Document généré le 12 juil. 2025 00:56

Relations industrielles
Industrial Relations

Les facteurs explicatifs de la propension à se syndiquer dans les services privés

Jean-Guy Bergeron

Volume 49, numéro 4, 1994

Syndicats et restructuration économique
Unions and Economic Restructuring

URI : https://id.erudit.org/iderudit/050975ar
DOI : https://doi.org/10.7202/050975ar

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

Bergeron, J.-G. (1994). Les facteurs explicatifs de la propension à se syndiquer dans les services privés. *Relations industrielles / Industrial Relations*, *49*(4), 776–793. https://doi.org/10.7202/050975ar

Résumé de l'article

Au Canada, le secteur des services privés, qui compte 40,4 % de la main-d'œuvre, n'a qu'une densité syndicale de 10,7 % comparativement à 37,9 % pour le secteur privé des biens (26,9 % de la main-d'œuvre) et 58,6 % pour le secteur public (32,7 % de la main-d'œuvre). Notre enquête démontre pourtant que près de 40 % des travailleurs non syndiqués des services privés des villes de Montréal et de Toronto désirent se syndiquer. Les facteurs explicatifs les plus importants de cette propension à se syndiquer sont les attitudes envers les syndicats, l'influence du groupe informel de travail, la solidarité avec les travailleurs et la satisfaction au travail. Les implications de cette enquête pour les acteurs du système de relations industrielles sont explorées.

Tous droits réservés © Département des relations industrielles de l'Université Laval, 1994

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

Les facteurs explicatifs de la propension à se syndiquer dans les services privés

Jean-Guy Bergeron

Au Canada, le secteur des services privés, qui compte 40,4 % de la main-d'œuvre, n'a qu'une densité syndicale de 10,7 % comparativement à 37,9 % pour le secteur privé des biens (26,9 % de la main-d'œuvre) et 58,6 % pour le secteur public (32,7 % de la main-d'œuvre). Notre enquête démontre pourtant que près de 40 % des travailleurs non syndiqués des services privés des villes de Montréal et de Toronto désirent se syndiquer. Les facteurs explicatifs les plus importants de cette propension à se syndiquer sont les attitudes envers les syndicats, l'influence du groupe informel de travail, la solidarité avec les travailleurs et la satisfaction au travail. Les implications de cette enquête pour les acteurs du système de relations industrielles sont explorées.

Au Canada, on observe depuis plusieurs décennies un glissement continu des emplois des secteurs primaire et secondaire vers le secteur des services. En 1951, 45 % des canadiens travaillaient dans le secteur des services, vingt ans plus tard, en 1971, 64 % travaillaient dans ce secteur et en 1991, leur proportion atteignait 73 % (Conseil économique du Canada 1991). De plus, pendant ces quarante années, 90 % de la création nette d'emplois est venue du secteur des services.

---

* BERGERON, J.-G., École de relations industrielles, Université de Montréal.

** L'auteur tient à remercier les organismes subventionnaires de la présente recherche dont les noms apparaissent à la note 3 et les professeurs Reynald Bourque, Bernard Brody et Viateur Larouche pour leurs précieux commentaires ainsi que les autres professeurs de l'École de relations industrielles membres du groupe de travail auquel ce texte a été soumis. Les évaluateurs externes ont aussi été d'une aide précieuse.

En 1989, dans le cadre de son *Enquête sur l'activité*[1], Statistique Canada a interviewé un échantillon de 63 660 Canadiens de 16 à 69 ans parmi lesquels 49 019 avaient travaillé pendant l'année. En excluant ceux qui travaillaient pour leur propre compte et les travailleurs agricoles, il reste 41 484 répondants ayant occupé au moins un emploi en 1989. Une des questions de l'enquête vérifiait si le répondant était ou non syndiqué. Les densités syndicales sectorielles qui suivent sont calculées selon les réponses à cette question. Le dernier emploi a été retenu si le répondant avait occupé plus d'un emploi en 1989.

Selon cette enquête (voir tableau 1), bien que le taux global de syndicalisation au Canada soit de 33,7 %, seulement 10,7 % des travailleurs du secteur des services privés sont syndiqués. Toujours selon la même enquête, le secteur privé des services représente 40,4 % de la main-d'œuvre, ce qui en fait le secteur d'emploi le plus important de l'économie. À titre de comparaison, le secteur public regroupant l'autre partie du secteur des services compte pour 32,7 % de la main-d'œuvre et est syndiqué à 58,6 %. Le secteur privé des biens couvre 26,9 % de la main-d'œuvre dont 37,9 % de syndiqués.

TABLEAU 1

Pourcentage de la main-d'œuvre et densité syndicale selon le secteur d'activité au Canada

SECTEUR	*% de la main-d'œuvre*	*densité syndicale (%)*
Tous les secteurs	100	33,7
Secteur privé des biens	26,9	37,9
Secteur public/parapublic	32,7	58,6
Secteur privé des services	40,4	10,7

Source : Statistique Canada, *Enquête sur l'activité*, janvier-février 1990, Tableaux spéciaux pour l'auteur.

Selon Meltz (1993), le secteur des services privés comprend les secteurs du commerce (gros et détail), le secteur des services financiers et le secteur des services commerciaux (services aux entreprises et services personnels). Les statistiques du paragraphe précédent sont présentées selon cette définition du

[1] *L'Enquête sur l'activité* de Statistique Canada permet de déterminer la densité syndicale selon notre définition des services privés et n'a pas les inconvénients des autres enquêtes nationales pour déterminer la densité syndicale, comme celui de ne pas couvrir les entreprises de 50 employés ou moins ou de s'adresser directement aux organisations syndicales pour obtenir les données sur la syndicalisation.

secteur des services privés. C'est aussi la définition adoptée aux fins de cet article[2].

La densité syndicale du secteur des services privés étant de loin inférieure à celle des autres secteurs d'activité économique, il est facile d'imaginer la difficulté qu'aura le mouvement syndical à maintenir sa densité actuelle s'il ne peut augmenter ses effectifs dans les services privés. Le changement structurel du marché du travail force de plus en plus le mouvement syndical à penser et à expérimenter des stratégies aptes à augmenter sa présence dans les services privés.

Comment expliquer la présence syndicale plus faible dans le secteur des services privés? Pour plusieurs (Conseil du patronat du Québec 1991; Canadian Federation of Independent Business 1991) la réponse est simple : il n'y aurait tout simplement pas de demande pour la syndicalisation parmi les travailleurs non syndiqués de ce secteur. Le présent article tente essentiellement de répondre à la question suivante : Y a-t-il une propension à se syndiquer chez les travailleurs du secteur des services privés? Si oui, quels en sont les principaux déterminants?

Pour répondre à ces questions, nous avons eu recours à une enquête téléphonique effectuée par la firme de sondage Gallup[3] auprès de travailleurs non syndiqués du secteur des services privés.

La première section de l'article présente l'enquête élaborée pour répondre aux questions précédentes et la propension à se syndiquer des travailleurs des services privés y est précisée. La section suivante fait état des facteurs explicatifs de cette propension à se syndiquer et des hypothèses formulées quant à leur influence sur la propension à se syndiquer. Les résultats de l'enquête quant aux facteurs explicatifs font l'objet de la troisième section et une discussion des résultats et de leurs implications pour les acteurs du système de relations industrielles est présentée dans la dernière section.

---

2 Les services publics ainsi que les communications et les transports sont exclus de cette définition en raison de l'importance des fonds publics dans le financement de ces industries ou de leur réglementation étatique. De plus, la densité syndicale et les conditions de travail de ces industries les rapprochent beaucoup plus du secteur public que du secteur des services privés examinés ici.

3 L'enquête a été subventionnée par l'Université de Montréal, la Confédération des syndicats nationaux (CSN), les Métallurgistes unis d'Amérique (CTC), la Fédération du travail de l'Ontario (CTC), le professeur Noah Meltz de l'Université de Toronto, le Syndicat national des travailleurs et travailleuses de l'automobile, de l'aérospatiale et de l'outillage agricole du Canada (CTC) et l'Union des employés de gros, de détail et de magasins à rayons (CTC).

ENQUÊTE SUR LA PROPENSION À SE SYNDIQUER

La variable dépendante du modèle d'analyse est la propension à se syndiquer des travailleurs non syndiqués du secteur des services privés, c'est-à-dire leur demande pour la syndicalisation. Pour obtenir un échantillon représentatif de ces salariés, une enquête a été menée par l'intermédiaire de la firme de sondage Gallup. L'enquête téléphonique a rejoint au hasard 495 travailleurs non syndiqués du secteur des services privés des villes de Montréal et Toronto. L'enquête a été conduite entre les 18 octobre et 3 novembre 1990. Pour être éligible à l'enquête le répondant devait avoir 15 ans et plus, travailler pour quelqu'un d'autre dans le secteur des services privés, n'être pas syndiqué et n'être ni cadre ni contremaître. Le taux de réponse parmi les répondants éligibles à l'enquête fût de 81,4 %.

Le questionnaire utilisé pour l'enquête comprend plus d'une centaine de questions pour couvrir l'ensemble des facteurs explicatifs de la propension à se syndiquer. Le questionnaire a été prétesté auprès de dix répondants à Montréal et à Toronto. Chaque interviewer a reçu une formation pour se familiariser avec le questionnaire et les entrevues téléphoniques ont duré en moyenne 18 minutes.

Le désir de se syndiquer de chaque répondant était mesuré par la question suivante : « Si vous en aviez l'occasion, quel serait votre désir d'être syndiqué ? Veuillez employer une échelle de 0 à 100, où 0 indique que vous ne voulez rien savoir d'être syndiqué, et où 50 ou plus indique que vous aimeriez être syndiqué[4] ».

À cette question 39,6 % des répondants ont indiqué 50 et plus, c'est-à-dire ont exprimé le désir de se syndiquer. Cette proportion de près de 40 % est au moins égale et souvent plus élevée que les résultats des enquêtes canadiennes et américaines menées ces dernières années sur ce sujet auprès des non-syndiqués de tous les secteurs de l'économie (Verma et Bergeron 1991). Il ressort clairement de notre enquête que la propension à se syndiquer des travailleurs du secteur des services privés est au moins égale sinon supérieure à la demande des autres travailleurs non syndiqués, du moins à Montréal et à Toronto.

FACTEURS EXPLICATIFS DE LA PROPENSION À SE SYNDIQUER

Dans cette section, les facteurs explicatifs présumés de la propension à se syndiquer sont présentés ainsi que leurs sources dans la littérature. Des

4 La version anglaise de la question était la suivante : « Given the opportunity, how likely are you to want to be unionized. On a scale from 0 to 100, where 0 means you would not like to be unionized at all, 50 or more means that you would like to be unionized. »

hypothèses sont formulées quant aux relations attendues entre ces facteurs explicatifs et la propension à se syndiquer.

Caractéristiques démographiques et individuelles

Le sexe, l'âge et la scolarité sont inclus dans le modèle en raison de leur utilisation fréquente dans les études relatives aux déterminants de la syndicalisation. Toutefois, dans notre modèle, ces variables indépendantes ne devraient pas avoir d'effets significatifs sur la propension à se syndiquer puisque le modèle incorpore les variables de perceptions et d'attitudes qui sont, à notre avis, vraiment déterminantes de la propension à la syndicalisation. Fiorito, Gallagher et Greer (1986) ont déjà indiqué que les variables démographiques et individuelles étaient la plupart du temps utilisées comme approximation d'autres variables de perceptions et d'attitudes du type de celles incluses plus loin dans notre modèle d'analyse.

Caractéristiques occupationnelles

Les variables de ce groupe sont l'industrie, l'occupation, la taille de l'établissement, le durée du service chez l'employeur, le statut de l'emploi et le salaire annuel.

Dans le secteur des services privés, l'industrie et l'occupation ne devraient pas être des variables explicatives significatives de la propension à se syndiquer puisque la densité syndicale est très faible dans l'ensemble des industries et des occupations du secteur des services privés.

La taille de l'établissement devrait avoir un effet positif sur la demande de syndicalisation compte tenu des relations plus intimes entre l'employeur et ses salariés dans des établissements de petite taille (Cousineau et Najem 1990).

Nous soumettons également l'hypothèse d'une relation négative entre les années de service chez l'employeur et la propension à se syndiquer, la durée de service chez un même employeur pouvant indiquer une préférence pour un environnement non syndiqué (Seeber 1981 : 86).

Le statut à temps partiel d'un emploi, en agissant comme indicateur d'un moins grand intérêt du travailleur envers son emploi, pourrait être lié négativement au désir de se syndiquer (Fiorito, Gallagher et Greer 1986 : 282).

Finalement, la théorie de l'électeur médian appliquée à la syndicalisation (Hirsch et Addison 1986 : 23) suggère que les syndicats négocient des conventions collectives favorisant les préférences du membre médian pour des raisons politiques et institutionnelles. Dans un tel contexte, les membres ayant les salaires les plus élevés peuvent craindre que leurs revendications salariales soient sacrifiées à l'augmentation des salaires moyens, d'où l'hypothèse d'une

relation négative entre le niveau de la rémunération et la propension à se syndiquer.

Satisfaction au travail

Ici commence l'introduction dans le modèle d'analyse des variables de perceptions et d'attitudes qui devraient selon nous mieux expliquer le propension à se syndiquer que les variables démographiques ou même occupationnelles. Le concept de satisfaction au travail est l'un des éléments centraux du modèle. La satisfaction extrinsèque au travail couvre la satisfaction relative au salaire, aux avantages sociaux, à la sécurité d'emploi, la procédure de grief et les chances de promotion. La satisfaction intrinsèque est la satisfaction eu égard au contenu même du travail. Les deux formes de satisfaction devraient avoir un effet négatif sur la propension à se syndiquer (Wheeler 1985)[5].

Le groupe informel de travail et la solidarité envers les travailleurs en général

Comme l'a déjà souligné Dunlop (1948), le groupe informel de travail du salarié est un facteur clé dans la décision d'un travailleur de se syndiquer ou non. La cohésion du groupe informel détermine le niveau d'influence du groupe sur le travailleur. Plus le groupe est cohérent plus l'influence est grande, mais l'influence peut aller dans les deux sens (French et Zander 1949; Seashore 1954). Un groupe cohésif va influencer ses membres vers le syndicalisme en autant que le groupe soit favorable aux syndicats. Un indice combinant la cohésion du groupe et son attitude envers le syndicalisme sera nécessaire pour vérifier l'hypothèse qu'un groupe cohésif prosyndical aura une influence positive sur la propension individuelle à se syndiquer.

Une autre hypothèse du modèle d'analyse énonce qu'un sentiment de solidarité avec les travailleurs en général aura un effet positif sur la propension individuelle à se syndiquer. Ce concept est tiré d'une enquête de l'Université Carleton (1983) sur les structures de classe et le processus du travail. Il se rapproche de la notion de conscience collective de Goldberg (1983), mais ne doit pas être confondu avec la conscience de classe souvent attribuée aux cols bleus, particulièrement dans les pays européens (Adams 1974 : 63). Les indicateurs utilisés pour mesurer ce sentiment de solidarité sont les convictions des travailleurs relatives aux points suivants: que les conditions de travail devraient être déterminées conjointement par l'employeur et les salariés; que les entreprises bénéficient plus aux employeurs qu'aux employés ou aux

5 Les indicateurs utilisés pour construire tous les indices du modèle d'analyse sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.

consommateurs; que les travailleurs canadiens n'ont pas, en général, le salaire qu'ils méritent; qu'en cas de grève, les travailleurs devraient obtenir satisfaction sur leurs demandes principales. L'hypothèse ici est à l'effet que plus un travailleur obtient un résultat élevé sur l'indice combiné des éléments précédents plus il devrait désirer se syndiquer.

Perception de la résistance de l'employeur face à la syndicalisation

Ce facteur explicatif de la propension à se syndiquer est une transposition dans le modèle de la littérature sur l'effet de l'intervention de l'employeur dans une campagne de syndicalisation en cours (Getman, Goldberg et Herman 1976; Heneman III et Sandver 1983; Dickens 1983; Hunt and White 1985). Il est aussi dérivé du modèle économique de l'offre et la demande de syndicalisme (Seeber 1981; Hirsch et Addison 1986), selon lequel la résistance de l'employeur à la syndicalisation va augmenter les coûts de la syndicalisation pour le travailleur et pour le syndicat. Notre enquête permet de calculer un indice de la perception par le salarié de l'éventuel degré de résistance de l'employeur à une tentative de syndicalisation. L'hypothèse formulée est que plus la résistance perçue sera forte, plus le désir de se syndiquer sera faible.

L'employeur peut aussi s'opposer indirectement au syndicalisme par des pratiques de gestion des ressources humaines aptes à se substituer au syndicalisme (Verma et Kochan 1985; Hunt et White 1985; Kochan, McKersie et Chalykoff 1986). Dans notre modèle, les effets de telles politiques sont mesurés par la satisfaction au travail avec l'hypothèse déjà formulée à cet effet. De meilleures politiques de gestion des ressources humaines devraient normalement augmenter la satisfaction au travail, diminuant ainsi la propension à se syndiquer.

Un autre effet de nouvelles politiques de gestion des ressources humaines serait d'augmenter l'identification du salarié à l'entreprise avec l'hypothèse que cela devrait diminuer le désir de se syndiquer. Dans l'enquête, si le répondant répond positivement à la question de savoir s'il recommanderait le service qu'il rend chez l'employeur à des parents ou a des amis, il est considéré comme s'identifiant à son employeur.

La perception de l'effet de substitution des lois du travail

Dans *Industrial Democracy*, Sidney et Beatrice Webb (1926) ont énoncé les trois méthodes utilisées par les syndicats pour atteindre leurs buts : l'assistance mutuelle, la négociation collective et la législation. Au Canada, comme aux États-Unis, les syndicats sont accrédités pour négocier des conventions collectives. La syndicalisation des travailleurs devient une étape légale dans le processus de négociation collective des conditions de travail des salariés

d'un employeur en particulier. Dans un tel contexte, les normes minimales de travail, les lois portant sur la sécurité et la santé au travail, l'équité salariale et l'équité en emploi, de même que les différentes Chartes des droits et libertés peuvent devenir autant de substituts au syndicalisme. Les travailleurs non syndiqués des services privés peuvent se percevoir comme déjà protégés par la législation et ne pas éprouver le désir de se syndiquer (Garbarino 1984). D'où l'hypothèse selon laquelle les lois du travail (autres évidemment que les codes du travail) peuvent agir comme substituts au syndicalisme.

Les attitudes syndicales

Kochan (1979) a déjà démontré que les attitudes envers les syndicats peuvent être complexes. Un salarié peut avoir une image négative des syndicats assimilés à une énorme bureaucratie semblable au gouvernement ou à la grande entreprise. Ce salarié peut même percevoir le syndicat comme une organisation antidémocratique dans laquelle les membres n'ont pas leur mot à dire. En même temps et de façon paradoxale, ce même salarié peut penser qu'un syndicat a tout de même une valeur instrumentale pour obtenir de meilleures conditions de travail. Plusieurs auteurs ont déjà démontré qu'un sentiment d'instrumentalisme face au syndicalisme est nécessaire pour transformer une insatisfaction au travail en un désir de se syndiquer (Kochan 1979; Lorrain 1983; Lorrain et Brunet 1984; Wheeler 1985). L'hypothèse avancée est qu'une image défavorable du syndicat ainsi que sa perception comme une organisation non démocratique auront des effets négatifs sur la propension à se syndiquer alors qu'une perception de sa valeur instrumentale aura un effet positif.

McShane (1983) propose le concept de la socialisation des attitudes envers le syndicalisme. Les parents d'abord, puis les amis et le conjoint influencent la propension à se syndiquer. Krahn et Lowe (1984) étendent l'influence de la socialisation envers le syndicalisme jusqu'à la communauté dans laquelle vit un salarié. Selon ces auteurs, une socialisation positive envers le syndicalisme augmentera la propension à se syndiquer.

Le modèle d'analyse et ses hypothèses sont résumés dans l'équation suivante qui sera estimée avec les résultats de l'enquête Gallup. L'hypothèse sur la direction de la relation entre chaque variable indépendante et la propension à se syndiquer est indiquée entre parenthèses. L'absence des signes (+) ou (−) après la variable indique que l'hypothèse est à l'effet qu'il ne devrait pas y avoir de relation significative entre cette variable et la propension à se syndiquer.

$$P = f\,(D, O, S, T, E, L, A)$$

où P = la propension individuelle à se syndiquer;
D = un ensemble de caractéristiques démographiques et individuelles : sexe; âge; scolarité;
O = un ensemble de caractéristiques occupationnelles : industrie; occupation; taille de l'établissement (+); service chez l'employeur (−); temps partiel (−); salaire annuel (−);
S = la satisfaction au travail (−);
T = le groupe informel de travail ((+) si les collègues de travail ont une attitude positive envers le syndicalisme); solidarité avec les travailleurs en général (+);
E = la perception de la résistance de l'employeur face à la syndicalisation (−); identification à l'employeur (−);
L = la perception de l'effet de substitution des lois du travail (−);
A = les attitudes envers les syndicats : image syndicale négative (−); syndicats perçus comme antidémocratiques (−); instrumentalité du syndicat (+); socialisation syndicale (+).

RÉSULTATS

Le tableau 2[6] relate les résultats de notre enquête sur les facteurs explicatifs de la propension à se syndiquer des travailleurs non syndiqués du secteur des services privés à Montréal et Toronto. Nous savons déjà que près de 40 % de ces travailleurs désirent se syndiquer. Ce tableau permet de vérifier les hypothèses de la section précédente. Il présente les moyennes des variables, leurs échelles de mesure et les coefficients de régression de chacune des variables. La méthode de régression classique des moindres carrés a permis de générer ces coefficients. Ceux-ci ont ensuite été normalisés pour permettre de les classer selon leur ordre d'importance dans la régression. Ce classement apparaît entre parenthèses à côté de chacun des coefficients significatifs de la régression.

Ainsi à l'aide du tableau 2, il est possible de déterminer les variables significatives du modèle dans l'ordre décroissant de leur influence sur la propension à se syndiquer. La variable explicative du modèle qui a de loin la plus grande influence sur la propension à se syndiquer est la socialisation envers les syndicats. Comme la propension à se syndiquer est mesurée sur une échelle de 0 à 100, le coefficient de régression d'une variable explicative indique un changement en pourcentage de la propension à se syndiquer d'un répondant suite à la variation d'une unité de la variable explicative. Puisque l'échelle de

6 La matrice de corrélation des variables est disponible sur demande auprès de l'auteur.

TABLEAU 2

Moyennes, minima, maxima et coefficients de régression des variables explicatives de la propension à se syndiquer

Variables *n = 495*	*Moyennes*	*Min/Max*	*coefficients (rang)*[a]
Propension à se syndiquer	30,14	0/100	
Homme	0,41	0/1	5,40** (10)
Âge	32,6	15/67	0,01
Scolarité[b]	5,15	1/8	1,29
Commerce	0,41	0/1	omise
Financier	0,20	0/1	1,39
Services aux entreprises	0,18	0/1	-3,00
Services personnels	0,21	0/1	5,43
Professionnel	0,21	0/1	omise
Employé de bureau	0,34	0/1	4,85
Vendeur	0,22	0/1	6,39* (11)
Employé de service	0,23	0/1	4,17
Petit établissement[c]	0,34	0/1	6,38*** (9)
Années de service	3,91	0/35	-0,10
Statut temps plein	0,79	0/1	0,57
Salaire annuel[d]	2,61	1/5	-2,25
Satisfaction intrinsèque	3,97	1,41/5,88[e]	-4,72*** (7)
Satisfaction extrinsèque	3,02	0,17/4,81[e]	-3,57** (8)
Groupe cohésif prosyndical	4,33	0/8[f]	2,96*** (2)
Solidaire	0,00	-6,60/3,21[e]	3,34*** (3)
Résistance de l'employeur	0,00	-0,94/1,71[e]	1,08
Identification à employeur	0,94	0/1	-9,83* (13)
Lois perçues substituts	3,34	0/5[f]	-1,45* (12)
Image syndicale négative	3,37	0,81/5,60[e]	-4,46*** (5)
Syndicats antidémocratiques	4,90	1,99/7,07[e]	-3,95*** (6)
Instrumentalité du syndicat	4,61	1,59/6,73[e]	5,06*** (4)
Socialisation syndicale	2,15	1/3[f]	14,45*** (1)

R^2 = 0,43 F=10,05 * * * (régression selon la méthode des moindres carrés)
Tests aux deux extrémités
* = significatif au niveau de 0,1
** =significatif au niveau de 0,05
*** =significatif au niveau de 0,01

Notes:

a : Le rang entre les variables est obtenu en normalisant les coefficients de régression.

b : Les niveaux de scolarité sont : (1) primaire non complété ; (2) primaire complété ; (3) secondaire non complété ; (4) secondaire complété ; (5) cegep ou études post-secondaires non universitaires non complétés ; (6) cegep ou études post-secondaire non universitaires complétés ; (7) université non complétée ; (8) diplôme universitaire.

c : Les petits établissements sont les établissements de 15 employés et moins.

d : Les catégories du salaire annuel sont : (1) jusqu'à 9 999 $; (2) 10 000 à 19 999 $; (3) 20 000 à 39 999 $; (4) 40 000 à 59 999$; (5) 60 000$ et plus.

e : Ces indices ont été construits par l'analyse factorielle des réponses aux questions se rapportant à chacune des variables explicatives impliquées. Le lecteur intéressé à la construction de ces indices est référé à Bergeron (1993), aux pages 88 à 95.

f : Ces indices ont été construits en additionnant les réponses aux questions se rapportant à chacune des variables explicatives impliquées. Le lecteur intéressé à la construction de ces indices est référé à Bergeron (1993), aux pages 95 à 100.

la socialisation syndicale a trois unités, d'une socialisation antisyndicale à une socialisation prosyndicale en passant par une socialisation neutre envers le syndicalisme, cette variable pourra faire augmenter le désir de se syndiquer d'un travailleur de presque 30 % (deux fois le coefficient de 14,45), à condition que les autres variables explicatives ne changent pas. Le même raisonnement quant à l'interprétation du coefficient de régression vaut pour toutes les variables du modèle.

Les deux variables qui suivent la socialisation envers le syndicalisme sont le groupe informel de travail cohésif et prosyndical et le sentiment de solidarité envers les autres travailleurs qui agissent positivement sur le désir de se syndiquer. Ensuite nous trouvons la perception de l'instrumentalisme du syndicat qui a également un effet positif. L'image négative du syndicalisme et la perception des syndicats comme organismes qui ne seraient pas démocratiques ont des effets négatifs et importants sur la propension à se syndiquer.

La satisfaction au travail a un effet négatif sur le désir de se syndiquer. Puis c'est le fait de travailler dans un établissement de 15 employés ou moins ou d'être un homme qui augmentent significativement le désir de syndicalisation. On constate également que les vendeurs désirent davantage se syndiquer que les professionnels des services privés, la catégorie occupationnelle omise dans l'équation.

Enfin, l'identification à l'employeur et le sentiment d'être protégé par les lois du travail diminuent significativement la propension à se syndiquer. Les autres variables du modèle ne sont pas significativement reliées au désir de se syndiquer et leurs effets constatés dans l'échantillon ne peuvent pas être inférés à la population, c'est-à-dire aux travailleurs non syndiqués des services privés canadiens (à tout le moins à Montréal et à Toronto).

DISCUSSION

Bien que certains des résultats précédents ne permettent pas de confirmer les hypothèses formulées, en général, ils supportent le modèle proposé.

Ainsi, le test du modèle de la propension à se syndiquer des travailleurs non syndiqués du secteur des services privés confirme la prédominance des variables de perceptions et d'attitudes comme facteurs explicatifs de la propension à se syndiquer. En effet, l'ensemble des variables d'attitudes envers les syndicats sont significatives et la direction de leur relation avec la variable dépendante est conforme à ce que nous avions prévu. Il en est de même des effets positifs d'un groupe de travail cohésif prosyndical, de la solidarité avec les travailleurs en général, tout comme des influences négatives de la satisfaction au travail, de l'identification à l'employeur et du sentiment de protection par la législation du travail. Dans ce groupe de variables de perceptions et d'attitudes, seule la résistance de l'employeur à la syndicalisation n'a pas la relation négative prévue par le modèle. Le coefficient de régression de cette variable est positif même s'il n'est pas significatif, laissant croire que s'il y avait un effet de la résistance de l'employeur à la syndicalisation il serait plutôt d'augmenter la propension à se syndiquer, du moins pour l'échantillon. L'explication de ce résultat imprévu réside peut-être dans le fait qu'il s'agit de questions hypothétiques puisqu'il n'y avait pas de tentative d'organisation syndicale en cours au lieu de travail du répondant au moment de l'enquête. En fait, la résistance de l'employeur à la syndicalisation est une variable qui a plus trait à la capacité de se syndiquer qu'au désir de se syndiquer.

De plus, lorsque les variables d'attitudes ou de perceptions sont introduites dans un modèle de la propension à se syndiquer, les caractéristiques personnelles et même occupationnelles des salariés tendent à s'effacer dans l'explication du désir de se syndiquer. C'est le cas notamment de l'âge, de la scolarité, de l'industrie et de l'occupation (sauf pour les vendeurs), comme prévu. Mais c'est aussi le cas des années de service, du statut de l'emploi et du salaire annuel, ce qui n'était pas prévu, mais qui constitue une démonstration additionnelle de l'importance des variables de perceptions et d'attitudes sur la propension à se syndiquer.

Il y a toutefois des exceptions. Ainsi, le fait d'être un homme est significativement et positivement relié à la propension à se syndiquer alors que l'hypothèse formulée était l'absence de lien entre le sexe et le désir de se syndiquer. Ce résultat est surprenant étant donné la prétention du modèle de contrôler les variables importantes de la syndicalisation. Même si elle reste à expliquer, cette constatation représente pour l'instant une observation empirique dont les acteurs du système de relations industrielles devront tenir compte dans leurs

stratégies face à la syndicalisation des services privés, notamment si d'autres études venaient confirmer ce résultat.

La variable mesurant la taille de l'entreprise donne un résultat contraire à celui qui était prévu, c'est-à-dire que la taille de l'entreprise est inversement reliée à la propension à se syndiquer. Les travailleurs des petites entreprises (15 salariés et moins) ont une demande plus élevée pour la syndicalisation que les travailleurs des entreprises plus grandes. Le désir plus grand de se syndiquer des travailleurs des petits établissements s'explique peut-être par le fait que ces travailleurs ont généralement des conditions de travail inférieures aux travailleurs des plus grandes entreprises, d'où leur désir plus affirmé de se syndiquer pour combler ce désavantage. Finalement, l'enquête démontre que les vendeurs sont plus désireux de se syndiquer que les professionnels, la catégorie omise dans l'équation. Nous n'avons pas d'explication pour cette exception parmi les catégories d'occupation des services privés.

Soulignons, pour terminer l'analyse des résultats, qu'à notre connaissance la présente recherche vérifiait empiriquement pour la première fois l'effet de certaines variables de perceptions et d'attitudes. Ainsi la relation attendue entre l'attitude positive envers le syndicalisme d'un groupe de travail cohésif et la propension à se syndiquer est largement confirmée par l'enquête. Aussi, un sentiment de solidarité avec les autres travailleurs influence positivement le désir de se syndiquer. Enfin, la démonstration semble faite de l'effet de substitution des lois du travail sur la propension à se syndiquer des travailleurs du secteur des services privés. Il sera intéressant de constater si les recherches futures confirmeront ces résultats.

Les résultats de l'enquête ont des implications en ce qui a trait aux stratégies des acteurs du système de relations industrielles. Pour le mouvement syndical, le fait qu'une proportion plus élevée d'hommes du secteur des services privés désire se syndiquer alors que les femmes sont majoritaires dans ce secteur (59 %, voir tableau 1) indique qu'une attention toute particulière devra être portée aux revendications spécifiques des travailleuses pour leur offrir des services mieux adaptés à leurs besoins.

De la même façon, le mouvement syndical pourrait cibler davantage les petites entreprises qui forment une partie substantielle du secteur des services privés (34 %, voir tableau 1) puisque les travailleurs de ces établissements seraient plus enclins à se syndiquer. Il est évidemment beaucoup plus coûteux de syndiquer les salariés des petits établissements compte tenu du mode d'accréditation actuel, employeur par employeur (Verdone 1991 : 17-18), mais un effort en ce sens serait nécessaire. D'ailleurs, cette constatation relance le débat sur l'opportunité de l'accréditation sectorielle. De même, la présence chez un employeur d'un groupe informel prosyndical semble être un élément majeur de succès pour l'implantation syndicale. Le mouvement syndical

pourrait également favoriser le recrutement des vendeurs qui semblent plus intéressés par la syndicalisation que les autres travailleurs du secteur des services privés.

Le mouvement syndical pourrait aussi lancer ses campagnes de recrutement du secteur des services privés dans des communautés où, en général, la socialisation envers les syndicats est plus positive, puisqu'il s'agit du facteur qui exerce la plus forte influence sur la propension à se syndiquer. Cet environnement social prosyndical risque de se retrouver là où le taux général de syndicalisation est le plus élevé. Dans un environnement moins favorable, le mouvement syndical devra améliorer son image en adaptant davantage ses services aux demandes particulières des travailleurs du secteur des services privés.

Quant aux implications de l'enquête pour les employeurs de ce secteur, il semble que des politiques de gestion des ressources humaines qui ont des conséquences bénéfiques sur la satisfaction au travail et sur l'identification à l'entreprise agissent comme facteur dissuasif au désir de se syndiquer. Des politiques à long terme de ressources humaines de ce type auront un meilleur effet qu'une opposition directe lors d'une tentative d'organisation syndicale.

En ce qui concerne les gouvernements, la question essentielle est de savoir s'ils favorisent la législation du travail plutôt que la négociation collective comme mode de détermination des conditions de travail des travailleurs du secteur des services privés. Notre enquête a démontré l'effet de substitution sur la propension à se syndiquer des lois concernant les normes minimales, l'équité en emploi ou l'équité salariale, la sécurité et la santé au travail et les chartes des droits et libertés. Parce que la majorité des travailleurs n'était pas syndiquée, les gouvernements sont intervenus pour réglementer les normes minimales de travail et protéger les libertés individuelles par le biais de lois s'appliquant à tous les travailleurs. Avant d'aller plus loin dans la réglementation du travail ou dans la détermination des conditions de travail des travailleurs, les gouvernements doivent réfléchir à la place qu'ils veulent accorder dans l'avenir au syndicalisme dans la démocratisation des milieux du travail.

Finalement, le constat d'une demande importante de syndicalisation dans les services privés ouvre la voie à d'intéressantes recherches portant sur l'élaboration d'un modèle d'analyse de l'offre de services syndicaux aux travailleurs du secteur des services privés et la vérification empirique d'un tel modèle. Dans la même veine, il serait intéressant de vérifier si la demande pour d'autres formes de représentation collective basée sur l'occupation plutôt que sur l'employeur ne trouverait pas un écho encore plus grand parmi les travailleurs des services privés que la demande pour la syndicalisation.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ADAMS, Roy J. 1974. « Solidarity, Self-Interest and the Unionization Differential Between Europe and North America ». *Relations industrielles*, vol. 29, n° 23, 497-512.

BERGERON, Jean-Guy. 1993. « Unionization in the Private Service Sector ». Thèse de doctorat non publiée, Centre de relations industrielles, Université de Toronto.

CANADIAN FEDERATION of INDEPENDANT BUSINESS. 1991. *Good Things Come in Small Premises : A National Survey of Employee Attitudes in the Workplace.* Toronto.

CONSEIL DU PATRONAT DU QUÉBEC. 1991. *Perceptions de différents aspects du climat socio-économique au Québec.* Montréal.

CONSEIL ÉCONOMIQUE DU CANADA. 1991. *Tertiarisation et polarisation de l'emploi.* Ottawa : Ministère des Approvisionnements et Services du Canada.

COUSINEAU, Jean-Michel et Elmustapha NAJEM. 1990. « L'effet du développement de la petite entreprise sur l'évolution du syndicalisme au Canada ». *Relations industrielles*, vol. 45, n° 3, 467-480.

DICKENS, William. 1983. « The Effect of Company Campaigns on Certification Elections : Law and Reality Once Again ». *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 36, n° 4, 560-575.

DUNLOP, John T. 1948. « The Development of Labour Organization : A Theoretical Framework ». Reproduit dans *Theories of the Labor Movement.* 1987. Détroit : Wayne State University Press.

FIORITO, Jack, Daniel G. GALLAGHER et Charles R. GREER. 1986. « Determinants of Unionism : A Review of the Literature ». *Research in Personnel and Human Resources Management*, vol. 4, 269-306.

FRENCH, John R.P. Jr. et Alvin ZANDER. 1949. « The Group Dynamics Approach ». *Psychology of Labor-Management.* A. Kornhauser, dir. Proceedings of the IRRA meeting, Denver, 7 septembre.

GARBARINO, Joseph W. 1984. « Unionism Without Unions : The New Industrial Relations ? ». *Industrial Relations*, vol. 23, n° 1, 40-51.

GETMAN, Julius G., Stephen B. GOLDBERG et Jeanne B. HERMAN. 1976. *Union Representation Elections : Law and Reality.* New York : Russel Sage Foundation.

GOLDBERG, Roberta. 1983. *Organizing Women Office Workers. Dissatisfaction, Consciousness, and Action.* New York : Praeger.

HENEMAN III, Herbert G. et Marcus H. SANDVER. 1983. « Predicting the Outcome of Union Certification Elections : A Review of the Literature ». *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 36, n° 4, 537-559.

HIRSCH, Barry T. et John T. ADDISON. 1986. *The Economic Analysis of Unions : New Approaches and Evidence.* Winchester : Allen & Unwin.

HUNT, Janet C. et Rudolph A. WHITE. 1985. « The Effects of Management Pratices on Union Election Returns ». *Journal of Labor Research*, vol. VI, n° 4, 389-403.

JACKSON, Andrew. 1988. *La montée du secteur des services et la qualité des emplois : une perspective syndicale*. Ottawa : Direction des ressources humaines du Centre canadien du marché du travail et de la productivité, numéro 3.

KOCHAN, Thomas A. 1979. « How American Workers View Labor Unions ». *Monthly Labor Review*, vol. 102, n° 4, 23-31.

KOCHAN, Thomas A., Robert B. MCKERSIE et John CHALYKOFF. 1986. « The Effects of Corporate Strategy and Workplace Innovations on Union Representation ». *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 39, n° 4, 487-501.

KRAHN, Harvey et Graham LOWE. 1984. « Community Influences on Attitudes Towards Unions ». *Relations industrielles*, vol. 39, n° 1, 93-112.

LORRAIN, Jean. 1983. « L'analyse causale d'un modèle de la syndicalisation ». *Organizational Behavior*, vol. 4, Partie 5.

LORRAIN, Jean et Luc BRUNET. 1984. « Climat organisationnel, satisfaction au travail et perception du syndicalisme ». *Relations industrielles*, vol. 39, n° 4, 668-678.

MCSHANE, Steven. 1983. « The Socialization of Attitudes Toward Labour Unions ». *Actes du congrès de l'Association canadienne des relations industrielles*, Volume II, 576-596.

MELTZ, Noah M. 1993. « Unionism in the Private Service Sector : A Canada — U.S. Comparison ». *Canadian and American Labor Respond : Economic Restructuring and Union Strategies*. J. Jensen et R. Mahon, dir. Philadelphie : Temple University Press, 207-225.

SAYLES, Leonard R. 1958. *Behavior of Industrial Work Groups : Prediction and Control*. New York : John Wiley & Sons.

SEASHORE, Stanley E. 1954. *Group Cohesiveness in the Industrial Work Group*. Ann Arbor : University of Michigan.

SEEBER, Ronald Leroy. 1981. « A Model of Individual Demand for Unionism ». Thèse de doctorat non publiée. Urbana : University of Illinois at Urbana-Champaign.

UNIVERSITÉ CARLETON. 1983. *Class Structure and Work Process*. Enquête menée par John Myles. Ottawa : Université Carleton, Département d'anthropologie et de sociologie.

VERDONE, Louise. 1991. « L'unité de négociation appropriée et la syndicalisation du secteur du commerce de détail au Québec ». Mémoire de maîtrise non publié. École de relations industrielles, Université de Montréal.

VERMA, Anil et Jean-Guy BERGERON. 1991. « Canadian Workers' Preference for Unionization : Some Recent Evidence ». *Actes du 28e Congrès de l'Association canadienne des relations industrielles*, 389-399.

VERMA, Anil et Thomas A. KOCHAN. 1985. « The Growth and Nature of the Nonunion Sector within a Firm ». *Challenges and Choices Facing American Labor*. T.A. Kochan, dir. Cambridge : MIT Press, 89-117.

WEBB, Sidney et Beatrice WEBB. [1902] 1926. *Industrial Democracy*. London : Longmans, Green and Co.

WHEELER, Hyot N. 1985. *Industrial Conflict : An Integrative Theory*. Columbia : University of South Carolina Press.

Determinants of Propensity to Unionize in the Private Service Sector

In Canada, according to the 1989 *Labour Market Activity Survey*, more than 40 % of nonagricultural paid workers work in the private service sector. Only 10.7 % of these workers are unionized compared with 37.9 % in the goods sector and 58.6 % in the public sector.

A model of the determinants of individual propensity to unionize was designed including demographic, occupational, perceptual and attitudinal variables. The model was tested with a Gallup telephone survey of 495 nonunionized workers of the private service sector in Montreal and Toronto. The propensity of these workers to unionize was measured on a 0 to 100 point scale. Close to 40 % of the respondents surveyed would like to be unionized. Regressing the propensity to unionize on this scale with ordinary least squares gives a percentage change of propensity to unionize by unit change of the independent variables.

Contrary to expectations, even controlling for all other factors, it was found that women are less prone to unionize than men in this sector. Also contrary to expectations, workers in small establishments of the private service sector are more prone to unionize than those working in larger establishments. As expected, other demographic and occupational characteristics have no effect on propensity to unionize.

The Gallup survey confirmed the well known negative relation between job satisfaction and propensity to unionize, and the equally well known negative relations between a big union image and a perception of union as antidemocratic bodies, and propensity to unionize. A positive relation between the perceived instrumentality of unions and propensity to unionize was also confirmed. Even if workers in the private service sector see unions as big organizations and antidemocratic bodies they, like other workers, still see unions as instrumental in providing better working conditions.

One main contribution of this paper is the identification of a very strong positive relation between the cohesiveness of a worker's work group, the attitudes of the work group towards unions, and the individual propensity to unionize. The survey also confirmed an even larger effect of "significant others" with whom one lives and the community in which she or he lives and propensity to unionize. The socialization of attitudes towards unions and the influence of the work group's attitudes towards unions and its cohesiveness are the most important factors shaping one's propensity to unionize. A feeling of solidarity with workers in general is also instrumental in improving the propensity to unionize. On the contrary, a greater identification with the employer will decrease the desire to be unionized.

The paper also demonstrates the importance of the substitution effect of employment laws on the desire of private service workers to be unionized. Finally, the Gallup

survey could not establish any link between perceived employer resistance to unionization and the propensity to unionize.

There are many strategic implications of those findings for the actors in the system of industrial relations. Among them, employers may be more succesfull in opposing unions with human resource policies aimed at enhancing job satisfaction than with direct opposition to union drives. Governments, if aware of the substitution effect of employment laws on unions, will have to assess more closely the role that union may have to play in democratization of the workplace in the private service sector. Unions will have to pay more attention to women's needs in the private service sector. Workers in smaller firms should also be targeted because they are more prone to unionize. The union movement will also have to try to organize in communities where the socialization towards unions is more positive.

GESTION
Revue Internationale de Gestion

Volume 19, n° 3
septembre 1994

Directeur et rédacteur en chef : Laurent Lapierre

Politique éditoriale. Note du rédacteur en chef. Résumés.

Positions
L'évaluation de la performance : un piège ! – Yvon Chouinard. *Évaluer sans tricher* – Roland Arpin. *Tout ça pour fuir l'ennui ?* – Francine Harel Giasson. *Composer avec ses défauts* – Laurent Lapierre.

Enjeux
Gestion et évaluation de la performance : un enjeu stratégique – Alain Gosselin et Sylvie St-Onge. *L'échec de l'évaluation de la performance* – Alain Gosselin et Kevin R. Murphy.

Faciliter la performance
La mesure de la performance organisationnelle : un outil de gestion et de changements stratégiques Sylvie St-Onge et Michel L. Magnan. *La gestion de la performance et la qualité totale* – D. Waldman. *Se réorganiser pour mieux « performer »* – Bruno Fabi et Réal Jacob.

Évaluer la performance
Trois instruments d'évaluation du rendement – André Petit et Victor Haines. *Que sait-on de la rétroaction à 360 degrés ?* – Jon M. Werner. *Le paradoxe de l'évaluation des dirigeants* – Clinton O. Longenecker et Dennis A. Gioia.

Gérer la performance
Reconnaître les performances – Sylvie St-Onge. *En matière de performance au travail, évitez les excès !* – Gérard Ouimet.

Gestion. Revue internationale de gestion est publiée 4 fois l'an (février, mai, septembre et novembre) par l'École des Hautes Études Commerciales de Montréal. Les bureaux de l'administration sont au 5255 av. Decelles, Montréal, Québec, H3T 1V6.

Abonnement annuel (4 numéros) au Québec (TPS et TVQ incluses) : 1 an : 39,96 $, 2 ans : 64,80 $, 3 ans : 84,24 S Autres provinces (TPS incluse) : 1 an : 37 $, 2 ans : 60 $, 3 ans : 78 $ Autres pays : 1 an : 60 $, 2 ans : 90 $, 3 ans : 120 $.