

## L'effet du développement de la petite entreprise sur l'évolution du syndicalisme au Canada

Jean-Michel Cousineau et Elmustapha Najem

Volume 45, numéro 3, 1990

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/050604ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/050604ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Département des relations industrielles de l'Université Laval

ISSN

0034-379X (imprimé)

1703-8138 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Cousineau, J.-M. & Najem, E. (1990). L'effet du développement de la petite entreprise sur l'évolution du syndicalisme au Canada. *Relations industrielles / Industrial Relations*, 45(3), 467–480. <https://doi.org/10.7202/050604ar>

Résumé de l'article

Au Canada, l'apparente stabilité du mouvement syndical dissimule une tendance de fond au déclin du syndicalisme dans le secteur privé. En complément des hypothèses traditionnellement avancées pour expliquer le déclin dans les taux de syndicalisation, les auteurs ont 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. Pour ce faire, ils ont eu recours à un modèle économétrique de détermination des effectifs syndicaux tenant compte de l'influence de l'emploi, du chômage, de la densité syndicale déjà atteinte et de la politique de contrôle des prix et des revenus. Dans un modèle dont le degré d'explication s'est avéré passablement élevé, l'influence du développement de la petite entreprise s'est montrée significative et telle qu'attendue, uniquement dans le sens où ce développement caractérise principalement une part importante et croissante des nouveaux emplois créés.

# *L'effet du développement de la petite entreprise sur l'évolution du syndicalisme au Canada*

**Jean-Michel Cousineau**  
et  
**Elmustapha Najem**

*Au Canada, l'apparente stabilité du mouvement syndical dissimule une tendance de fond au déclin du syndicalisme dans le secteur privé. En complément des hypothèses traditionnellement avancées pour expliquer le déclin dans les taux de syndicalisation, les auteurs ont 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. Pour ce faire, ils ont eu recours à un modèle économétrique de détermination des effectifs syndicaux tenant compte de l'influence de l'emploi, du chômage, de la densité syndicale déjà atteinte et de la politique de contrôle des prix et des revenus. Dans un modèle dont le degré d'explication s'est avéré passablement élevé, l'influence du développement de la petite entreprise s'est montrée significative et telle qu'attendue, uniquement dans le sens où ce développement caractérise principalement une part importante et croissante des nouveaux emplois créés.*

Aux États-Unis, pays qui, règle générale, exerce une grande influence sur l'économie et les institutions canadiennes, les taux de syndicalisation

---

\* COUSINEAU, J.M., professeur et chercheur, Centre de recherche et de développement économique, Université de Montréal.

NAJEM, E., étudiant au doctorat, Département de sciences économiques, Université de Montréal.

\*\* Nous remercions Robert Lacroix ainsi qu'un lecteur anonyme pour leurs commentaires sur une version préliminaire de ce texte et pour les suggestions qu'ils nous ont faites. Nous remercions également Mme Marcelle Gravel-Gauthier pour sa collaboration et son assistance dans le développement de ce projet de recherche. Ce projet a été financé par le CRSHC.

sont à la baisse depuis plus de 30 ans. En fait, au rythme d'une diminution d'un peu plus d'un demi-point de pourcentage par année, cela a eu pour conséquences 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).

Au Canada, de 1962 à 1981, on constate plutôt une certaine stagnation du mouvement syndical (Meltz, 1985; Bélanger et Mercier, 1986). Néanmoins, parce que les taux de syndicalisation dans le secteur public se sont rapidement accrus au cours de cette même période, il faut en conclure que les taux de syndicalisation dans le secteur privé canadien ont aussi régressé<sup>1</sup>.

Aux États-Unis, les principales raisons invoquées pour expliquer le déclin observé dans les taux de syndicalisation 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>2</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.

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 en relations industrielles (Roback, 1977; Delorme et Lassonde, 1978; Desmarais, 1983). Jamais, cependant, elle n'a fait l'objet de vérification systématique dans les travaux empiriques 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

---

1 Pour le sous-secteur de l'administration publique, on observe que, de 1962 à 1981, les taux de syndicalisation sont passés de 24,9 % à 80,7 % (Bélanger et Mercier, 1986).

2 À un niveau plus embryonnaire, on trouve également les thèses de l'État substitut (Newmann et Rissman, 1984) et de l'impact des *Right to Work Laws* (Farber, 1983). Dans le premier cas, on suppose que l'État, 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.

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 phénomène 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<sup>3</sup>. Dans les sections qui suivent, nous présentons successivement la méthodologie et les résultats obtenus.

## MÉTHODOLOGIE

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 pour l'ensemble des industries manufacturières, le commerce, les finances et les industries primaires autres que l'agriculture<sup>4</sup>.

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 et une variable de politique de contrôle des prix et des revenus. La période étudiée est celle des années 1967

---

3 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).

4 Statistique Canada (CALURA) ne publie pas l'information désagrégée pour le sous-secteur privé du secteur des services personnels et communautaires (qui incluent l'éducation et la santé). Par ailleurs, le secteur des transports, communications et autres services d'utilité publique est un secteur fortement réglementé incluant de nombreuses sociétés d'État (cf. Bélanger et al., 1983).

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>5</sup>.

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

À première vue, les variables de taux de chômage et de variations de l'emploi peuvent sembler très semblables, sinon parfaitement colinéaires. Dans les faits, cependant, nous nous attendons à des influences distinctes<sup>6</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 à 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.

### **La densité syndicale déjà atteinte**

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 que, 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 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

<sup>5</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.

<sup>6</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.

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  $TS_{-1}^2$ ). On s'attend à ce que le coefficient de  $TS_{-1}$  soit positif et celui de la variable  $TS_{-1}^2$  soit négatif.

### 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)  $\Delta\%ES = a + b\Delta\%ET$  tel que
- (2)  $b = c + dPE$  où  $c > 0$  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 ( $a_1$  et  $a_5$  dans l'équation (3)) définissant alors, avec PE, la valeur de b, i.e. le coefficient d'ajustement des effectifs syndicaux à l'emploi total.

### Les contrôles de prix et de revenus

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).

Dans son ensemble, et pour nous résumer, le modèle à estimer est:

$$(3) \quad \Delta\%ES = a_0 + \overset{+}{a_1}\Delta\%ET + \overset{-}{a_2}TC + \overset{+}{a_3}TS_{-1} + \overset{-}{a_4}TS_{-1}^2 \\ + \overset{-}{a_5}PE \cdot \Delta\%ET + \overset{+}{a_6}CONT + u$$

- où  $\Delta\%ES$  = la variation annuelle en pourcentage des effectifs syndicaux<sup>7</sup>;  
 $\Delta\%ET$  = la variation annuelle en pourcentage de l'emploi total dans les quatre grands secteurs visés;  
 $TC$  = le taux de chômage pour l'ensemble de l'économie canadienne;  
 $PE$  = la part de l'emploi des petites entreprises de moins de 20 employés dans l'emploi total;  
 $TS_{-1}$  = le taux de syndicalisation ou la part des effectifs syndicaux, dans les quatre secteurs visés, en pourcentage de l'emploi total, retardé d'une période;  
 $CONT$  = variable dichotomique de contrôle des prix et des revenus modulée en fonction de diverses influences attendues (voir texte);  
 $u$  = terme résiduel.

Les signes attendus sur les relations estimées sont indiqués au-dessus des coefficients ou paramètres de régression.

L'hypothèse d'une relation inverse entre l'évolution du taux de syndicalisation 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. Les résultats d'estimation sont présentés au tableau 1.

## LES RÉSULTATS

Tel qu'indiqué au tableau 1, 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 %.

<sup>7</sup> La définition précise des variables et les sources de données sont fournies dans l'annexe.

TABLEAU 1

## Résultats des estimations du modèle de détermination des effectifs syndicaux

| <i>Des variables indépendantes</i>  | <i>t</i>           |
|---|--------------------|
| Constante   | -239,25<br>(-4,31) |
| TC (taux de chômage)  | -3,34<br>(-9,93)   |
| TS <sub>-1</sub> (taux de syndicalisation)  | 19,48<br>(5,03)    |
| TS <sub>-1</sub> <sup>2</sup> (taux de syndicalisation au carré)  | -0,36<br>(-5,43)   |
| Δ%ET (variation en % de l'emploi)   | 2,97<br>(2,64)     |
| PE·Δ%ET (variable d'interaction entre la variation en % de l'emploi et l'importance relative de la petite entreprise) | -0,09<br>(-2,47)   |
| CONT (contrôle de prix et de revenus)   | 5,99<br>(3,22)     |
| R <sup>2</sup>  | 0,9660             |
| R <sup>2</sup> corrigé  | 0,9433             |
| F   | 28,42              |
| D.W.  | 1,74               |

( ) = statistique «t».

Par ailleurs, et tel qu'attendu:

- 1) l'effet de l'emploi sur les effectifs syndicaux est positif, mais moins que proportionnel. Au point des moyennes, l'élasticité des effectifs syndicaux par rapport à l'emploi est estimé 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;
- 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>8</sup>;

<sup>8</sup> À 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.

- 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  $TS_{-2}$ . Le seuil critique à partir duquel la relation s'inverse est atteint à un taux de syndicalisation de 27 %<sup>9</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>10</sup>.

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>11</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.

Finalement, et avant de conclure, 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 2 (colonnes 2 à 5) présente un extrait de ces principaux résultats et confirme de la sorte la robustesse des résultats présentés au tableau 1 et repris dans la première colonne du tableau 2.

<sup>9</sup> Le taux de syndicalisation pour les quatre grands secteurs visés est passé de 30 % à 24,4 % au cours de notre période d'observation.

<sup>10</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).

<sup>11</sup> À elle seule, la variable PE n'était pas significative.

TABLEAU 2

Résultats des estimations du modèle de détermination des effectifs syndicaux: variantes

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

( ) = statistique «t».

## CONCLUSION

Cet article avait pour objectif de vérifier une hypothèse souvent avancée dans la littérature en relations industrielles mais qui n'avait pas fait l'objet de vérification empirique comme telle. En complément des hypothèses formulées dans la littérature économique pour expliquer la baisse des

taux de syndicalisation au Canada et aux États-Unis, nous avons tenté de rapprocher deux tendances clairement observables sur les marchés du travail canadien, soit le développement accéléré de la petite entreprise d'un côté et de l'autre, le déclin dans les taux de syndicalisation pour quatre grands sous-secteurs du secteur privé à l'exclusion du sous-secteur des services.

Parce que la petite entreprise ne peut être jugée seule responsable des variations annuelles observées dans les effectifs syndicaux, d'autres variables devaient être prises en considération. Les influences retenues ont été celles de l'emploi, du chômage, de la densité syndicale déjà atteinte et de la politique de contrôle des prix et des revenus.

Dans un modèle où les données s'arrêtent à 1982, mais dont le degré d'explication s'est avéré passablement élevé, l'influence du développement de la petite entreprise s'est montrée significative et telle qu'attendue. En quelques mots, ces résultats tendent à confirmer l'hypothèse à l'effet que la croissance des effectifs syndicaux dépend fondamentalement de la croissance de l'emploi global, mais que ce lien de dépendance diminue au fur et à mesure que se développe la petite entreprise. Il en résulte, toutes choses égales par ailleurs, un effet de diminution des taux de syndicalisation qui passe par la réduction des capacités de syndiquer les nouveaux emplois principalement créés dans des entreprises de plus petite taille.

## BIBLIOGRAPHIE

- ASHENFELTER, O. et J. PENCAVEL, «American Trade Union Growth: 1900-1960», *Quarterly Journal of Economics*, vol. LXXVIII, août, 1969, pp. 434-448.
- BAIN, George S. et Farouk ELSHEIKH, *Union Growth and the Business Cycle*, Oxford, Basil Blackwell, 1976, 155 p.
- BÉLANGER, Jacques et Jacques MERCIER, «Le plafonnement de la densité syndicale au Québec et au Canada», *Relations industrielles*, vol. 41, no 1, 1986, pp. 25-53.
- BÉLANGER, Jacques, Jean BOIVIN, Claude RONDEAU et Jean SEXTON, *La syndicalisation dans le secteur privé au Québec*, Québec, Les Presses de l'Université Laval, 1983, 276 p.
- BERNSTEIN, I., «The Growth of American Unions», *The American Economic Review*, vol. XLIV, juin 1954, pp. 300-318.
- CARRUTH, Alan et Richard DISNEY, «Where Have Two Million Trade Union Members Gone?», *Economica*, vol. 55, no 217, février 1988, pp. 1-19.

- COUSINEAU, Jean-Michel, *L'Économie du travail*, Chicoutimi, Gaétan Morin (éd.), 1981.
- DELORME, F. et G. LASSONDE, «Aspects de la réalité syndicale québécoise — 1976», Québec, ministère du Travail et de la Main-d'oeuvre, coll. Études et recherches, Gouvernement du Québec, 1978, 42 p.
- DESMARAIS, Jacques, «Les idées de réforme sur la syndicalisation au Québec depuis 1964», in Bélanger, Boivin, Rondeau et Sexton, *La syndicalisation dans le secteur privé au Québec*, Québec, Les Presses de l'Université Laval, 1983, pp. 101-116.
- FARBER, Henry S., «The Determination of the Union Status of Workers», *Econometrica*, vol. 51, septembre 1983, pp. 1417-1437.
- , «Trends in Worker Demand for Union Representation», *The American Economic Review*, vol. 79, no 2, 1989, pp. 166-171.
- FREEMAN, Richard B. et James L. MEDOFF, «The Impact of Collective Bargaining: Can the New Facts be Explained by Monopoly Unionism?», *Research in Labor Economics*, vol. 2 (supplément), 1983, pp. 293-332.
- FREEMAN, Richard B., «Contraction and Expansion: The Divergence of Private Sector and Public Sector Unionism in the United States», *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2, no 2, printemps 1988, pp. 63-88.
- KUMAR, P., Mary Lou COATES et David ARROWSMITH, *The Current Industrial Relations Scene in Canada*, Industrial Relations Centre, Queen's University at Kingston, 1987, pp. 531-551.
- KUMAR, P. et A. DOW, «Econometric Modelling of Union Membership Growth in Canada: 1935-1981», *Relations industrielles*, vol. 41, no 2, 1986, pp. 236-255.
- MANCKE, Richard B., «American Trade Union Growth, 1900-1960: A Comment», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 85, no 1, février 1971, pp. 187-193.
- MELTZ, Noah, «Labor Movements in Canada and the United States: Are They Really That Different?», Thomas A. Kochan (éd.), *Challenges and Choices Facing American Labor*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 1985.
- MORIN, Fernand, *Rapports collectifs du travail*, Montréal, Thémis, 1982, 619 p.
- NEUMANN, George et Ellen RISSMAN, «Where Have All the Union Members Gone?», *Journal of Labor Economics*, vol. 2, no 2, avril 1984, pp. 175-192.
- ROBACK, L., *La syndicalisation sectorielle: pour une solution à l'organisation des non-syndiqués*, Montréal, Institut de recherche appliquée sur le travail, Bulletin no 10, 1977, 61 p.
- SWIDINSKY, R., «Trade Union Growth in Canada: 1911-1970», *Relations industrielles*, vol. 29, no 3, 1974, pp. 435-451.

## ANNEXE

## Définition des variables et sources de données

| Variable     | Définition  | Source  |
|--------------|---|---|
| $\Delta\%ES$ | variation en pourcentage des effectifs syndicaux  | <i>Loi sur les déclarations des corporations et des syndicats ouvriers</i> , (CALURA) Statistique Canada, cat. no 71-202  |
| $\Delta\%ET$ | variation en pourcentage de l'emploi (quatre grands sous-secteurs du secteur privé)   | <i>La population active</i> , Statistique Canada, cat. no 71-001  |
| TC           | taux de chômage   | <i>La population active</i> , Statistique Canada, cat. no 71-001  |
| $TS_{-1}$    | taux de syndicalisation retardé d'une période: (effectifs syndicaux ÷ emploi) x 100 (quatre grands sous-secteurs)   | <i>Loi sur les déclarations...</i> et <i>La population active, op. cit.</i>   |
| $TS^2_{-1}$  | taux de syndicalisation retardé d'une période au carré  | voir source $TS_{-1}$   |
| PE           | emploi dans les petites entreprises en pourcentage de l'emploi total. [(emploi total - emploi dans les grandes entreprises)/emploi total] x 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 | emploi total: <i>La population active, op. cit.</i> Emploi dans les grandes entreprises (indice): <i>Emploi, gains et durée du travail</i> , Statistique Canada, cat. no 72-002. Grille: <i>Emploi, gains et durée du travail</i> , Statistique Canada, cat. no 72-206 (1977) |
| CONT         | 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  | voir texte  |
| $\dot{W}N$   | variation des salaires nominaux des non-syndiqués, retardée d'une période   | Kumar et al. (1987), pp. 531 et 551   |
| $\dot{P}$    | 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   | Statistique Canada, <i>Prix à la consommation et indices des prix</i> , cat. 62-010 trimestriel, juillet-septembre 1985   |
| $\dot{W}RS$  | variation en % des salaires réels des syndiqués, retardée d'une période   | 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           | importance relative de l'emploi dans le commerce et les finances par rapport à l'emploi total dans les quatre secteurs visés  | Statistique Canada, cat. no 71-001  |

## *Impact of Small Size Firms' Development on Union Density in Canada*

Union density has declined sharply in the U.S., while in Canada it appeared to be more or less stable during the sixties, seventies and early eighties. Such an apparent stability is, however, suspected to mask a more discrete decline in union density in the private sector of the Canadian economy. Different hypotheses may be advanced to explain such a behavior. While the hypothesis that the growth of union membership is inversely related to the growth and development of small size firms (SSF) has been recognized in the industrial relations literature, no systematic test of this hypothesis is found in the empirical studies dealing with the determination of union membership growth. As a complement to the more traditional hypotheses advanced to explain the decline in the rate of unionization in the private sector (structural changes, employers' resistance, public polls), this study empirically analysis the evidence on the incidence of SSF on the rate of change of union membership in four subsectors of the private sector of the Canadian economy (an aggregate of manufacturing, trade, finance and non-agricultural primary industries) during the 1967-1982 period.

In the spirit of the methodology developed by Ashenfelter and Pencavel (1969), Swidinsky (1974), Bain and Elsheikh (1976) and Kumar and Dow (1986), on trade union growth, we estimated an econometric model relating the annual percentage change of union membership in our four subsectors to a group of six explanatory variables: 1) the annual percentage change of total employment; 2) the unemployment rate; 3) the ratio of union membership to total employment (a union density measure); 4) the square of the previous variable; 5) a price and income policy variable; and 6) a measure of the relative importance of small size firms' employment in the four subsectors under study (PE).

Annual percentage change of total employment in the four subsectors of the private sectors is expected to capture the average sensitivity of union membership to total employment growth. Unemployment rate is expected to capture the cycle in the behavior of union membership growth rates. The union density measures account for both density and saturation effects — first, unions to growth need a minimum density, but for already high densities, their growth is expected to slow down. The price and income policy variable effect is unknown *a priori* while the joint small size firm — total employment change variable — is expected to have a negative sign.

Our estimation results prove to be successful.  $R^2$  accounts for 96 % of the variance in our dependent variable. All independent variables are significant according to the conventional statistical standards. Union density variables perform as expected, the inverse U shape peaking at a rate of 27 %. Unemployment strongly and inversely affects the annual rate of change of union membership. The price and income policy was accompanied and followed by a somewhat large increase in union membership. Finally, while a shift and share approach type was rejected by the model

(the variable PE alone was found insignificant), the cross product of our small size firm variable with the rate of change of total employment indicates that, fundamentally, the rate of change of union membership is firstly related to total employment changes, but that the transmission of one to the other strongly depends upon the nature of the new developments in the area of employment growth. Small size firm employment is thus found to reduce the ability of unions to get additional members, leading to a decline in the rate of unionization.

**LES COLLOQUES  
DE RELATIONS INDUSTRIELLES  
DE L'UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL  
1969-1989  
HISTOIRE — INDEX**

Avec un index des autres publications de l'École  
Gérard Hébert

Les rapports des colloques annuels de l'Université de Montréal contiennent des analyses de tous les événements majeurs et des problèmes de relations industrielles survenus au Québec depuis vingt ans. Cet ouvrage donne la CLEF qui permet d'avoir immédiatement accès à cette source inépuisable de renseignements sur la réalité québécoise actuelle et toute récente, tant en RESSOURCES HUMAINES qu'en RELATIONS DU TRAVAIL. Quelle que soit notre interrogation, l'INDEX réfère au texte pertinent dans les 3 000 pages des rapports des colloques, les 3 300 pages des monographies ou les 1 400 pages des tirés à part.

Outre l'index des matières, le livre contient quatre autres index, dont un index des LOIS et des DÉCISIONS JUDICIAIRES. L'index des projets de lois permet de retracer les lois par les numéros sous lesquels ils sont généralement connus. Un instrument de travail et de recherche INDISPENSABLE.

Ceux que l'histoire intéresse trouveront, dans la première partie du livre, le récit des efforts et des inquiétudes que suppose la préparation de chaque colloque, mais aussi vingt ans d'histoire des relations de travail au Québec: les colloques reflètent l'évolution du milieu tant en matière de RESSOURCES HUMAINES que de RELATIONS DU TRAVAIL.

ISBN 2-89067-946-2  
ISSN 0318-5648

1 volume, 253 pages, prix: 20,00 \$

Service des publications  
École de relations industrielles  
Université de Montréal

C.P. 6128, succ. A  
Montréal, Qc. H3C 3J7

☎ (514) 343-7312