, Hiver 1982, pp. 123-127.
- FIORITO, J., et DAUFFENBACH, R. , C., : "The Determinants of Occupational Unionization." *Journal of Labor Research*, 3(4), Automne 1982, pp. 473-485.
- FIORITO, J., et GALLAGHER, D.G., et GREER, C.R., : "Determinants of Unionism : A Review of the Literature." In *Research in Personnel and Human Resources Management*, ed. K.M. Rowland and G. R. Ferris. Greenwich, CT: JAI Press, vol. 4, 1986, pp.269-306.
- Fortin, Pierre, "Une évaluation de l'effet de la politique québécoise du salaire minimum sur la production, l'emploi, les prix et la répartition des revenus", Rapport présenté à la Commission du salaire minimum et au Secrétariat du Comité ministériel permanent du développement économique", Juin 1978, 114 p.

- FREEMAN, R.B. et J.L. MEDOFF, "The Impact of Collective Bargaining : Can the New Facts Be Explained by Monopoly Unionism?" *Research in Labor Economics* 2 (supplement), 1983, pp. 293-332.
- FREEMAN, R.B., "Unionism Comes to the Public Sector", *Journal of Economic Literature* 24, mars 1986, pp. 41-86.
- FREEMAN, R.B., "Contraction and Expansion : the Divergence of private Sector and Public Sector Unionism in the United States", *Journal of Economic perspectives* 2(2), printemps 1988a, pp. 63-68.
- FREEMAN, R.B., "Canada In the World Labour Market to the Year 2000." In *Perspectives 2000*. A Conference Sponsored by the Economic Council of Canada. Supply of Services Canada, Ottawa, 1988b.
- FREEMAN, R. B., "On the Divergence in Unionism Among Developed Countries." *Working Paper N° 2817*. Cambridge, MA : National Bureau of Economic Research, 1989a.
- : "The Changing Status Of Unionism Around the World." In *organized Labor at the Crossroads*, edited by Wei-Chiao Huang. Kalamazoo, MI: W.E. Upjohn Institute for Employment Research, 1989b.
- GARANT, P., "Statut et pouvoir des organismes du travail en regard des Chartes", *Les Chartes des droits et les relations industrielles*, Rapport du 43ème congrès des relations industrielles, Québec, PUL, 1988, pp. 237-254.
- GUNDERSON, M., J. KERVIN et F. REID, "Logit Estimates of Strikes Incidence from Canadian Contract Data", *Journal of Labor Economics* 4(2), 1986, pp. 257-276.
- HÉBERT, G., "L'évolution du syndicalisme au Canada : comment un mouvement devient une institution", *Relations industrielles* 42(3), 1987, pp. 500-515.
- HECKER, Stephen et HALLOCK, Margaret, editors : "*Labor in a Global Economy: Perspectives from the US and Canada*." Eugene, OR: Labor and Education Research Center, University of Oregon, 1991.
- HIRSCH, B.T., "The Inter-Industry Structure of Unionism, Earnings and Earnings Dispersion", *Industrial and Labor Relations Review* 36(1), octobre 1982, pp. 22-39.
- HECKMAN, J., "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models." *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 1976, pp. 475-492.

- HIRSCH, B. T., : "The Determinants of Unionization: An Analysis of Interarea Differences ." *Industrial and Labor Relations Review*, 33(2) Janvier 1980, pp. 147-161.
- HIRSCH, B.T. et M.C. BERGER, "Union Membership Determination and Industry Characteristics", *Southern Economic Journal* 50(3), janvier 1984, pp. 665-679.
- HIRSCH, B.T. et J.T. ADDISON, *The Economic Analysis of Unions : New Approaches and Evidence*, Boston : Allen and Unwin Inc., 1986, 337 p.
- HUNDLEY, G., : "Things Unions Do, Job Attributes, and Union Membership." *Industrial Relations*, 28(3), Automne 1989, pp.335-355.
- JOHNSON, Harry, G., et MIESZKOWSKI, Peter, : "The Effects of Unionization on the Distribution of Income: A General Equation Approach." *Quarterly Journal of Economics*, 84(4), Novembre 1979, pp. 539-561.
- KMENTA, J., *Elements of Econometrics*, Second Edition, Macmillan Publishing Company, New York, 1986, 786 p.
- KOCHAN, T.A. et M.J. PIORE, "Will the New Industrial Relations Last? Implications for the American Labor Movement", *The Annals, AAPSS*, Vol. 473, 1984, pp. 177-189.
- KUMAR, P. et A. DOW, "Econometric Modelling of Union Membership Growth in Canada: 1935-1981", *Relations industrielles* 41(2), 1986, pp. 236-255.
- KUMAR, P., "Organized Labour in Canada and the United States : Similarities and differences", *Queen's Papers in Industrial Relations*, 1987-11, *Industrial Relations Centre*, Queen's University, Kingston, 1987a, pp. 1-11.
- KUMAR, P., M.L. COATES et D. ARROWSMITH, *The Current Industrial Relations Scene in Canada*, Industrial Relations Centre, Queen's University, Kingston, 1987b, pp. 531-551.
- KUMAR, P. et COWAN, D., : "Gender Differences in Union Membership Status: The Role of Labour Market Segmentation." *Queen's Papers in Industrial Relations*, Ontario, Industrial relations Centre, Queen's University at Kingston, 1989.
- KUMAR, P., : "*From Uniformity to Divergence: Industrial Relations in Canada and the United States*." IRC Press, Industrial Relations Centre, Queen's University, Ontario, 1993, 195 p.

- LAFHAMME, G., "l'impact du régime de relations du travail sur la syndicalisation", *La syndicalisation dans le secteur privé au Québec*, Rapport du 38<sup>e</sup> congrès des relations industrielles, Québec, PUL, 1983, pp. 77-90.
- LAZEAR, E.P., : "A Competitive Theory of Monopoly Unionism." *American Economic Review*. 73(4), Septembre 1983a, pp. 631-643.
- , : "A Microeconomic Theory of Labor Unions.", In Joseph, D. Reid, Jr(ed.) : "*New approaches to labor Unions*", Greenwich, CT : JAI Press, 1983b, pp. 53-96
- LAZEAR, E.P, "Symposium on Public and Private Unionization", *Journal of Economic Perspectives* 2(2), printemps 1988, pp. 59-62.
- LEBEL, H., "Commentaires sur l'article de Gilles Laflamme, op. cit.", *La syndicalisation dans le secteur privé au Québec*, Rapport du 38<sup>e</sup> congrès des relations industrielles, Québec, PUL, 1983, pp. 91-100.
- LEE, Lung-Fei, : "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model With Qualitative and Limited Dependent Variables." *International Economic Review*, 19(2), Juin 1978, pp. 415-433.
- LEIGH, Duane, E., : "Racial Differentials in Union Relative Wage Effects : A Simultaneous Equations Approach." *Journal of Labor Research*, 1(1), Printemps, 1980, pp. 95-114.
- LEWIS, H.G., : "*Unionism and Relative Wages in the United States: An Empirical Inquiry*." University of Chicago Press, Chicago, 1963.
- LEWIS, H.GREGG., : "*Union Relative Wage Effect : A Survey*." Chicago: University of Chicago Press, 1986.
- MADDALA, G. S., : "*Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*." New York: Cambridge University Press, 1983.
- MAGUN, S., "The rise of Service Employment in the Canadian Economy", *Relations Industrielles* 37(3), 1982, pp. 528-554.
- MANCKE, R.B., "American Trade Union Growth, 1900-1960 : A Comment", *Quarterly Journal of Economics* 85(1), février 1971, pp. 187-193.
- MARTINELLO, Felice, et MENG, Ronald, : "Effects of Labor Legislation and Industry Characteristics on Union Coverage in Canada." *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1), Octobre, 1992, pp. 176-190.

- MELTZ, N., "Labor Movements in Canada and the United States : Are they Really that Different?", dans Thomas A. Kochan (éd.), *Challenges and Choices Facing American Labor*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 1985.
- , "Interstates Vs Interprovincial Differences in Union Density." *Industrial Relations*, 28, 1989a, pp.142-158.
- , "Unionism in the Private Service Sector." A paper presented to a conference on North American Labour Movement into the 1990s, Sponsored by the Centre for International Affairs, Harvard University, février 1989b.
- , " Unionism in Canada, US : On Parallel Treadmills." *Forum for Applied Research and Public Policy*, 5, Hiver 1990, pp. 46-52.
- MINCER, Jacob, "Unemployment Effects of Minimum Wages." *Journal of Political Economy*, 84(4), partie 2, Août 1976, pp. S87-S104.
- MIGUE J.L, *L'économiste et la chose publique*, Québec, Les presses de l'Université du Québec, 1983, pp. 73-89.
- MINISTERE DU TRAVAIL DU QUÉBEC : "L'accréditation multipatronale, ses effets sur le taux de syndicalisation et sur l'économie", Mémoire soumis à la Commission consultative sur le travail et la révision du code du travail, Québec, 1985, 206 p.
- MOORE, W.J. et PEARCE, D.K. : "Union Growth : A Test of the Ashenfelter-Pencavel Model". *Industrial Relations*, vol. 15, n° 2, Mai 1976, pp. 244-247.
- MOORE, W.J. et NEWMAN, R.J., "A Cross-Sectional Analysis of the Postwar Decline in American Trade Union Membership." *Journal of Labor Research*, 9(2), Printemps 1988, pp. 111-125.
- MORIN, F., "Les nouveaux conflits de travail! Quels conflits et entre qui?" *Insertion spéciale ajoutée à code du travail* 39, octobre 1987, pp. 1-36.
- MORIN, F., "Rapports collectifs du travail", Montréal, Thémis, 1982, 619 p.
- MURRAY, Gregor, "Les dimensions stratégiques de l'ajustement structurel: une réflexion comparative sur les changements de la structure syndicale." *Actes du XXX<sup>e</sup> congrès de l'association canadienne des relations industrielles*, édition Marquis, Montmagny, février 1994, pp. 177-190.
- NEUMANN, G. et E. RISSMAN, "Where Have All the Union Members Gone?, *Journal of Labor Economics* 2(2), avril 1984, pp. 175-192.

- OCDE : "Trends in Trade Union Membership." *OECD Employment Outlook*, Juillet, 1991.
- PENCAVEL, John, H., "Relative Wages and Trade Unions in the United Kingdom." *Economica*, 41(62), Mai 1974, pp. 194-210.
- PENTLAND, H.C., "The Canadian Industrial Relations System : Some Formative Factors", *Labour/Le Travailleur* 4, 1979, pp. 9-23.
- PIORE, M.J., "La crise du mouvement ouvrier aux États-Unis et la crise de la régulation macro-économique", *La crise économique et sa gestion*, Actes du Colloque de l'association d'économie politique, Montréal, Boréal Express, 1982, pp. 111-126.
- PIORE, M.J. et C.F. SABEL, *The Second Industrial Divide*, New York, Basic Books, 1984, 335 p.
- PONAK, A. et L.F. MOORE, "Canadian Bank Unionism : Perspectives and Issues", *Relations industrielles* 36(1), 1981, pp. 3-34.
- PONAK, A., "Public Sector Collective Bargaining", dans J. Anderson et M. Gunderson (Eds.), *Union Management Relations in Canada*, Addison-Wesley, Toronto, 1982, pp. 343-378.
- Pouliot, Blaise, "Impact de la hausse du salaire minimum sur l'emploi, le taux de chômage, les prix, les salaires et la redistribution du revenu : Résultats des études américaines et canadiennes", Direction du Secrétariat et de la recherche, Commission des normes du travail, Janvier 1986, 54 p.
- REDER, M.W., "The Rise and Fall of Unions : the Public Sector and the Private", *Journal of Economic Perspectives* 2(2), printemps 1988, pp. 89-110.
- RIDDELL, Craig, W., "Unionization in Canada and the United States: A Tale of Two Countries." In : "*Small differences that Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States*." Edited by CARD, David et FREEMAN, Ricahrd, B., Chicago : The University of Chicago Press, 1993, pp. 109-147.
- ROBACK, L., "La syndicalisation sectorielle : pour une solution à l'organisation des non-syndiqués", Institut de recherche appliquée sur le travail, Bulletin no 10, Montréal, 1977, 61 p.



- ROBINSON, C. et TOMES, N., : "Union Wage Differentials in the Public and Private Sectors: A Simultaneous Equations Specification." *Journal of Labor Economics*, 2(1), Janvier 1984, pp. 106-127.
- ROSE, J.B., "Growth Patterns of Public Sector Unions", dans M. Thompson et G. Surimner (Eds.), *Conflict of Compromise*, The Institute for Research on Public Policy, Montréal, 1984, pp. 83-119.
- ROSE, J.B., et CHAISON, G. N., : "The State of Unions: United States and Canada." *Journal of Labor Research*, 6, Hiver 1985, pp. 97-111.
- ROSEN, Sherwin, : "Trade Union Power, Threat Effects and the Extent of Organization." *Review of Economic Studies*, 36(106), Avril 1969, pp. 185-196.
- SACK, J. et T. LEE, "The Role of the State in Canadian Labour Relations", *Relations industrielles* 44(1), 1989, pp. 195-223.
- SAS Institute INC., *SAS SOFTWARE*, Version 6, First Edition, Cary, NC: SAS Institute Inc., USA, 1989.
- SCOVILLE, J. G., : "Influences on Unionization in the US in 1966." *Industrial Relations*, 10(3), Octobre 1971, pp. 354-361.
- SEFTON MACDOWELL, L., "The Formation of the Canadian Industrial Relations System During World War Two", *Labour/Le Travailleur* 3, 1978, pp. 175-196.
- SHEFLIN, N., TROY, L. et KOELLER, T.C. : "Structural Stability in Models of American Trade Union Growth". *Quarterly Journal of Economics*, vol. 96, n° 1, février 1981, pp. 77-88.
- STATISTIQUE CANADA : "*Guide to Labour Force Survey Data*", Ottawa , 1992.
- STATISTIQUE CANADA : "*Labour Market Activity Survey*", Catalogue MDF-3853b, Ottawa .
- STEPINA, L. R., et FIORITO, J., : "Toward a Comprehensive Theory of Union Growth and Decline." *Industrial Relations*, 25(3), Automne 1986, pp. 248-264.
- SWIDINSKY, R., "Trade Union Growth in Canada ; 1911-1970", *Relations industrielles* XXIX(3), 1974, pp. 435-451.

- THOMPSON, Mark, et PONAK, Allen, : "Restraint, Privatization, and Industrial Relations in the Public Sector in the 1980s ."In CHAYKOWSKI, R., et VERMA, A. eds. : "*Industrial Relations in Canadian Industry*." Toronto, Ontario: Holt, Rinehart and Winston, 1992, pp. 284-322.
- TROY, L., : "Is the US Unique in the Decline of Private Sector Unionism?" *Journal of Labor Research*, 11(2), printemps, 1990, pp. 111-143.
- TROY, L., : "Convergence in International Unionism, etc. The Case of Canada and the USA." *British Journal of Industrial Relations*, 30(1), 1992, pp. 1-43.
- VOOS, P.B., "Union Organizing : Costs and Benefits", *Industrial and Labor Relations Review* 36(4), juillet 1988, pp. 576-591.
- WHITE, K.J., HAUN, S.A., HORSMAN, N.G. et WONG, D.S. : "SHAZAM : Econometrics Computer Program, User's Reference Manual, version 6.1". Mc Graw-Hill. 1988, ISBN, 0-07-069781-7, 330 p.
- ZELLNER, A., : "An efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias." *Journal of the American Statistical Association*, 57, Juin 1962, pp. 348-368.

(