

N° 75-001-XIF au catalogue



L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

AVRIL 2005

Vol. 6, n° 4

■ LA SYNDICALISATION :
TENDANCES
DIVERGENTES

■ ÉCHAPPER AUX
FAIBLES GAINS

■ SUPPLÉMENT :
ABSENCES DU TRAVAIL



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

À votre service...

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : *L'emploi et le revenu en perspective*, 9-A6, Jean-Talon, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-4628; courriel : perspective@statcan.ca).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 700-1033
Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Normes de service au public

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois et dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1800 263-1136. Les normes de services à la clientèle sont aussi publiées sur www.statcan.ca sous À propos de Statistique Canada > Offrir des services aux Canadiens.

L'emploi et le revenu en perspective

(n° 75-001-XIF au catalogue; also available in English: *Perspectives on Labour and Income*, Catalogue no. 75-001-XIE) est publié trimestriellement par le ministre responsable de Statistique Canada. ©Ministre de l'Industrie, 2005. ISSN : 1492-4978.

Prix : 6 \$CAN l'exemplaire, 52 \$CAN pour un abonnement annuel. Les prix ne comprennent pas les taxes de ventes.

Tous droits réservés. L'utilisation de ce produit est limitée au détenteur de licence. Le produit ne peut être reproduit ou transmis à des personnes ou organisations à l'extérieur de l'organisme du détenteur de licence.

Des droits raisonnables d'utilisation du contenu de ce produit sont accordés seulement à des fins de recherche personnelle, organisationnelle ou de politique gouvernementale ou à des fins éducatives. Cette permission comprend l'utilisation du contenu dans des analyses et dans la communication de résultats et conclusions de ces analyses, y compris la citation de quantités limitées de renseignements extraits. Cette documentation doit servir à des fins non commerciales seulement. Si c'est le cas, la source doit être citée comme suit : Source (ou *Adapté de*, s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, les utilisateurs doivent obtenir la permission écrite des Services d'octroi de licences, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
p	préliminaire
r	rectifié
x	confidentiel
E	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

Faits saillants

Dans ce numéro

■ La syndicalisation : tendances divergentes

- La proportion des employés syndiqués a chuté entre 1981 et 2004, passant de 38 % à 31 %. Cette chute, qui s'est produite pour l'essentiel entre 1989 et 1998, est entièrement attribuable aux tendances qui ont caractérisé le secteur commercial.
- Globalement, l'adhésion syndicale des hommes est passée de 42 % à 30 %, tandis que celle des femmes est restée stable, à 31 %.
- Si le taux de syndicalisation des hommes âgés de 25 à 34 ans a fortement chuté (passant de 43 % à 24 % entre 1981 et 2004), celui des femmes âgées de 45 à 64 ans a progressé de 8 points de pourcentage (passant de 32 % à 40 %).
- Environ un tiers du recul de l'adhésion syndicale chez les jeunes hommes tient à leur concentration accrue dans des industries où les taux de syndicalisation sont généralement bas. Par ailleurs, environ 40 % de l'augmentation de l'adhésion syndicale des femmes de 45 à 64 ans s'explique par leur tendance croissante à travailler dans des industries fortement syndiquées, telles que les services publics.
- Le recul de l'adhésion syndicale chez les jeunes hommes s'est fortement répercuté sur leurs salaires. Entre 1981 et 1998, les hommes de 25 à 34 ans ont vu leur salaire horaire moyen chuter de 10 %. Environ un cinquième de cette chute tient à un recul de l'adhésion syndicale parmi eux.

■ Échapper aux faibles gains

- Sauf dans le cas des femmes âgées de 25 à 29 ans, la probabilité d'échapper aux faibles gains n'a pas augmenté chez les employés entre les années 1980 et les années 1990, malgré une hausse du niveau de scolarité.
- Entre le tiers et la moitié des travailleurs de sexe masculin touchant de faibles gains au cours d'une année donnée n'étaient plus dans cette situation quatre ans plus tard. Chez les femmes, la proportion variait entre 15 % et 35 %.
- Les hommes et les femmes qui sont restés au service d'une grande entreprise (500 employés ou plus) étaient presque deux fois plus susceptibles de se tirer d'une situation de faibles gains que ceux qui ont continué à travailler dans une petite entreprise (moins de 20 employés).
- Parmi les travailleurs ayant changé d'employeur, ceux qui sont entrés au service d'une entreprise plus grande étaient beaucoup plus susceptibles d'échapper aux faibles gains que ceux qui sont allés dans une entreprise plus petite.
- Si une proportion importante de travailleurs se sont sortis d'une situation de faibles gains au cours d'une période de quatre ans, environ un quart d'entre eux y sont retournés dans les quatre années suivantes.

Perspective

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

LA REVUE PAR EXCELLENCE

sur l'emploi et le revenu
de Statistique Canada

Oui, je désire recevoir L'EMPLOI ET LE REVENU EN PERSPECTIVE (N° 75-001-XPF au catalogue).

Nous vous offrons encore plus!
Une réduction de 20 % sur un abonnement de 2 ans! Seulement 100,80 \$ (taxes en sus)
Une réduction de 30 % sur un abonnement de 3 ans! Seulement 132,30 \$ (taxes en sus)

Abonnez-vous aujourd'hui à *L'emploi et le revenu en perspective!*



ENVOYEZ À

Statistique Canada
Gestion de la circulation
120, avenue Parkdale
Ottawa (Ontario)
Canada, K1A 0T6



TÉLÉPHONE

1 800 267-6677

Mentionnez PF025084



TÉLÉCOPIEUR

1 877 287-4369
(613) 951-0581



COURRIEL

order@statcan.ca

MODALITÉS DE PAIEMENT (cochez une seule case)

Veillez débiter mon compte :

MasterCard VISA American Express

N° de carte _____ Date d'expiration _____

Signature _____

Détenteur de carte (en majuscules s.v.p.) _____

Paiement inclus _____ \$

N° du bon de commande _____

Signature de la personne autorisée _____

Abonnement	Canada (\$ CA)	Quantité	Total \$ CA
1 an	63,00		
2 ans	100,80		
3 ans	132,30		

Total			
TPS (7 %)			
TVP en vigueur			
TVH en vigueur (N.-É., N.-B., T.-N.-L.)			
Frais de port : États-Unis 24 \$ CA, autres pays 40 \$ CA			
Total général			

Nom _____

Entreprise _____ Service _____

Adresse _____ Ville _____ Province _____

Code postal _____ Téléphone _____ Télécopieur _____

Courriel _____

N° au catalogue	Titre
75-001-XPF	L'emploi et le revenu en perspective

*Frais de port : aucuns frais pour les envois au Canada. À l'extérieur du Canada, veuillez ajouter les frais de port comme indiqué. Les clients canadiens ajoutent soit la TPS de 7% et la TVP en vigueur, soit la TVH (TPS numéro R121491807). Les clients de l'étranger paient en dollars canadiens tirés sur une banque canadienne ou en dollars US tirés sur une banque américaine selon le taux de change quotidien en vigueur. Les ministères du gouvernement fédéral doivent indiquer sur toutes les commandes leur code d'organisme RI _____ et leur code de référence RI _____

Vos renseignements personnels sont protégés par la Loi sur la protection des renseignements personnels. Statistique Canada utilisera les renseignements qui vous concernent seulement pour effectuer la présente transaction, livrer votre(s) produit(s), annoncer les mises à jour de ces produits et gérer votre compte. Nous pourrions de temps à autre vous informer au sujet d'autres produits et services de Statistique Canada ou vous demander de participer à nos études de marché.

Si vous ne voulez pas qu'on communique avec vous de nouveau pour des promotions ou des études de marché , cochez la case correspondante.

BON DE COMMANDE



Statistique Canada Statistics Canada

Canada

La syndicalisation : tendances divergentes

René Morissette, Grant Schellenberg et Anick Johnson

La proportion de travailleurs canadiens appartenant à un syndicat a considérablement diminué depuis le début des années 1980. Un des aspects frappants de cette baisse est la mesure dans laquelle certains groupes de travailleurs ont été plus touchés que d'autres, particulièrement les hommes, les travailleurs jeunes et ceux des industries productrices de biens.

Les caractéristiques démographiques qui distinguent les travailleurs syndiqués des travailleurs non syndiqués ont beaucoup changé au cours des deux dernières décennies. En 1981, les différences étaient particulièrement évidentes selon le sexe, tandis qu'en 2004, l'âge était le facteur prépondérant.

À partir de diverses enquêtes de Statistique Canada, le présent article examine les taux de syndicalisation de 1981 à 2004 en mettant l'accent sur la mesure dans laquelle les tendances observées traduisent l'évolution de la distribution de l'emploi par profession, industrie et d'autres caractéristiques (voir *Sources des données et définitions*). Cet article aborde aussi l'effet des changements survenus dans la syndicalisation sur la rémunération et la couverture en matière de pensions.

Les tendances de syndicalisation par sexe et âge

La proportion des employés syndiqués est passée de 38 % à 31 % entre 1981 et 2004 (tableau 1). Une part relativement faible de cette baisse s'est produite au cours des années 1980 (2 points de pourcentage), mais la majorité a eu lieu entre 1989 et 1998 (5 points). Depuis 1998, le taux de syndicalisation est demeuré assez stable.

Sources des données et définitions

La présente étude a été réalisée à partir de l'**Enquête sur les antécédents de travail** (1981), de l'**Enquête sur l'activité** (1986 et 1989) et de l'**Enquête sur la population active** (1998, 2001 et 2004). Chacune de ces enquêtes, qui sont toutes fondées sur le plan d'échantillonnage de l'Enquête sur la population active, porte sur la même population et fournit des données sur le statut en matière de syndicalisation des travailleurs dans leur emploi principal. L'emploi principal est celui qui compte le plus grand nombre d'heures par semaine.

L'analyse est axée sur les personnes âgées de 17 à 64 ans occupant comme emploi principal celui qu'elles occupaient en mai. Comme l'Enquête sur les antécédents de travail ne comportait pas de questions sur les travailleurs qui n'appartenaient pas à un syndicat mais qui étaient membres d'une convention collective, le **taux de syndicalisation** est défini comme étant le pourcentage d'employés appartenant à un syndicat. Les employés n'appartenant pas à un syndicat mais faisant partie d'une convention collective sont classés comme non syndiqués.

Les taux de syndicalisation basés sur les enquêtes-ménages tendent peut-être à exagérer la baisse de l'adhésion syndicale. D'après les chiffres basés sur la *Loi sur les déclarations des corporations et des syndicats ouvriers* (CALURA), l'adhésion syndicale a varié entre 32,5 % et 32,3 % entre 1989 et 1995 (Mainville et Olineck, 1999), mais d'après l'Enquête sur l'activité de 1989 et l'enquête de novembre 1995 sur les horaires et les conditions de travail, le taux de syndicalisation est passé de 35,9 % à 33,3 %. Si les enquêtes-ménages représentent tous les travailleurs syndiqués, CALURA ne couvre que ceux appartenant à un syndicat d'au moins 100 membres, ce qui explique que les divergences des tendances puissent refléter en partie des divergences d'adhésion. Puisque les données de CALURA ne vont pas au delà de 1995, il est difficile d'établir dans quelle mesure le recul de la syndicalisation est surestimé pour la période de 1981 à 2004. C'est pourquoi la majeure partie de la présente analyse met l'accent sur les tendances *relatives* d'adhésion syndicale.

René Morissette est au service de la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, et on peut le joindre au (613) 951-3608. Grant Schellenberg est au service de la Division de la statistique sociale et autochtone, et on peut le joindre au (613) 951-9580. Anick Johnson est au service de la Division des entrées-sorties, et on peut la joindre au (613) 951-7211. On peut aussi joindre ces auteurs à perspective@statcan.ca.

Tableau 1 : Taux de syndicalisation par sexe, âge et secteur

	1981	1986	1989	1998	2001	2004	1981-2004
	%						Variation
Ensemble des deux sexes	37,6	36,0	35,9	30,7	30,2	30,6	-7,0
Hommes	42,1	39,9	39,2	31,6	31,0	30,4	-11,7
Femmes	31,4	31,2	32,1	29,8	29,4	30,8	-0,6
Âge							
17 à 24 ans	26,4	17,1	18,4	11,9	13,2	13,6	-12,8
25 à 34 ans	39,8	36,4	34,7	25,0	25,8	26,1	-13,6
35 à 44 ans	42,0	43,3	42,9	35,8	32,8	32,8	-9,2
45 à 54 ans	41,7	43,4	44,6	42,8	41,8	41,2	-0,6
55 à 64 ans	41,9	43,8	41,6	38,4	37,4	38,2	-3,7
Hommes							
17 à 44 ans	39,9	36,5	35,8	26,7	26,1	25,2	-14,6
17 à 24 ans	29,2	19,3	19,9	12,5	14,0	15,0	-14,2
25 à 34 ans	43,3	38,4	37,1	24,8	25,2	23,9	-19,3
35 à 44 ans	46,1	47,2	45,6	36,3	33,9	32,7	-13,4
45 à 64 ans	48,1	49,5	49,2	44,1	42,2	40,8	-7,3
45 à 54 ans	47,8	49,2	49,9	45,5	44,3	42,0	-5,8
55 à 64 ans	48,6	49,9	48,0	40,6	36,9	38,2	-10,4
Femmes							
17 à 44 ans	31,2	30,1	30,8	26,3	25,1	26,2	-5,0
17 à 24 ans	23,1	14,9	16,8	11,3	12,3	12,2	-11,0
25 à 34 ans	34,7	34,0	32,0	25,2	26,3	28,5	-6,3
35 à 44 ans	36,3	38,4	39,9	35,3	31,6	32,9	-3,4
45 à 64 ans	31,8	35,2	36,2	39,0	38,9	39,8	8,0
45 à 54 ans	32,9	35,9	38,2	40,1	39,3	40,4	7,5
55 à 64 ans	29,9	33,9	31,7	35,5	37,9	38,2	8,3
Secteur							
Services publics	61,4	60,8	61,5	60,8	61,2	61,4	0,0
Hommes	64,0	63,9	64,6	62,9	64,7	62,8	-1,2
Femmes	59,5	58,8	59,6	59,8	59,8	60,8	1,3
Secteur commercial*	29,8	27,0	26,8	20,3	20,1	20,0	-9,9
Hommes	37,2	34,2	33,6	25,3	25,2	24,5	-12,7
Femmes	17,2	15,8	17,2	13,4	12,9	13,7	-3,4

Sources : Enquête sur les antécédents de travail, 1981; Enquête sur l'activité, 1986 et 1989; Enquête sur la population active, 1998, 2001 et 2004

* Toutes les industries sauf les services publics.

Malgré la baisse globale des taux de syndicalisation entre 1981 et 2004, des différences ont été observées, particulièrement entre les hommes et les femmes, entre les travailleurs jeunes et les travailleurs âgés, et entre le secteur commercial et le secteur des services publics.

Le taux de syndicalisation des hommes a diminué de presque 12 points de pourcentage, alors que celui des femmes a baissé d'à peine un point, ce qui a entraîné la convergence des deux taux à la fin de la période.

Les jeunes travailleurs, et plus particulièrement ceux de moins de 35 ans, ont connu des baisses plus marquées que les travailleurs âgés. Encore une fois, les divergences entre hommes et femmes sont évidentes. Chez les hommes, le taux de syndicalisation a diminué dans tous les groupes d'âge, mais la baisse a été deux fois plus marquée chez ceux âgés de 17 à 44 ans que chez ceux âgés de 45 à 64 ans (15 et 7 points respectivement). La plus

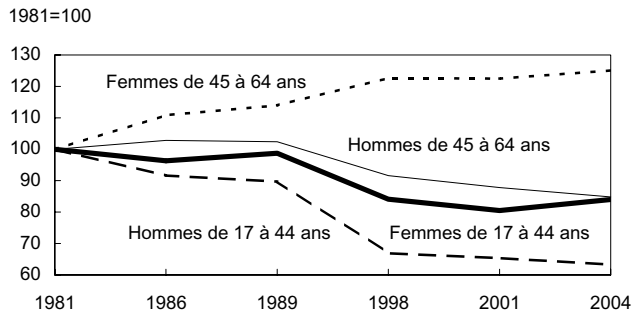
forte baisse a touché les hommes âgés de 25 à 34 ans, chez qui le taux de syndicalisation a chuté presque de moitié.

La baisse relativement modeste chez les femmes cache aussi des tendances divergentes chez les groupes plus jeunes et plus âgés. En effet, le taux de syndicalisation a diminué de 5 points chez les femmes de 17 à 44 ans, mais il a augmenté de 8 points chez celles de 45 à 64 ans. D'où la divergence des taux pour les deux groupes d'âge, passant d'un écart de moins d'un point en 1981 à un écart de 14 points en 2004. La même divergence a été observée chez les hommes jeunes et âgés. Par exemple, l'écart entre les taux des hommes âgés de 25 à 34 ans et ceux âgés de 45 à 54 ans a augmenté, passant de 5 à 18 points. À cet égard, la syndicalisation au Canada est devenue beaucoup plus polarisée selon l'âge (graphique).

Les tendances de la syndicalisation dans différentes industries

Les tendances de la syndicalisation varient aussi d'une industrie à l'autre. Dans les services publics — largement définis comme représentant les services de santé et les services sociaux, les services d'enseignement et les services connexes, les administrations publiques et les organismes religieux —, les taux sont demeurés assez stables entre 1981 et 2004 : environ 64 % chez les hommes et 60 % chez les femmes. Par contre, le secteur commercial a connu une baisse de presque 10 points, le recul ayant été beaucoup plus marqué chez les hommes que chez les femmes (13 points, contre 3). La baisse globale de la syndicalisation est donc entièrement due aux tendances qui ont touché le secteur commercial.

Graphique : Tendances de syndicalisation par sexe et âge pour certaines années



Sources : Enquête sur les antécédents de travail, 1981; Enquête sur l'activité, 1986 et 1989; Enquête sur la population active, 1998, 2001 et 2004

La syndicalisation a toujours été faible dans certaines industries telles que les services aux consommateurs, les services aux entreprises, ainsi que l'agriculture, la pêche et le piégeage. Aussi, la baisse survenue entre 1981 et 1998 dans ces industries a été assez modeste (tableau 2).

Par contre, elle a beaucoup reculé dans les industries productrices de biens et les industries de distribution, où la présence des syndicats a de tout temps été plus élevée. Par exemple, entre 1981 et 1998, le taux de syndicalisation a chuté de 20 points dans le secteur de la foresterie et de l'extraction minière, de 13 points dans la construction et la fabrication et de presque 10 points dans les services de distribution. Il en ressort assez clairement que les changements survenus dans les industries productrices de biens ont été déterminants dans la baisse globale de la syndicalisation depuis le début des années 1980.

Il est intéressant de constater que la baisse des taux de syndicalisation s'est produite à des moments

différents dans les divers secteurs des industries productrices de biens. Dans la foresterie, l'extraction minière et la construction, les baisses ont été évidentes tant dans les années 1980 que dans les années 1990. Par contre, le secteur manufacturier n'a affiché que peu de changements entre 1981 et 1989 (baisse de seulement 2 points), la majeure partie du recul s'étant produite entre 1989 et 1998 (baisse de 11 points).

Les tendances provinciales de la syndicalisation

Si la syndicalisation a reculé dans toutes les provinces entre 1981 et 2004, l'ampleur de ce recul a considérablement varié. Le Manitoba et la Saskatchewan ont connu les baisses les plus faibles : moins de 3 points dans l'ensemble, et environ 6 à 7 points dans le secteur

Tableau 2 : Taux de syndicalisation par industrie

	1981	1986	1989	1998	1981-1998
Ensemble des deux sexes	%				Variation
Secteur commercial	29,8	27,0	26,8	20,3	-9,5
Agriculture, pêche et piégeage	6,4	5,3	11,2	4,0	-2,4
Foresterie et extraction minière	46,0	34,3	32,5	26,3	-19,7
Construction	39,9	35,3	33,3	27,0	-12,9
Fabrication	43,9	42,6	42,2	31,3	-12,6
Services de distribution	43,0	42,8	40,4	33,1	-9,9
Services aux entreprises	5,7	8,4	9,1	6,9	1,2
Services aux consommateurs	13,7	12,0	13,3	11,0	-2,8
Services publics	61,4	60,8	61,5	60,8	-0,6
Hommes					
Secteur commercial	37,2	34,2	33,6	25,3	-11,9
Agriculture, pêche et piégeage	7,6	6,7	10,6	4,7	-2,8
Foresterie et extraction minière	48,8	38,2	35,9	29,8	-19,0
Construction	44,5	39,4	37,8	30,9	-13,5
Fabrication	48,3	48,4	46,4	35,5	-12,8
Services de distribution	46,6	44,8	42,0	34,2	-12,4
Services aux entreprises	6,2	9,4	10,6	7,5	1,3
Services aux consommateurs	16,6	14,6	15,9	12,2	-4,5
Services publics	64,0	63,9	64,6	62,9	-1,1
Femmes					
Secteur commercial	17,2	15,8	17,2	13,4	-3,8
Agriculture, pêche et piégeage	F	F	F	F	F
Foresterie et extraction minière	F	F	F	F	F
Construction	F	F	F	F	F
Fabrication	32,5	28,3	31,2	21,0	-11,5
Services de distribution	32,0	37,0	36,5	30,6	-1,4
Services aux entreprises	5,3	7,7	8,2	6,5	1,2
Services aux consommateurs	11,3	9,9	11,5	10,0	-1,3
Services publics	59,5	58,8	59,6	59,8	0,3

Sources : Enquête sur les antécédents de travail, 1981; Enquête sur l'activité, 1986 et 1989; Enquête sur la population active, 1998, 2001 et 2004

Nota : Les catégories industrielles comparables n'existent que pour les années 1981 à 1998, d'où l'analyse limitée à cette période.

Tableau 3 : Taux de syndicalisation par province et secteur

	1981	1986	1989	1998	2001	2004	1981-2004
	%						Variation
Total							
Terre-Neuve-et-Labrador	45,2	43,5	41,7	39,7	40,6	39,1	-6,1
Île-du-Prince-Édouard	38,0	29,2	31,6	26,3	28,1	30,1	-8,0
Nouvelle-Écosse	33,8	31,9	34,2	28,9	27,2	27,4	-6,4
Nouveau-Brunswick	39,8	34,3	35,4	26,6	28,8	28,8	-11,0
Québec	44,2	43,0	40,8	35,7	36,3	37,4	-6,8
Ontario	33,7	32,6	32,8	28,0	26,4	27,3	-6,4
Manitoba	37,9	36,0	37,9	34,9	35,7	35,4	-2,5
Saskatchewan	37,9	34,9	36,8	33,6	35,5	35,2	-2,6
Alberta	28,4	28,5	30,1	23,0	22,9	21,7	-6,7
Colombie-Britannique	43,3	40,2	39,1	34,8	33,7	33,1	-10,3
Secteur commercial							
Terre-Neuve-et-Labrador	37,4	31,5	30,5	24,1	27,1	25,9	-11,4
Île-du-Prince-Édouard	22,5	14,6	16,7	9,9	11,4	12,8	-9,7
Nouvelle-Écosse	23,7	21,7	24,2	16,1	14,9	12,6	-11,1
Nouveau-Brunswick	29,4	22,5	24,2	13,9	16,9	15,6	-13,7
Québec	34,7	32,7	32,1	23,8	25,6	26,5	-8,3
Ontario	27,9	25,9	24,9	19,6	18,0	18,0	-9,9
Manitoba	28,8	24,5	26,4	22,4	23,2	22,1	-6,7
Saskatchewan	26,3	21,5	24,4	19,3	21,8	20,8	-5,5
Alberta	19,8	16,0	18,3	13,3	13,2	12,2	-7,6
Colombie-Britannique	36,4	32,3	30,7	23,8	22,6	21,9	-14,5

Sources : Enquête sur les antécédents de travail, 1981; Enquête sur l'activité, 1986 et 1989; Enquête sur la population active, 1998, 2001 et 2004

commercial (tableau 3). En 2004, les taux de syndicalisation au Manitoba et en Saskatchewan se situaient au-dessus de la moyenne nationale.

À Terre-Neuve-et-Labrador, à l'Île-du-Prince-Édouard, en Nouvelle-Écosse, au Québec, en Ontario et en Alberta, le taux global a baissé d'environ 6 à 8 points, des reculs d'environ 8 à 11 points ayant touché le secteur commercial. En 2004, les taux de syndicalisation allaient de 22 % en Alberta à 39 % à Terre-Neuve-et-Labrador.

C'est au Nouveau-Brunswick et en Colombie-Britannique que les taux de syndicalisation ont diminué le plus, de 11 et 10 points respectivement. Ces provinces ont connu des baisses particulièrement marquées dans le secteur commercial. Au

Nouveau-Brunswick, par exemple, la syndicalisation a chuté de moitié presque, passant de 29 % à 16 %.

Le secteur commercial vu de près

Le secteur commercial a connu des changements importants du point de vue des heures de travail et de la durée d'occupation d'emploi. La syndicalisation a été plus élevée chez les travailleurs à temps plein que chez les travailleurs à temps partiel tout au long de la période de référence. Toutefois, ce sont les travailleurs à temps plein qui ont vu leur taux de syndicalisation diminuer le plus, de 13 points chez les hommes et de 5 points chez les femmes (tableaux 4 et 5). Cela tient en partie à la proportion importante de travailleurs à temps plein dans les industries productrices de

biens, où les taux de syndicalisation ont fortement diminué. Parmi les facteurs liés à cette baisse figure aussi la proportion importante de travailleurs à temps partiel dans les services aux consommateurs et aux entreprises, où les taux ont été assez stables.

Chez les femmes du secteur commercial, les taux de syndicalisation des travailleuses à temps plein et à temps partiel ont presque convergé en 2004, à 14 % et 13 % respectivement. Parallèlement, l'écart entre les hommes travaillant à temps plein et ceux travaillant à temps partiel s'est considérablement rétréci.

Quant à la durée d'occupation d'emploi, des changements importants ont été observés chez les travailleurs ayant tenu leur emploi

La syndicalisation d'après CALURA et les enquêtes-ménages

	CALURA*	Enquêtes-ménages**
	%	
1986	32,6	36,0
1987	31,9	..
1988	32,0	..
1989	32,5	35,9
1990	33,1	..
1991	33,4	..
1992	33,2	..
1993	32,5	..
1994	32,1	..
1995	32,3	33,3

Voir Mainville et Olineck (1999), tableau 3.

* Seules les unités de négociation d'au moins 100 membres étaient couvertes par la Loi sur les déclarations des corporations et des syndicats ouvriers.

** Enquête sur l'activité, 1986 et 1989 (principal emploi occupé en mai); Enquête sur les horaires et les conditions de travail, 1995 (principal emploi occupé en novembre).

Tableau 4 : Taux de syndicalisation des hommes dans le secteur commercial

	1981	1986	1989	1998	2001	2004	1981-2004
				%			Variation
Âge	37,2	34,2	33,6	25,3	25,2	24,5	-12,7
17 à 44 ans	35,0	31,0	30,7	21,4	21,2	20,1	-14,9
17 à 24 ans	27,6	17,4	18,7	11,3	12,8	13,6	-14,0
25 à 34 ans	37,8	33,8	32,6	19,4	19,7	18,2	-19,6
35 à 44 ans	39,7	39,2	38,4	29,7	28,1	26,4	-13,3
45 à 64 ans	43,8	44,4	43,1	36,6	35,4	34,2	-9,5
45 à 54 ans	43,3	42,7	42,5	37,5	37,1	35,2	-8,1
55 à 64 ans	44,4	46,9	44,1	34,4	31,1	32,2	-12,3
Heures de travail							
Temps plein	38,5	35,6	34,7	26,5	26,1	25,4	-13,1
Temps partiel	16,6	13,6	19,4	12,0	15,7	15,5	-1,1
Durée d'occupation de l'emploi							
Un an ou moins	31,4	21,9	21,7	11,9	13,2	13,0	-18,4
Plus d'un an	38,9	37,2	36,9	29,8	29,3	28,2	-10,7
Diplômé d'université							
Oui	14,9	13,7	14,6	8,7	9,8	10,6	-4,3
Non	39,4	36,6	36,2	28,0	27,9	27,1	-12,2
Salaire horaire (en dollars de 2001)							
Moins de 10,00 \$	17,6	7,6	11,3	7,7	10,0	10,4	-7,1
10,00 \$ à 14,99 \$	28,9	23,1	23,8	17,6	18,2	18,5	-10,4
15,00 \$ à 19,99 \$	46,8	46,4	42,1	32,9	30,3	31,4	-15,4
20,00 \$ à 24,99 \$	52,1	59,5	51,3	43,3	39,7	40,0	-12,1
25,00 \$ et plus	39,9	36,8	38,8	27,9	28,5	28,3	-11,6
Profession*							
Professionnels et gestionnaires	8,1	7,8	9,3	5,8	-2,4
Sciences naturelles et sociales	20,0	17,7	17,4	13,6	-6,4
Personnel de bureau	41,0	42,2	37,0	31,2	-9,8
Ventes	12,6	12,7	10,6	8,8	-3,9
Services	21,3	20,0	21,1	15,7	-5,6
Secteur primaire et de transformation	49,0	46,3	44,5	35,6	-13,4
Construction	52,4	52,3	49,8	42,2	-10,1
Autres	49,9	43,8	43,4	34,0	-15,9

Sources : Enquête sur les antécédents de travail, 1981; Enquête sur l'activité, 1986 et 1989; Enquête sur la population active, 1998, 2001 et 2004

* La variation pour cette catégorie concerne la période 1981-1998.

depuis un an ou moins. En particulier, les hommes dans cette situation ont connu une chute de 18 points, contre 11 points pour les hommes qui occupaient leur emploi depuis plus d'un an. Parmi les explications possibles de cette tendance figure le fait que les jeunes hommes entrés sur le marché du travail au cours de la période étudiée étaient moins susceptibles de trouver un emploi dans le secteur manufacturier et plus susceptibles d'en trouver un dans les services aux consommateurs. Par conséquent, les personnes nouvellement recrutées étaient de moins en moins susceptibles de trouver un emploi dans des lieux de travail syndiqués¹. Cette tendance n'est pas ressortie chez

les femmes à durée d'occupation d'emploi courte, peut être en raison de leur présence de longue date dans les industries de services, qui sont moins syndiquées.

Enfin, les tendances de syndicalisation varient selon le niveau de scolarité, la profession et la rémunération. Les hommes occupant des emplois de col bleu (métiers de la construction, transport et conduite de machines, et professions propres aux industries de la transformation et de la fabrication et aux industries primaires) ont connu les baisses les plus marquées. Cela concorde avec les baisses importantes survenues dans les industries productrices de biens et de distribution.

Tableau 5 : Taux de syndicalisation des femmes dans le secteur commercial

	1981	1986	1989	1998	2001	2004	1981-2004
				%			Variation
Âge	17,2	15,8	17,2	13,4	12,9	13,7	-3,4
17 à 44 ans	16,8	15,2	17,1	12,5	11,6	11,9	-4,9
17 à 24 ans	14,8	9,4	10,9	8,4	9,2	8,0	-6,8
25 à 34 ans	16,6	18,6	18,7	11,5	10,6	11,8	-4,7
35 à 44 ans	20,3	17,4	21,6	16,6	14,3	15,3	-5,0
45 à 64 ans	18,3	18,0	17,5	16,3	16,8	18,2	-0,1
45 à 54 ans	18,0	18,3	17,2	16,3	16,4	18,8	0,8
55 à 64 ans	18,8	17,2	18,2	16,2	18,3	16,7	-2,2
Heures de travail							
Temps plein	19,3	17,1	19,0	14,1	13,0	14,1	-5,1
Temps partiel	9,5	11,7	11,8	11,4	12,7	12,5	3,0
Durée d'occupation de l'emploi							
Un an ou moins	11,4	9,3	11,8	6,6	6,4	7,5	-3,9
Plus d'un an	18,9	17,6	18,9	16,1	15,5	15,8	-3,1
Diplômé d'université							
Oui	9,3	14,0	13,4	9,0	9,7	9,9	0,5
Non	17,5	15,9	17,6	14,0	13,5	14,4	-3,1
Salaire horaire (en dollars de 2001)							
Moins de 10,00 \$	9,7	6,1	9,2	7,2	8,2	7,7	-2,0
10,00 \$ à 14,99 \$	19,1	17,9	17,5	15,0	12,7	14,8	-4,3
15,00 \$ à 19,99 \$	28,5	29,4	29,1	20,3	19,5	21,5	-7,0
20,00 \$ à 24,99 \$	27,8	37,8	37,3	26,0	19,9	22,0	-5,8
25,00 \$ et plus	12,9	18,3	15,8	11,3	12,8	15,6	2,8
Profession*							
Professionnels et gestionnaires	5,0	5,5	5,9	5,7	0,6
Sciences naturelles et sociales	13,9	12,4	16,9	10,7	-3,1
Personnel de bureau	16,4	16,6	18,2	16,4	0,0
Ventes	5,9	8,6	8,1	6,8	0,8
Services	11,2	12,5	13,1	10,1	-1,1
Secteur primaire et de transformation	38,3	33,1	40,4	26,7	-11,6
Construction	32,8	23,7	29,5	22,7	-10,1
Autres							

Sources : Enquête sur les antécédents de travail, 1981; Enquête sur l'activité, 1986 et 1989; Enquête sur la population active, 1998, 2001 et 2004

* La variation pour cette catégorie concerne la période 1981-1998.

En outre, les baisses ont été plus grandes chez les hommes qui n'avaient pas de diplôme d'université que chez ceux qui en avaient un.

Le recul de la syndicalisation a été plus marqué chez les travailleurs touchant de 15,00 \$ à 19,99 \$ l'heure, et ce, pour l'ensemble des femmes et des hommes.

Évolution de la syndicalisation : explications possibles

Depuis 1981, les caractéristiques des travailleurs et de la population active ont évolué de façon telle qu'elles peuvent avoir entraîné un recul de la présence des syndicats, surtout parmi les hommes.

D'après une analyse de décomposition, presque la moitié du recul de 11 points de pourcentage de la syndicalisation des hommes entre 1981 et 1998 découle de l'évolution de la composition de l'emploi, notamment la concentration accrue des hommes dans des industries et des professions à taux de syndicalisation généralement bas (tableau 6)². Par exemple, la proportion de travailleurs du secteur commercial qui détiennent un diplôme d'université a augmenté, tout comme celle des travailleurs exerçant des emplois professionnels et de gestion ainsi que ceux travaillant dans les industries de service. La syndicalisation est généralement faible chez ces travailleurs³. Environ 45 % du recul de la syndicalisation chez les hommes jeunes (âgés

Tableau 6 : Explications des variations observées dans la syndicalisation, 1981-1998

	Hommes			Femmes		
	17 à 64 ans	25 à 34 ans	45 à 64 ans	17 à 64 ans	25 à 34 ans	45 à 64 ans
a) Variation	-10,5	-18,5	-4,0	-1,6	-9,5	7,2
%						
La part s'expliquant par des changements dans la composition de l'emploi par :						
Industrie	-2,5	-5,7	-0,6	0,3	-3,4	2,7
Profession	-1,5	-1,4	-1,8	-1,0	-1,5	0,7
Statut temps partiel	-0,3	-0,2	-0,2	-0,4	-0,1	0,3
Région	-0,1	-0,2	0,0	0,1	-0,1	0,5
Durée d'emploi (% des nouveaux employés)	-0,3	-0,5	0,0	0,0	-0,3	0,6
Scolarité	-0,3	-0,3	-1,5	-0,3	-0,7	-0,6
b) Variation totale expliquée*	-5,0	-8,4	-4,2	-1,4	-6,2	4,0
	[-4,7]	[-7,3]	[-2,9]	[-0,9]	[-4,1]	[4,9]
c) Variation totale inexpliquée (a – b)	-5,5	-10,1	0,2	-0,2	-3,3	3,2

Sources : Calculs faits par les auteurs à partir de l'Enquête sur les antécédents de travail, 1981, et de l'Enquête sur la population active, 1998

* En raison de l'arrondissement, il se peut que la somme des composantes ne corresponde pas à la variation totale expliquée. Les chiffres représentent la part de la variation qui s'explique par des changements de la composition de l'emploi sous l'hypothèse que les travailleurs avaient la même propension à être syndiqués en 1981 et 1998. Les chiffres entre parenthèses représentent la variation totale du taux de syndicalisation qui s'explique par des changements de la composition de l'emploi sous l'hypothèse que la propension à se syndiquer de 1998 était la même à la fois en 1981 et 1998.

de 25 à 34 ans) s'expliquent par de pareils changements de la composition de l'emploi. Par contre, chez les travailleurs âgés de 45 à 64 ans, pratiquement toute la baisse s'explique par ces changements.

Chez les jeunes femmes, environ deux tiers du recul (10 points) de la syndicalisation s'expliquent par des changements de la composition de l'emploi. Les changements survenus à l'échelle des industries sont les plus importants puisqu'un tiers de la baisse leur est attribuable. Chez les travailleuses âgées de 45 à 64 ans, un peu plus de la moitié de la hausse de la syndicalisation s'explique par des changements de la composition de l'emploi. Encore une fois, les variations par industrie sont de loin les plus importantes, particulièrement la proportion croissante des femmes âgées dans les services publics⁴.

Néanmoins, environ la moitié du recul global de la syndicalisation chez les hommes demeure inexpliquée. Il en est de même pour entre 35 % et 55 % de la baisse chez les travailleurs jeunes, hommes et femmes, et pour un peu moins de la moitié de la hausse chez les femmes âgées.

Certaines des composantes inexpliquées peuvent être attribuables à des changements touchant d'autres caractéristiques de l'emploi qui n'ont pas pu être prises en compte. Par exemple, on ne disposait pas de données

sur la syndicalisation par taille d'entreprise. Mais la proportion d'employés travaillant dans des entreprises de moins de 100 personnes est passée de 36 % à 41 % entre 1983 et 2001. La syndicalisation étant moins courante dans les petites entreprises, l'effectif accru de travailleurs dans ces entreprises aurait entraîné le taux de syndicalisation à la baisse.

Outres les changements de composition touchant la main-d'œuvre, les analystes ont proposé d'autres explications possibles du recul de l'adhésion syndicale, à savoir le fait que les employés ressentent moins le besoin d'être représentés par un syndicat, leurs revendications étant prises en compte dans le cadre des comités mixtes du patronat et des travailleurs ou des initiatives faisant appel à la participation des employés. Une opposition accrue du patronat par rapport aux syndicats est une autre explication possible. Mais l'examen de ces explications dépasse la portée du présent article.

Répercussions sur la rémunération et la protection en matière de pensions

Depuis le début des années 1980, on assiste à l'émergence de trois grandes tendances en matière de syndicalisation. Tout d'abord, les taux de syndicalisation par sexe ont convergé, de sorte que, dans l'ensemble de la population active, l'écart entre les hommes et les femmes est passé de 11 points en 1981 à moins d'un point en 2004, et dans le secteur commercial, de 20 à 11 points (tableau 1).

En deuxième lieu, les taux de syndicalisation des travailleurs jeunes et âgés ont divergé. Dans l'ensemble, l'écart entre les hommes de 17 à 44 ans et ceux de 45 à

64 ans s'est creusé, passant de 8 à 16 points. Dans le cas des femmes de ces groupes d'âge, cet écart est passé de 1 à 14 points.

En troisième lieu, les taux de syndicalisation des travailleurs des secteurs commercial et des services publics ont divergé depuis 1981, et l'écart s'est accru, passant de 27 à 38 points chez les hommes, et de 42 à 47 points chez les femmes.

Ces tendances ont des répercussions importantes sur la rémunération et la protection en matière de pensions. D'abord, la convergence de la syndicalisation des hommes et des femmes a peut-être eu pour effet de rétrécir l'écart salarial entre eux. Par contre, les tendances divergentes observées entre les travailleurs jeunes et les travailleurs âgés auraient contribué à élargir l'écart salarial entre eux, un phénomène qui a fait l'objet de nombreuses études.

En outre, la chute des taux de syndicalisation chez les hommes de 25 à 34 ans entre 1981 et 1998 explique une partie de la baisse de leur rémunération — 10 % en moyenne au cours de la période. Des analyses multivariées montrent qu'environ le cinquième de cette baisse est attribuable au recul de l'adhésion syndicale⁵.

Ce recul a aussi des répercussions sur la protection en matière de pensions. Entre 1986 et 1997, cette protection a diminué de 8 points chez les hommes âgés de 25 à 34 ans, presque 60 % de cette baisse étant attribuable au recul de la syndicalisation⁶. Celui-ci a aussi été un facteur important de la baisse, quoique légère, de la protection en matière de pensions chez les femmes du même âge au cours de la période.

Perspective

■ Notes

1 Le recul de la syndicalisation chez les travailleurs du secteur commercial dont la durée d'occupation d'emploi est courte traduit peut-être aussi la progression relative du travail temporaire tel que le travail saisonnier, le travail pour une durée déterminée ou le travail occasionnel. Mais il s'agit là d'hypothèses impossibles à vérifier puisqu'on ne dispose pas de données sur le statut d'emploi temporaire ou permanent pour la période de référence.

2 La décomposition est limitée à la période 1981-1998 car des codes comparables en matière d'industrie et de profession n'existent pas au-delà de 1998. Tant pour 1981 que pour 1998, une régression de l'indicateur de syndicat a été appliquée aux variables explicatives suivantes : l'industrie (48-50 catégories), la profession (8 caté-

gories), le statut temps partiel, la province, un indicateur d'une année d'ancienneté ou moins, et la scolarité (2 catégories). Les décompositions d'Oaxaca ont ensuite été appliquées à ces régressions. Des modèles distincts ont été estimés pour chacune des six combinaisons par âge et sexe figurant au tableau 6.

3 Ces calculs supposent que la propension à être syndiqué en 1998 était la même qu'en 1981. Une autre possibilité consisterait à examiner l'effet des changements de la composition de l'emploi selon l'hypothèse que les travailleurs ont la même propension à être syndiqués qu'en 1998. Dans ce cas-là, les changements expliqueraient presque 5 points de la baisse de 11 points du taux de syndicalisation des employés hommes.

4 La proportion des femmes de 45 à 64 ans travaillant dans les services publics est passée de 36,4 % à 46,0 % entre 1981 et 1998.

5 Pour les deux années, le logarithme de la rémunération horaire des hommes de 25 à 34 ans a été régressé sur les variables explicatives suivantes : scolarité (2 catégories), emploi à temps partiel, ancienneté, ancienneté au carré, statut de syndicalisation, industrie (50 catégories), profession (8 catégories) et province. Des décompositions par la méthode d'Oaxaca ont par la suite été appliquées à ces régressions. On est arrivé à une conclusion similaire à partir de deux autres régressions. La première reposait sur des données regroupées pour 1981, 1986-1990 et 1997-1998 et comprenait un vecteur des effets de l'année, ainsi que les variables explicatives, sauf le statut en matière de syndicalisation. Celui-ci a été ajouté à la deuxième régression. Le fait d'inclure la syndicalisation permet de tenir compte d'environ le cinquième de la baisse de 10 % observée dans la rémunération des jeunes hommes entre 1981 et 1998.

6 Pour en savoir plus, voir Morissette et Drolet (2001).

■ Documents consultés

MAINVILLE, Diane, et Carey OLINECK. « Rétrospective du mouvement syndical au Canada », *L'emploi et le revenu en perspective*, Supplément, n° 75-001-SPF au catalogue de Statistique Canada, 1999.

MORISSETTE, René, et Marie DROLET. « Pension coverage and retirement savings of young and prime-aged workers in Canada », *Canadian Journal of Economics*, février 2001, vol. 34, n° 1, p. 100 à 119.

Échapper aux faibles gains

René Morissette et Xuelin Zhang

Un emploi faiblement rémunéré peut constituer un tremplin vers un poste plus rémunérateur. Cependant, des observateurs s'inquiètent du fait que certains travailleurs peuvent occuper un emploi peu rémunéré pendant plusieurs années. Des périodes prolongées de faibles gains peuvent faire courir aux personnes le risque d'une exclusion sociale et limiter leur capacité d'absorber les pertes de revenu ou les dépenses imprévues, tout en restreignant leur possibilité d'accéder à l'autonomie financière. Dépourvues des ressources nécessaires, ces personnes peuvent tarder à se marier, à fonder une famille ou à acheter une maison. Pour ces raisons, la mobilité ascendante (ou l'absence de mobilité) des travailleurs peu rémunérés suscite un intérêt considérable.

Les années 1990 ont été caractérisées par des changements importants dans les régimes d'aide sociale et d'assurance-emploi. Un objectif implicite de ces réformes consistait à inciter plus fortement les travailleurs qui ne participaient que de façon marginale à la vie active (et qui étaient dans bien des cas des personnes peu rémunérées) à chercher du travail. On espérait qu'ils trouveraient un emploi, le conserveraient et deviendraient un jour financièrement autonomes. Cependant, ces changements institutionnels se sont faits dans une période où les gains de nombreux travailleurs peu spécialisés reculaient¹. Ces travailleurs se sont peut-être trouvés coincés dans la situation difficile qu'était celle de toucher de faibles gains en ayant peu de chances de s'en sortir. Par contre, la hausse du niveau de scolarité peut avoir augmenté leurs chances d'obtenir un salaire plus élevé.

René Morissette et Xuelin Zhang sont au service de la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail. On peut joindre René Morissette au (613) 951-3608, Xuelin Zhang au (613) 951-4295 ou bien l'un ou l'autre à perspective@statcan.ca.

Se fondant sur le Fichier longitudinal des travailleurs (FLT) et la banque de Données administratives longitudinales (DAL), le présent article porte sur les chances des employés de quitter le bas de l'échelle salariale ou d'échapper aux faibles gains entre 1983 et 2000 (voir *Sources des données et définitions*). D'autres études sur la question ont été réalisées au début des années 1990 (Drolet et Morissette, 1998) et à la fin des années 1990 (Janz, 2004), mais aucune ne portait sur l'ensemble des deux dernières décennies². De même, on sait peu de choses concernant la mesure dans laquelle certains travailleurs retournent au bas de l'échelle salariale. La présente étude met à profit dans l'examen de ces questions la longue période que couvrent le FLT et la banque DAL. L'analyse de la mobilité ascendante des travailleurs peu rémunérés couvre plusieurs périodes de quatre ans, ce qui permet une comparaison de deux périodes caractérisées par des situations comparables du marché du travail, c'est-à-dire la période de 1985 à 1989 et celle de 1996 à 2000.

L'étude ne tient pas compte des personnes qui peuvent compenser leurs faibles gains par le travail autonome. Toutefois, le travail autonome ne représente pas une option pour bon nombre de travailleurs, qui peuvent ne pas avoir les compétences nécessaires en gestion d'entreprise, éprouver des contraintes en matière d'emprunt, ou considérer que ce mode de travail est stressant ou à risque. C'est pourquoi il importe de déterminer si les travailleurs d'aujourd'hui sont moins susceptibles que leurs prédécesseurs de se tirer d'une situation de faibles gains uniquement par l'entremise d'un emploi rémunéré. Comme on l'a mentionné, des chances réduites d'échapper aux faibles gains entraînent une vulnérabilité financière en cas de perte d'emploi ou de dépenses imprévues, tout en soulevant davantage de questions fondamentales quant au bien-être et au cheminement personnel, comme se marier, avoir des enfants, ou acheter une maison.

Sources des données et définitions

Le **Fichier longitudinal des travailleurs (FLT)** est un échantillon aléatoire formé de 10 % de l'ensemble des travailleurs canadiens. Il incorpore des données tirées de quatre sources : les fichiers de relevés d'emploi (RE) de Ressources humaines et Développement des compétences Canada, les fichiers T1 et T4 de l'Agence du revenu du Canada, et le fichier relatif au Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE) de Statistique Canada. Le PALE est un fichier de données longitudinales sur les entreprises canadiennes au niveau des compagnies.

La banque de **Données administratives longitudinales (DAL)** est un échantillon longitudinal contenant des données sur les déclarants à partir de 1982, lesquelles sont calculées à partir du fichier d'impôt annuel fourni par l'Agence du revenu du Canada. Cette banque comporte une multitude de variables démographiques et de variables ayant trait au revenu.

Le FLT enregistre les années d'emploi-personne. Un employé (les travailleurs autonomes étant exclus) occupant cinq emplois dans une année donnée générera cinq observations. Le FLT contient de l'information sur l'âge, le sexe, la province de résidence, les gains annuels, l'employeur, l'industrie, la taille de l'entreprise, le motif de cessation d'emploi (le cas échéant) et le caractère permanent ou temporaire de la cessation d'emploi³.

Le FLT et la banque DAL peuvent tous deux fournir des données sur les mouvements des gains — à savoir si le travailleur entre dans une période de faibles gains ou en sort — au cours des deux dernières décennies. Ces deux sources présentent trois forces importantes. Premièrement, leur mesure des gains est fondée sur les dossiers fiscaux et est donc assez exacte. Deuxièmement, elles utilisent de très grands échantillons, et troisièmement, elles couvrent de longues périodes, soit actuellement de 1983 à 2000 pour le FLT et de 1982 à 2002 pour la banque DAL.

Cependant, les deux fichiers présentent certaines limites en ce qui concerne l'analyse des *tendances* liées à la mobilité. À la suite de la création du crédit pour taxe fédérale sur les ventes en 1986 et du crédit pour taxe sur les produits et services en 1990, la proportion de personnes produisant une déclaration de revenus T1 a changé. Comme la banque DAL est fondée sur les formulaires T1, elle présente une variation du pourcentage de déclarants touchant de faibles gains (Beach et Finnie, 1998). Plus précisément, elle a vraisemblablement recueilli des données sur un plus grand nombre de travailleurs peu rémunérés après 1986 qu'elle ne le faisait auparavant, ce qui a une incidence sur la comparabilité des tendances dérivées relatives à la mobilité. Le FLT n'est pas touché par ce problème parce qu'il recueille de l'information sur les salaires et traitements annuels à partir des fichiers T4. Toutefois, il ne comporte pas de vérifications ayant trait aux personnes qui changent de numéro d'assurance sociale (NAS) ou qui ont des NAS multiples. Cela pourrait se répercuter sur les estimations de la mobilité ascendante ou descendante étant donné que ces personnes représentent deux travailleurs distincts (ou plus) dans le FLT⁴.

Étant donné qu'aucun des deux ensembles de données ne fait ressortir de tendances relatives à la mobilité parfaitement cohérentes, le présent article utilise les deux pour documenter les transitions par rapport à la situation de faibles gains au cours des deux dernières décennies. La plupart des tendances relevées dans le FLT ressortent également à l'examen de la banque DAL.

Le FLT ne permet pas une analyse de la mobilité fondée sur l'ensemble des sources du revenu tiré du marché du travail puisqu'il ne contient pas de renseignements sur le revenu d'un travail autonome. Cependant, il permet d'évaluer la mesure dans laquelle les travailleurs peuvent échapper aux faibles gains grâce à un *emploi rémunéré*, c'est-à-dire en augmentant leur salaire ou leur traitement annuel. Si l'évolution technologique, la concurrence accrue à l'intérieur des industries ou venant de l'étranger, ou l'impartition modifient le comportement des employeurs de sorte que la croissance des emplois bien rémunérés sur le marché intérieur s'en trouve limitée, les possibilités associées à l'emploi rémunéré reculeront et les chances d'échapper aux faibles gains grâce à l'emploi rémunéré fléchiront vraisemblablement.

La procédure en deux étapes que Morissette et Bérubé ont appliquée (1996, Annexe 1) a été utilisée pour choisir dans le FLT un échantillon cohérent au fil du temps. Premièrement, on a exclu les emplois pour lesquels le salaire ou le traitement annuel était de moins de 250 \$ en 1975. (En dollars courants, les seuils correspondants s'établissaient à 501 \$ en 1983, 645 \$ en 1989 et 843 \$ en 2001.) On a ensuite calculé les salaires annuels en additionnant les gains tirés de tous les autres emplois occupés au cours d'une année donnée. Les gains comprenaient donc les salaires et traitements annuels tirés des emplois qui ont rapporté au moins 843 \$ en 2001. On a alors sélectionné dans la banque DAL uniquement les personnes dont le salaire ou le traitement annuel a été d'au moins 843 \$ en 2001.

L'analyse s'est limitée aux employés âgés de 25 à 50 ans. On a exclu les personnes de moins de 25 ans parce que bon nombre d'entre elles n'avaient pas encore achevé la transition des études au travail, et aussi parce que le FLT ne contient pas d'information permettant de déterminer les étudiants à plein temps. Comme on s'intéresse principalement aux tendances relatives à la mobilité avant la retraite, on a exclu les personnes de plus de 50 ans parce que l'analyse se fonde surtout sur des probabilités de transition au cours de périodes de quatre ans. À la fin d'une période, ces personnes auraient 55 ans ou plus, et ni l'un ni l'autre des fichiers ne permet de déterminer quelles personnes prennent une retraite anticipée.

Les **gains** correspondent aux salaires et traitements annuels, et excluent le revenu provenant d'un travail autonome. Les travailleurs ont de faibles gains si leur salaire ou traitement annuel au cours de l'année t représente moins de 23 551 \$ par année en dollars de 2001. Cela correspond au seuil de faible revenu (SFR) avant impôt pour une famille de deux personnes vivant dans une région urbaine d'au moins un demi-million d'habitants. Les personnes touchant de faibles gains au cours de l'année t étaient codées comme ayant quitté le bas de l'échelle salariale ou échappé aux faibles gains au plus tard au cours de l'année $t+4$ si leur salaire ou traitement annuel pour l'année $t+4$ était au moins 10 % supérieur au SFR de 2001. La marge de 10 % servait à éviter d'inclure les personnes qui n'avaient fait qu'une transition minime en dehors de la situation de faible rémunération. Les travailleurs touchant un faible salaire ou traitement annuel dans l'année t qui sont passés à un emploi autonome au cours de l'année $t+4$ ne sont pas considérés comme ayant échappé aux faibles gains en raison d'un emploi rémunéré, même si leur revenu d'un emploi autonome dans l'année $t+4$ peut leur avoir permis d'excéder le seuil de faibles gains.

Tendances liées à la mobilité ascendante, 1985 à 2000

On pourrait s'attendre à ce que les personnes touchant de faibles gains affichent des tendances plus précaires en matière d'emploi que les autres travailleurs. De fait, quand on les compare avec les employés dont les gains sont supérieurs, elles se trouvent beaucoup moins souvent en situation d'emploi à plein temps toute l'année⁵. Au milieu des années 1990, environ un tiers des personnes qui étaient peu rémunérées travaillaient à plein temps toute l'année, ce qui représentait moins de la moitié de la proportion observée chez les autres travailleurs (tableau 1).

Tableau 1 : Niveau de scolarité et régime de travail des travailleurs peu rémunérés âgés de 25 à 50 ans

	Travailleurs peu rémunérés*		Autres travailleurs	
	1986	1996	1986	1996
Niveau de scolarité	%			
Hommes				
Sans diplôme d'études secondaires	39,7	29,0	25,9	17,3
Diplôme d'études secondaires	15,4	23,6	16,9	23,1
Études postsecondaires	34,1	34,0	39,0	38,2
Diplôme universitaire	10,8	13,4	18,3	21,4
Femmes				
Sans diplôme d'études secondaires	35,5	22,6	17,5	9,6
Diplôme d'études secondaires	20,1	25,9	19,5	21,7
Études postsecondaires	35,5	38,9	41,4	41,5
Diplôme universitaire	8,8	12,7	21,2	27,1
Régime de travail				
Hommes				
Toute l'année, plein temps	31,3	36,1	86,5	87,0
Toute l'année, temps partiel	3,8	5,5	0,9	0,7
Une partie de l'année, plein temps	52,0	45,0	11,5	11,6
Une partie de l'année, temps partiel	13,0	13,4	1,0	0,7
Femmes				
Toute l'année, plein temps	27,0	31,5	83,0	82,6
Toute l'année, temps partiel	16,4	17,3	6,0	6,2
Une partie de l'année, plein temps	29,9	27,0	8,7	8,8
Une partie de l'année, temps partiel	26,6	24,2	2,4	2,3

Source : Recensement de la population

* Travailleurs gagnant moins de 23 551 \$ (dollars de 2001).

Au cours des deux dernières décennies, on a observé des hausses marquées du niveau de scolarité dans la main-d'œuvre. Le niveau de scolarité a augmenté autant chez les personnes peu rémunérées que chez celles dont les gains étaient plus élevés. En 1986, 40 % des travailleurs peu rémunérés de sexe masculin n'avaient pas de diplôme d'études secondaires. En 1996, cette proportion avait reculé à 29 %. De même, les femmes qui touchaient de faibles gains étaient beaucoup plus scolarisées au milieu des années 1990 qu'au milieu des années 1980.

Étant donné que la probabilité de quitter le bas de l'échelle salariale augmente avec l'instruction (Janz, 2004), l'augmentation du niveau de scolarité devrait avoir amélioré les chances d'échapper aux faibles gains entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990. Cependant, cela a-t-il vraiment été le cas?

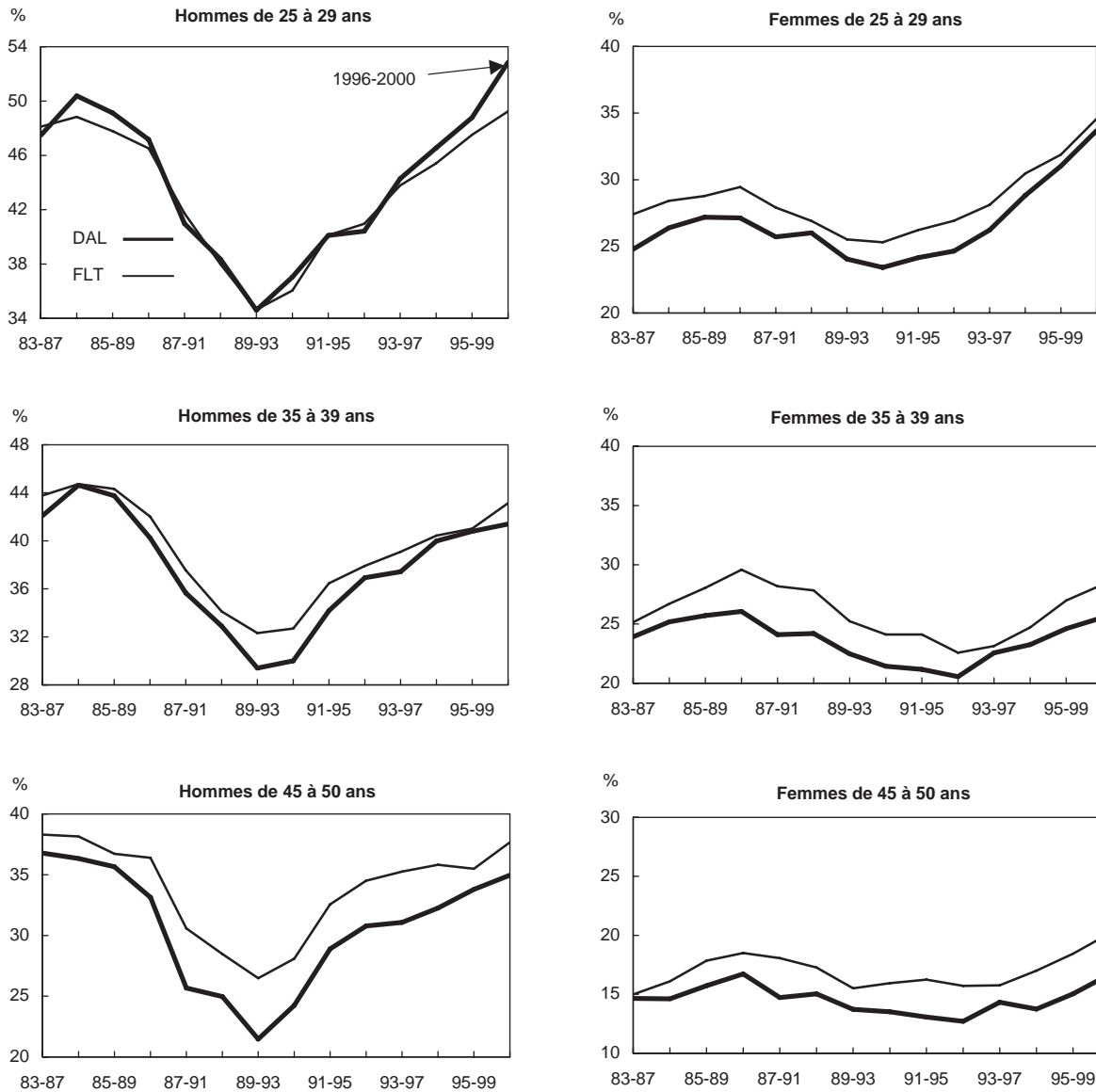
Pour les hommes âgés de 30 ans ou plus, la réponse est un non sans équivoque. Pour eux, la probabilité de quitter le bas de l'échelle salariale n'a jamais été nettement plus élevée entre 1996 et 2000 qu'entre 1985 et 1989, deux périodes où le taux de chômage chez les hommes de 25 à 54 ans s'est établi en moyenne à 7,3 % (graphique A). Par exemple, 45 % des travailleurs peu rémunérés de sexe masculin âgés de 30 à 34 ans ont quitté le bas de l'échelle salariale entre 1985 et 1989. Pour la période de 1996 à 2000, cette proportion n'a pas changé de façon notable. Chez les hommes de 25 à 29 ans, les chances d'échapper aux faibles gains ont légèrement augmenté.

Chez les femmes peu rémunérées, seules celles de 25 à 29 ans ont connu une hausse importante de la mobilité ascendante. La probabilité qu'elles quittent le bas de l'échelle salariale s'est accrue d'environ 6 points de pourcentage entre la période de 1985 à 1989 et celle de 1996 à 2000. Les femmes plus âgées ont connu une hausse minime⁶.

Par conséquent, même si leur niveau de scolarité a augmenté, les hommes peu rémunérés n'étaient généralement pas plus susceptibles d'échapper aux faibles gains au milieu des années 1990 qu'ils ne l'étaient au milieu des années 1980. La conclusion qui s'impose avec clarté est que la mobilité ascendante chez les hommes peu rémunérés doit avoir diminué, du moins pour certains groupes de scolarité⁷.

Les chances des travailleurs d'échapper aux faibles gains ne se sont généralement pas améliorées entre les années 1980 et les années 1990, mais ceux qui y sont parvenus dans les années 1990 ont peut-être bénéficié

Graphique A : Mobilité ascendante des travailleurs peu rémunérés*



Sources : Fichier longitudinal des travailleurs, banque de Données administratives longitudinales
 * Travailleurs ayant de faibles gains (mais positifs) dans l'année t et des gains positifs dans l'année t+4.

d'une croissance des gains supérieure à celle de leurs homologues dans les années 1980. Les données ne corroborent pas cette affirmation. Même si le revenu d'emploi de ceux qui ont quitté le bas de l'échelle salariale s'est accru considérablement au cours d'une

période de quatre ans — généralement de 20 000 dollars ou plus —, la croissance observée pendant la deuxième moitié des années 1990 n'a pas surpassé celle dans la deuxième moitié des années 1980 (tableau 2). Encore une fois, les femmes de 25 à 29 ans font

exception : celles qui ont quitté le bas de l'échelle salariale entre 1996 et 2000 ont vu leurs gains s'accroître d'environ 22 000 dollars, ce qui représente environ 2 000 dollars de plus que ce que leurs homologues ont obtenu entre 1985 et 1989⁸.

Facteurs liés à la mobilité ascendante

Entre un tiers et la moitié des travailleurs de sexe masculin ayant touché de faibles gains au cours d'une année donnée avaient échappé à cette situation quatre ans plus tard. Dans le cas des femmes, la proportion variait entre 15 % et 35 %. La probabilité de quitter le bas de l'échelle salariale est procyclique — elle diminue lors des récessions et augmente lors des périodes d'expansion (graphique A). Mais quels travailleurs sont les plus susceptibles de réussir à se tirer de cette situation?

Tant au milieu des années 1980 qu'au milieu des années 1990, les jeunes travailleurs étaient beaucoup plus susceptibles que les travailleurs plus âgés d'échapper aux faibles gains. Par exemple, près de la moitié des hommes de 25 à 29 ans peu rémunérés en 1995 n'étaient plus dans cette situation en 1999. Cependant, cela n'était vrai que pour 35 % des hommes âgés de 45 à 50 ans. La plus grande mobilité chez les jeunes travailleurs traduit sans doute la croissance plus rapide du salaire qui est couramment observée au début d'une carrière.

Dans tous les groupes d'âge, les femmes étaient moins susceptibles que les hommes de quitter le bas de l'échelle salariale. Cela peut être attribuable à un certain nombre de facteurs. Premièrement, les femmes touchent des salaires moins élevés. Deuxièmement, elles sont peut-être surreprésentées dans des profes-

Tableau 2 : Croissance médiane des gains* des travailleurs échappant aux faibles gains

	Âge au début de la période				
	25-29	30-34	35-39	40-44	45-50
Hommes			\$		
1985-1989	25 100	25 600	25 900	25 800	25 100
1986-1990	25 400	25 500	26 200	25 600	24 900
1995-1999	24 400	24 000	24 200	24 100	23 800
1996-2000	25 300	24 500	24 300	24 500	24 400
Femmes					
1985-1989	19 800	20 000	20 000	18 800	17 300
1986-1990	19 900	20 000	19 500	19 200	17 500
1995-1999	21 500	20 100	19 500	18 800	17 100
1996-2000	22 200	20 800	20 300	19 400	18 100

Source : Fichier longitudinal des travailleurs

* Valeur médiane de la différence entre les gains annuels dans l'année t+4 et ceux dans l'année t (dollars de 2001).

sions où l'expérience est faiblement récompensée. Troisièmement, certaines peuvent être des mères seules qui sont réticentes à travailler un plus grand nombre d'heures ou à changer d'employeur⁹.

Dans les deux périodes, les travailleurs qui avaient conservé le même employeur et ceux qui avaient changé d'employeur avaient à peu près les mêmes chances de quitter le bas de l'échelle salariale, la probabilité s'établissant dans l'ensemble à un peu plus de 40 % pour les hommes (tableau 3). Cependant, le degré de réussite variait considérablement au sein de ces deux catégories. Les hommes ou les femmes qui étaient restés dans une grande entreprise (500 employés ou plus) étaient près de deux fois plus susceptibles que ceux qui étaient restés dans une petite entreprise (moins de 20 employés) d'échapper aux faibles gains. Chez les travailleurs qui avaient changé d'employeur, ceux qui étaient allés travailler dans une entreprise plus grande étaient beaucoup plus susceptibles que ceux qui étaient passés dans une

entreprise plus petite de quitter le bas de l'échelle salariale, ce qui n'est pas surprenant puisque les grandes entreprises versent des salaires plus élevés (Morissette, 1993).

Les chances d'échapper aux faibles gains variaient aussi selon l'industrie. La moitié des hommes peu rémunérés qui avaient continué de travailler dans les industries de la fabrication, des services de distribution, des services aux entreprises ou des services publics avaient réussi à se tirer de cette situation après quatre ans. Cette proportion est presque le double de celle de 26 % qui a été enregistrée chez les hommes peu rémunérés qui travaillaient dans les services de consommation. De même, plus du tiers des femmes faiblement rémunérées qui étaient restées dans les industries des services de distribution, des services aux entreprises ou des services publics avaient quitté le bas de l'échelle salariale après quatre ans. En revanche, seulement 11 % de celles qui avaient œuvré dans les services de consommation avaient fait de même.

Tableau 3 : Mobilité ascendante des travailleurs peu rémunérés âgés de 25 à 50 ans, selon certaines caractéristiques*

	Hommes		Femmes	
	1985-1989	1995-1999	1985-1989	1995-1999
	%			
Tous les groupes d'âge	45,0	42,7	26,6	26,5
25 à 29 ans	47,8	47,5	28,8	31,9
30 à 34 ans	45,3	43,1	29,5	28,7
35 à 39 ans	44,3	41,0	28,1	27,0
40 à 44 ans	41,5	38,8	23,6	23,2
45 à 50 ans	36,7	35,5	17,9	18,4
Avec le même employeur	44,3	40,5	27,4	25,8
Entreprise de 1 à 19 employés	32,9	29,4	16,4	15,0
Entreprise de 20 à 99 employés	46,2	39,9	21,7	19,5
Entreprise de 100 à 499 employés	48,5	47,0	26,3	28,2
Entreprise de 500 employés ou plus	55,4	53,3	35,0	35,3
Ayant changé d'employeur	45,2	43,5	26,1	27,0
Entreprise plus grande	54,2	51,9	30,3	31,0
Entreprise plus petite	35,9	36,0	19,7	21,1
Entreprise du même groupe de taille	43,1	40,7	26,6	27,0
Dans la même industrie	45,2	41,9	26,7	25,9
1. Primaire et construction	40,5	39,8	21,1	22,4
2. Fabrication	56,1	53,3	26,0	27,4
3. Services de distribution	52,9	50,5	37,9	37,5
4. Services aux entreprises	53,9	51,6	35,2	36,5
5. Services de consommation	30,5	26,3	10,5	10,8
6. Services publics	51,2	49,7	38,4	37,3
Ayant changé d'industrie	44,9	44,0	26,3	28,0
De 1-5 à 6	54,3	54,2	40,3	39,3
De 1-2 à 6	47,8	48,0	30,3	28,2
De 5 à 6	49,6	47,9	29,9	28,7
De 5 à 3-4	46,6	44,7	25,1	27,2
De 1-2 à 3-4	45,9	43,4	28,2	30,3
De 2 à 3-4	49,1	45,7	30,0	29,9
De 1-4 à 5	30,7	27,6	13,3	14,5
Type de cessation d'emploi				
Démission permanente	46,4	46,8	25,6	28,0
Mise à pied permanente	37,2	36,8	16,0	20,4
Autre départ permanent	47,2	43,7	27,8	27,0

Source : Fichier longitudinal des travailleurs

* L'échantillon se rapporte aux travailleurs qui avaient de faibles gains (mais positifs) dans l'année t et des gains positifs dans l'année t+4. Le tableau indique le pourcentage de l'ensemble des travailleurs touchant de faibles gains dans l'année t qui se sont tirés de cette situation dans l'année t+4.

Parmi les travailleurs qui avaient changé d'industrie, ceux dont le nouvel emploi était dans les services de consommation étaient beaucoup moins susceptibles que les autres d'échapper aux faibles gains. Cela est sans doute le reflet des salaires relativement faibles qui sont versés dans cette industrie. Par contre, les travailleurs qui étaient passés dans les services publics et qui provenaient des autres industries avaient assez bien réussi à se sortir de cette situation.

Un autre facteur qui avait de l'importance était la question de savoir si les travailleurs avaient été mis à pied de façon permanente ou avaient quitté volontairement leur emploi. Comme on pouvait s'y attendre, les travailleurs peu rémunérés qui avaient laissé leur emploi avaient de meilleures chances d'échapper aux faibles gains.

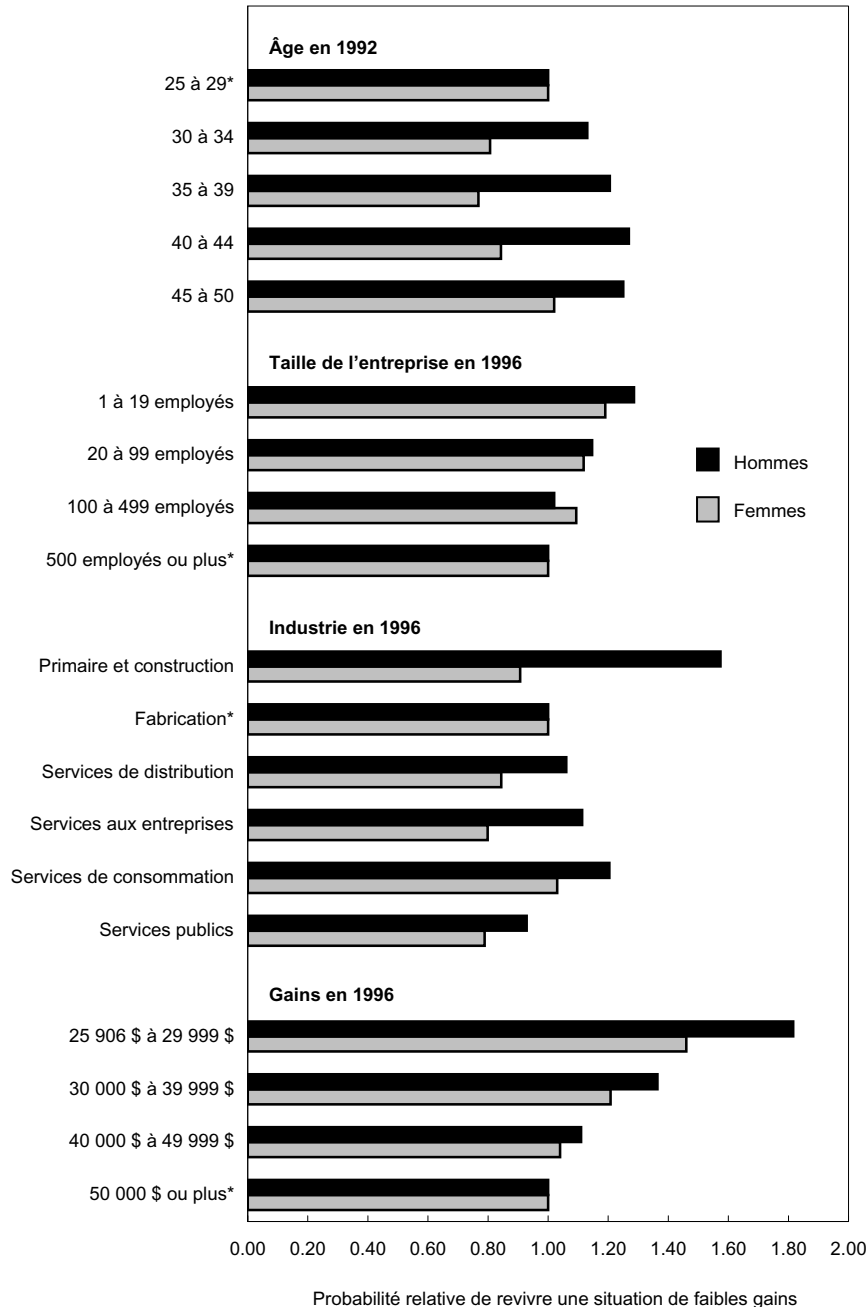
Retour aux faibles gains

Si une proportion importante de travailleurs ont réussi à échapper aux faibles gains au cours d'une période de quatre ans, environ un quart d'entre eux sont retournés au bas de l'échelle quatre ans plus tard (tableau 4). Chose peu surprenante, la probabilité de retourner au bas de l'échelle augmente en période de récession. Par exemple, 35 % des travailleurs peu rémunérés de sexe masculin âgés de 25 à 50 ans qui avaient échappé aux faibles gains entre 1985 et 1989 étaient redescendus au moins une fois au bas de l'échelle entre 1990 et 1993, période qui inclut la récession de 1990 à 1992. En revanche, seulement 24 % de leurs homologues qui avaient échappé aux faibles gains entre 1992 et 1996 étaient retournés au bas de l'échelle entre 1997 et 2000¹⁰.

Quels travailleurs sont les plus susceptibles de revivre une situation de faibles gains? Pour répondre à cette question, on a réalisé des analyses multivariées distinctes pour les hommes et les femmes qui ont échappé aux faibles gains entre 1992 et 1996¹¹.

La probabilité varie selon l'âge. Les hommes de 35 ans ou plus qui avaient quitté le bas de l'échelle salariale entre 1992 et 1996 étaient au moins 1,2 fois plus susceptibles que ceux de 25 à 29 ans d'y retourner (graphique B). En revanche, les femmes de 30 à 44 ans étaient moins susceptibles de se trouver dans cette situation que celles âgées de 25 à 29 ans. Le niveau de risque relativement élevé qui a été observé chez les femmes de 25 à 29 ans (en 1992) est probablement attribuable en partie au fait que certaines d'entre elles ont quitté leur emploi pour prendre un congé de maternité alors qu'elles avaient de 30 à 34 ans, c'est-à-dire entre 1997 et 2000.

Graphique B : Probabilité relative de revivre une situation de faibles gains — travailleurs échappant aux faibles gains entre 1992 et 1996



Source : Fichier longitudinal des travailleurs
* Groupe de référence

La probabilité varie également selon la taille de l'entreprise. Les personnes qui travaillaient dans de petites entreprises étaient au moins 1,2 fois plus susceptibles de retourner au bas de l'échelle que celles au service de grandes entreprises. Cette différence est sans doute attribuable en partie aux taux plus élevés de mises à pied permanentes et de faillites parmi les petites entreprises.

Comme on pouvait s'y attendre, la probabilité de retourner en situation de faibles gains diminue à mesure que le revenu d'emploi augmente. Les employés qui avaient échappé aux faibles gains mais qui gagnaient moins de 30 000 dollars en 1996 couraient un risque beaucoup plus grand — au moins 1,5 fois plus élevé — de revivre une situation de faibles gains que les travailleurs touchant 50 000 dollars ou plus. Cet écart peut s'expliquer en partie au fait que les jeunes travailleurs très scolarisés — bon nombre d'entre eux pouvant gagner 50 000 \$ ou plus après avoir échappé aux faibles gains — sont moins susceptibles d'être mis à pied que les autres travailleurs, et donc moins susceptibles de retourner au bas de l'échelle salariale.

Même après la prise en compte de l'âge, de la taille de l'entreprise et des gains, des écarts importants quant au risque de retourner au bas de l'échelle salariale subsistaient entre les industries, tout particulièrement chez les hommes. Ces derniers étaient 1,6 fois plus susceptibles de revivre une situation de faibles gains s'ils travaillaient dans une industrie primaire ou dans la construction que s'ils œuvraient dans le secteur de la fabrication. La différence est vraisemblablement attribuable en partie au caractère saisonnier relativement prononcé

Tableau 4 : Travailleurs revivant une situation de faibles gains*

	Âge au début de la période					
	25-50	25-29	30-34	35-39	40-44	45-50
Hommes	%					
1983-1987	28,2	25,2	26,6	29,9	33,4	36,3
1984-1988	31,3	27,4	31,3	33,1	36,3	41,1
1985-1989	34,7	30,9	33,6	37,9	40,7	43,3
1986-1990	32,3	29,0	30,7	36,3	38,9	38,6
1987-1991	29,3	25,2	29,0	33,9	35,0	37,8
1988-1992	26,8	22,9	25,3	30,9	29,7	41,6
1989-1993	24,6	22,6	23,9	26,1	28,2	29,8
1990-1994	25,1	23,0	23,4	28,0	26,6	33,6
1991-1995	24,9	22,4	26,1	27,1	25,2	28,1
1992-1996	23,5	21,3	23,1	22,9	26,8	28,9
1993-1997	23,1	19,9	24,2	25,1	24,1	26,5
1994-1998	23,2	19,1	24,5	25,4	26,2	26,1
Femmes						
1983-1987	30,4	34,7	27,9	29,2	26,7	31,1
1984-1988	30,7	34,6	29,1	26,2	29,9	34,4
1985-1989	30,9	35,6	29,8	26,6	26,7	35,9
1986-1990	30,5	37,2	28,3	24,6	28,9	31,2
1987-1991	28,0	34,6	26,0	23,7	24,8	27,4
1988-1992	29,0	35,3	26,4	23,2	29,1	29,9
1989-1993	27,5	36,3	23,7	21,6	24,8	29,9
1990-1994	29,6	35,6	28,3	25,1	27,3	30,4
1991-1995	29,1	35,0	27,3	26,0	26,6	28,2
1992-1996	26,9	35,6	22,3	20,8	26,7	27,8
1993-1997	26,6	31,5	26,3	22,5	23,4	28,3
1994-1998	27,0	35,1	23,6	22,3	23,2	30,2

Source : banque de Données administratives longitudinales

* Le tableau indique le pourcentage de travailleurs qui se sont tirés d'une situation de faibles gains au cours d'une période de quatre ans mais qui y sont retournés dans les quatre années suivantes.

de l'industrie de la construction et aux risques élevés de mises à pied temporaires qui y sont associés. En revanche, les personnes qui travaillaient dans les services publics étaient moins susceptibles que celles du secteur de la fabrication de retourner au bas de l'échelle salariale.

Résumé

Entre un tiers et la moitié des hommes peu rémunérés au cours d'une année donnée avaient réussi à échapper aux faibles gains quatre ans plus tard. Dans le cas des femmes, la proportion variait entre 15 % et 35 %. Les chances de se tirer de cette situation diminuent lors d'une récession et augmentent en période d'expansion. Chose plus importante, malgré une hausse du niveau de scolarité, les personnes peu rémunérées n'étaient généralement pas plus susceptibles d'échapper à leur situation dans les années 1990 que dans les années 1980. En outre, celles qui avaient réussi à quitter le bas de l'échelle salariale n'avaient généralement pas bénéficié d'une croissance supérieure des gains.

Les travailleurs les plus susceptibles de quitter le bas de l'échelle salariale étaient les jeunes, les employés des grandes entreprises, les personnes qui avaient changé d'employeur et celles qui étaient passées dans une entreprise plus grande ou dans les services publics. En revanche, les chances d'échapper aux faibles gains étaient relativement faibles chez les travailleurs âgés de 45 à 50 ans, chez les employés des petites entreprises et chez les personnes qui étaient passées dans une entreprise plus petite ou dans le secteur des services de consommation.

Les personnes qui ont quitté le bas de l'échelle salariale ne sont pas toutes restées au-dessus du seuil de faibles gains. Même dans les périodes d'expansion, au moins un quart des hommes et des femmes qui avaient quitté le bas de l'échelle salariale au cours d'une période de quatre ans y sont retournés au cours de la période suivante. Tout comme l'âge et le revenu d'emploi, la taille de l'entreprise et l'industrie influent sur la probabilité de retourner au bas de l'échelle salariale. Au moins 25 % des travailleurs peu rémunérés qui avaient échappé aux faibles gains sont redescendus au bas de l'échelle salariale, ce qui semble indiquer que bon nombre de personnes peu rémunérées connaissent une instabilité marquée des gains.

Perspective

Notes

1 Entre 1990 et 2000, les hommes nés au Canada qui étaient âgés de 25 à 34 ans, avaient d'un diplôme d'études secondaires et travaillaient à plein temps dans le secteur privé ont vu leurs gains hebdomadaires médians chuter de 11 %. Chez leurs homologues de sexe féminin, la baisse correspondait à 3 %. Ces chiffres sont tirés des recensements de la population de 1991 et de 2001.

2 Morissette et Bérubé (1996) sont les seuls au Canada à avoir déjà essayé d'étudier les tendances liées au fait de se tirer d'une situation de faibles gains. Cependant, comme leur analyse couvrait uniquement la période de 1976 à 1992, elle ne permet pas de comparer les tendances récentes relatives à la mobilité avec celles qui ont été observées dans les années 1980. Par contre, Beach et Finnie (1998) ont utilisé la banque de Données administratives longitudinales pour étudier une question plus générale, à savoir la mesure dans laquelle les travailleurs se situant à divers échelons de la répartition des gains ont connu une mobilité ascendante ou descendante au cours de la période de 1982 à 1994. Utilisant des matrices de transition, ils fournissent des données descriptives concernant la capacité des travailleurs de franchir divers seuils de gains au cours de périodes de 6 ans ou de 12 ans. Contrairement aux études précitées, leur population susceptible de connaître une mobilité ascendante incluait non seulement les travailleurs ayant des gains relativement faibles, mais aussi les travailleurs à rémunération moyenne et ceux dont les gains étaient assez élevés. Ils sont arrivés à la conclusion que la probabilité de mobilité ascendante a diminué chez les hommes mais augmenté chez les femmes entre les années 1980 et le début des années 1990.

3 L'âge, le sexe et la province de résidence sont tirés des fichiers T1. Les salaires et traitements annuels sont tirés des fichiers T4. Les motifs de cessation d'emploi sont tirés des fichiers des RE. L'industrie, la taille de l'entreprise et le caractère permanent d'une cessation d'emploi proviennent du PALE.

4 Beach et Finnie (1998) estiment que les problèmes associés aux numéros d'assurance sociale touchent environ 4 % des personnes dans une année donnée.

5 Comme les données administratives utilisées dans cet article ne fournissent pas de renseignements concernant les semaines travaillées ou les heures travaillées par semaine, il est impossible de déterminer si les personnes qui quittent le bas de l'échelle salariale le font parce qu'elles travaillent un plus grand nombre d'heures par semaine ou un plus grand nombre de semaines par année, ou parce qu'elles gagnent un salaire plus élevé.

6 Ces conclusions valent dans le cas de régressions logistiques après la prise en compte de l'âge, de l'âge au carré, de la province, des gains dans l'année t , et d'un vecteur des effets relatifs à la période. Les régressions ont été faites séparément pour les hommes et les femmes dans chaque groupe d'âge.

7 Selon une autre optique, les chances des travailleurs peu rémunérés d'échapper aux faibles gains augmenteraient uniquement si leur niveau de scolarité s'était accru par rapport à celui des autres travailleurs. Cependant, puisque les chances de se tirer de cette situation n'ont pas augmenté chez les hommes peu rémunérés, malgré leur niveau de scolarité accru, la mobilité ascendante doit avoir fléchi dans certaines catégories du niveau de scolarité.

8 Étant donné que ni la banque DAL ni le FLT ne contiennent de renseignements sur les heures de travail, il est impossible d'évaluer la mesure dans laquelle la croissance des gains est attribuable au fait de passer d'un emploi à temps partiel à un emploi à plein temps.

9 Il est possible qu'elles choisissent des emplois à un lieu plus rapproché de la maison ou de l'école, des emplois à temps partiel dont les heures concordent avec les heures d'école des enfants, ou des emplois qui exigent relativement peu d'heures de travail mais offrent peu de possibilités d'avancement.

10 Les travailleurs qui sont retournés en situation de faibles gains sont ceux dont le salaire ou le traitement annuel était positif mais inférieur à 23 551 \$ (en dollars de 2001) au moins une fois entre l'année $t+4$ et l'année $t+8$.

11 On a procédé à des régressions logistiques distinctes pour ces hommes et ces femmes. La variable dépendante est égale à 1 pour les travailleurs qui sont retournés au bas de l'échelle salariale au moins une fois entre 1997 et 2000, et à 0 pour les autres. Les variables explicatives sont présentées au graphique B. Les probabilités relatives associées à un groupe donné de variables (par exemple, l'âge en 1992) sont calculées en établissant toutes les autres variables explicatives selon leur valeur moyenne.

■ Documents consultés

BEACH, Charles, et Ross FINNIE. « Earnings mobility 1982-1994: Women gaining ground and lower paid males slipping », *Canadian Business Economics*, novembre 1998, vol. 6, n° 4, p. 3 à 25.

DROLET, Marie, et René MORISSETTE. *La mobilité ascendante des bas salariés au Canada : 1993-1995*, n° 75F0002MIF1998007 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 1998, série de documents de recherche sur le revenu.

JANZ, Teresa. *Les emplois peu rémunérés et l'ascension professionnelle*, n° 75F0002MIF2004003 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 2004, série de documents de recherche sur le revenu.

MORISSETTE, René. « Canadian jobs and firm size: Do smaller firms pay less? », *Revue canadienne d'économique*, février 1993, vol. 26, n° 1, p. 159 à 174.

MORISSETTE, René, et Charles BÉRUBÉ. *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada*, n° 11F0019MIF1996094 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 1996, n° 94, série de documents de recherche de la Direction des études analytiques.



PERSPECTIVE

Supplément : Absences du travail

Il existe plusieurs genres d'absence. Certaines, comme les vacances annuelles, sont généralement considérées bénéfiques, tant pour l'organisation que pour l'employé. Puisqu'elles sont habituellement prévues, leur incidence sur l'organisation peut être absorbée assez facilement; on peut dire la même chose des jours fériés. D'autres absences, comme celles attribuables à la maladie et aux obligations familiales, sont généralement inévitables, tout comme celles causées par le mauvais temps.

L'« absentéisme » — un terme utilisé pour décrire les absences évitables, habituelles ou imprévues — constitue une source d'irritation pour les employeurs et les collègues de travail. Ces absences perturbent le calendrier de travail et la production, et entraînent des coûts pour l'organisation et l'économie dans son ensemble.

Bien que l'absentéisme soit généralement considéré comme un problème, il n'est pas un phénomène facile à quantifier. La ligne de démarcation entre les absences évitables et inévitables est difficile à tracer, et l'absentéisme est souvent déguisé en absence légitime. L'Enquête sur la population active (EPA) permet de mesurer le temps perdu pour cause de « raisons personnelles », c'est-à-dire la maladie ou l'incapacité, et les obligations personnelles ou familiales. Cependant, à l'intérieur de ces catégories, il est impossible de déterminer si une absence est évitable ou imprévue. Toutefois, on peut analyser les données de l'EPA sur les absences pour motifs personnels afin de déterminer les comportements ou les tendances qui démontrent l'incidence de l'absentéisme (voir *Source des données et définitions*).

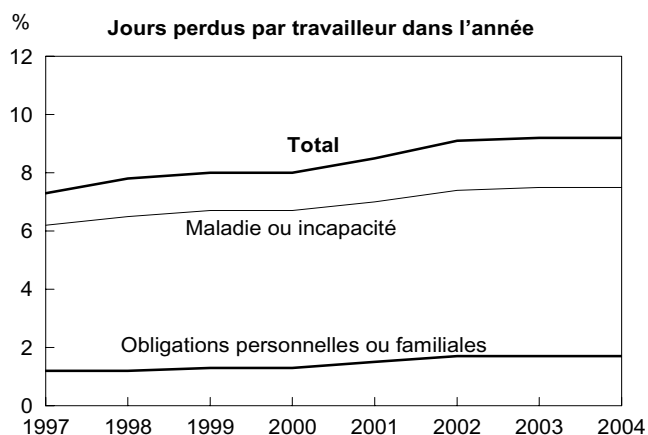
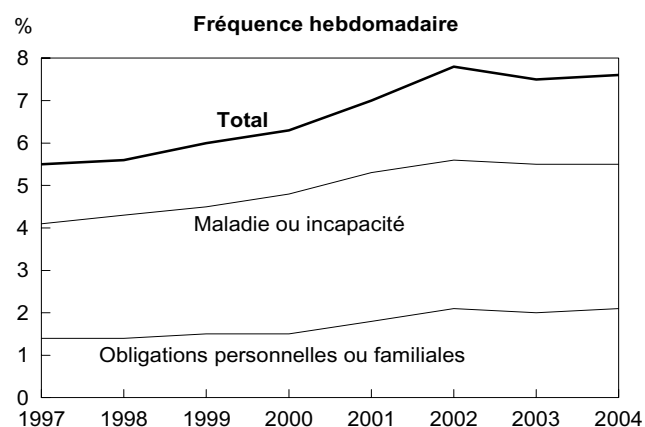
Tendances récentes — 1997 à 2004

Les estimations tirées de l'Enquête sur la population active démontrent une tendance soutenue à la hausse au chapitre de la fréquence des absences du travail et du temps perdu pour des raisons personnelles (maladie ou incapacité, et autres obligations personnelles et familiales) entre 1997 et 2002, suivie d'une stabilisation¹. Plusieurs facteurs ont alimenté la tendance à la hausse, notamment le vieillissement de la main-d'œuvre, la part croissante des femmes dans la main-d'œuvre et tout particulièrement les mères de jeunes enfants, le stress élevé chez les travailleurs², et la prédominance accrue de généreux congés de maladie et de congés pour obligations familiales en milieu de travail (graphique).

Au cours d'une semaine moyenne en 1997, si l'on exclut les femmes en congé de maternité, environ 5,5 % (480 000) de tous les employés à temps plein occupant un seul emploi étaient absents du travail toute la semaine ou une partie de celle-ci pour des raisons personnelles. En 2004, ce pourcentage a atteint 7,6 % (801 000) (tableau 1). Le temps total de travail perdu pour ces raisons a également augmenté de façon soutenue, passant de 2,9 % du temps de travail hebdomadaire prévu en 1997 à 3,7 % en 2004. Extrapolé pour toute l'année, le temps de travail perdu pour des raisons personnelles s'est accru, passant d'un équivalent de 7,3 jours par travailleur en 1997 à 9,2 jours en 2004.

Pour plus de renseignements, on peut communiquer avec Ernest B. Akyeampong, Division de l'analyse des enquêtes auprès des ménages et sur le travail, au (613) 951-4624 ou à perspective@statcan.ca.



Graphique : Taux d'absence du travail, 1997 à 2004

Source : Enquête sur la population active

Variations du taux d'absence en 2004

L'absence attribuable aux raisons personnelles varie parmi les divers groupes de travailleurs. Plusieurs facteurs jouent un rôle. Parmi les principaux, il y a notamment les conditions de travail (par exemple, l'environnement physique, le niveau de stress de l'emploi, les relations employeur-employé, les dispositions en matière de convention collective, les horaires de travail); l'existence de structures communautaires adéquates et abordables telles que les garderies et le transport en commun; les circonstances familiales, particulièrement la présence d'enfants d'âge préscolaire et d'autres membres de la famille à charge; et la santé physique du travailleur,

un facteur étroitement lié à l'âge. Mesurer l'incidence de ces facteurs et d'autres facteurs influents n'est pas facile puisque plusieurs d'entre eux ne sont pas pris en compte dans l'EPA. Cependant, l'examen des absences personnelles en 2004 selon certaines caractéristiques démographiques, la profession et l'industrie, de même que selon d'autres attributs tels que l'affiliation syndicale et la situation d'emploi, permet d'en savoir davantage.

Différences démographiques

En 2004, en excluant les femmes en congé de maternité, environ 7,6 % (801 000) des employés à temps plein se sont absentes de leur travail pour des raisons personnelles chaque semaine : 5,5 % en raison d'une maladie ou d'une incapacité, et 2,1 % en raison d'obligations personnelles ou familiales (tableau 2). Par conséquent, les employés à temps plein ont perdu environ 3,7 % de leur temps de travail chaque semaine.

En moyenne, chaque employé à temps plein a perdu 9,2 jours au cours de l'année pour des raisons personnelles (environ 7,5 en raison d'une maladie ou d'une incapacité, et 1,7 en raison d'obligations personnelles ou familiales). Au total, les employés à temps plein ont perdu environ 96,5 millions de journées de travail pour des raisons personnelles en 2004.

En moyenne, les hommes travaillant à temps plein ont perdu moins de jours (8,0, ou 6,4 en raison d'une maladie ou d'une incapacité plus 1,6 en raison d'obligations personnelles ou familiales) que les femmes travaillant à temps plein (10,9, ou 9,0 plus 1,9).

La présence d'enfants d'âge préscolaire exerce une forte influence sur les absences du travail pour cause d'obligations personnelles ou familiales. En 2004, par exemple, les employés à temps plein dont la famille comptait au moins un enfant d'âge préscolaire ont perdu en moyenne 4,4 jours, comparativement à seulement 1,3 jour dans le cas des travailleurs dont la famille n'en comptait pas.

La prévalence croissante des congés pour obligations familiales en milieu de travail, la prolongation des prestations parentales de l'assurance-emploi³ et la participation accrue des pères aux soins à donner aux enfants semblent avoir supprimé l'écart qui existait entre les sexes concernant les absences du travail en raison d'obligations personnelles ou familiales. En 1997, les femmes qui avaient des enfants d'âge préscolaire et qui travaillaient à temps plein ont perdu 4,2 jours en

raison de telles obligations, par rapport à 1,8 jour chez leurs homologues masculins. En 2004, l'écart était presque inexistant (4,5 jours pour les femmes contre 4,3 pour les hommes).

Le nombre de jours de travail perdus en raison d'une maladie ou d'une incapacité tendait à augmenter avec l'âge, passant d'une moyenne de 5,2 jours chez les jeunes (de 15 à 19 ans) à 11,1 jours pour les employés à temps plein de 55 à 64 ans.

Industrie et secteur

Les taux d'absence du travail varient selon le secteur (public ou privé) et l'industrie, la différence provenant essentiellement des absences liées à une maladie ou à une incapacité (tableau 3). Les facteurs qui contribuent à ces variations comprennent la nature et les exigences de l'emploi, la répartition des hommes et des femmes dans la main-d'œuvre, et le taux de syndicalisation — ce dernier étant un facteur déterminant de la présence ou du manque de congés de maladie et de congés pour obligations familiales payés.

Les employés à temps plein du secteur public (plus susceptibles d'être syndiqués ou d'être des femmes) ont perdu plus de temps de travail en 2004 pour des raisons personnelles (environ 12,0 jours en moyenne) que leurs homologues du secteur privé (8,4 jours).

Au niveau des groupes de base (à deux chiffres) des industries, les employés ayant perdu le plus de jours de travail ont été ceux des services de soins de santé et de l'assistance sociale (14,4 jours), du transport et de l'entreposage (11,1), et des administrations publiques (10,9).

Les moyennes les plus basses ont été enregistrées par les travailleurs à temps plein des services professionnels, scientifiques et techniques (5,6 jours) et de la construction (7,2).

Profession

Les facteurs associés aux taux d'absence selon la profession sont semblables à ceux liés à l'industrie (tableau 4). Encore une fois, selon les groupes de base des industries, les différences découlent principalement du temps perdu en raison d'une maladie ou d'une incapacité.

Les employés à temps plein des professions liées à la santé (15,0) et des professions du secteur de la production (12,6), ont enregistré le plus de jours perdus en 2004.

Les travailleurs dans les postes de gestion (5,3), dans les sciences naturelles et appliquées (6,3) et dans les postes touchant la culture et les loisirs (7,5) ont affiché le moins de jours perdus.

Affiliation syndicale, situation d'emploi, taille du lieu de travail et durée d'occupation de l'emploi

Les travailleurs à temps plein qui étaient syndiqués ou assujettis à une convention collective ont perdu en moyenne presque 80 % plus de jours de travail en 2004 pour des raisons personnelles que leurs homologues non syndiqués (13,1 comparativement à 7,3) (tableau 5).

Les travailleurs qui considéraient que leur emploi était permanent (et donc qui étaient plus susceptibles d'être syndiqués) ont perdu plus de jours de travail (9,4) que ceux qui ne considéraient pas leur emploi permanent (7,4).

Le nombre de jours perdus avait tendance à augmenter selon la taille du lieu de travail, passant du niveau inférieur de 7,4 dans les lieux de travail comptant moins de 20 employés (entreprises plus susceptibles d'enregistrer un faible taux de syndicalisation) à plus de 10,0 dans les lieux de travail comptant 100 employés et plus (entreprises plus susceptibles de connaître un taux élevé de syndicalisation).

Le nombre de jours perdus avait tendance à croître selon la durée d'occupation de l'emploi, presque toutes les différences découlant du temps perdu en raison d'une maladie ou d'une incapacité. Le nombre passait d'une moyenne de 6,6 jours chez les personnes qui avaient occupé leur emploi pendant un an ou moins, à plus de 10,0 jours chez celles qui avaient occupé leur emploi pendant plus de neuf ans (ce dernier groupe étant susceptible d'être plus âgé).

Province et RMR

Les niveaux d'absence du travail variaient selon la région géographique (tableau 6), la plus grande part des écarts découlant encore du temps perdu en raison d'une maladie ou d'une incapacité.

Les employés à temps plein en Nouvelle-Écosse et au Québec ont perdu le plus de temps de travail en 2004 (11,0 et 10,8 jours). Ceux à l'Île-du-Prince-Édouard (7,6) et en Alberta (7,5) en ont perdu le moins.

Dans les régions métropolitaines de recensement, les travailleurs de St. John's, Saguenay, Gatineau, Thunder Bay et Saskatoon ont perdu le plus de jours de travail (en moyenne, 10,5 jours ou plus par travailleur à temps plein). Ceux de Kingston, Toronto, Hamilton, Kitchener-Waterloo, Calgary et Edmonton ont perdu le moins de temps (en moyenne, moins de 8,0 jours par travailleur à temps plein).

Perspective

■ **Notes**

1 À partir de 1997, on a utilisé le questionnaire remanié de l'Enquête sur la population active.

2 Pour plus de renseignements, voir Margot Shields, « Stress, santé et bienfaits du soutien social », *Rapports sur la santé*, n° 82-003-XIF au catalogue de Statistique Canada, janvier 2004, vol. 15, n° 1.

Voir également Cara Williams, « Sources de stress en milieu de travail », *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, édition en ligne de juin 2003, vol. 4, n° 6.

3 En décembre 2000, à la suite des modifications au Règlement sur l'assurance-emploi, la durée des prestations parentales est passée de 10 à 35 semaines. Ces 35 semaines peuvent être allouées à un seul parent (admissible) ou être partagées entre les deux parents (admissibles).

Tableau 1 : Taux d'absence chez les travailleurs rémunérés à temps plein selon le sexe de 1997 à 2004, à l'exclusion du congé de maternité

	Fréquence*			Inactivité**			Jours perdus par travailleur dans l'année†		
	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales
		%			%		jours		
Les deux sexes									
1997	5,5	4,1	1,4	2,9	2,5	0,5	7,3	6,2	1,2
1998	5,6	4,3	1,4	3,1	2,6	0,5	7,8	6,5	1,2
1999	6,0	4,5	1,5	3,2	2,7	0,5	8,0	6,7	1,3
2000	6,3	4,8	1,5	3,2	2,7	0,5	8,0	6,7	1,3
2001	7,0	5,3	1,8	3,4	2,8	0,6	8,5	7,0	1,5
2002	7,8	5,6	2,1	3,6	3,0	0,7	9,1	7,4	1,7
2003	7,5	5,5	2,0	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
2004	7,6	5,5	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
Hommes									
1997	4,6	3,4	1,2	2,5	2,1	0,4	6,2	5,3	0,9
1998	4,9	3,7	1,2	2,7	2,3	0,4	6,8	5,8	1,0
1999	5,2	3,8	1,3	2,8	2,4	0,4	7,0	5,9	1,1
2000	5,5	4,1	1,4	2,8	2,4	0,4	7,0	5,9	1,1
2001	6,1	4,6	1,6	3,1	2,5	0,5	7,6	6,3	1,3
2002	6,7	4,8	1,9	3,2	2,6	0,6	8,0	6,5	1,6
2003	6,5	4,7	1,8	3,3	2,6	0,6	8,2	6,6	1,5
2004	6,6	4,6	2,0	3,2	2,6	0,7	8,0	6,4	1,6
Femmes									
1997	6,7	5,0	1,7	3,6	3,0	0,6	9,0	7,5	1,5
1998	6,7	5,1	1,6	3,7	3,1	0,6	9,1	7,7	1,5
1999	7,1	5,3	1,8	3,8	3,2	0,6	9,5	7,9	1,6
2000	7,5	5,7	1,8	3,8	3,2	0,6	9,4	7,9	1,5
2001	8,2	6,2	2,0	3,9	3,2	0,7	9,8	8,0	1,8
2002	9,2	6,7	2,4	4,3	3,5	0,8	10,7	8,7	1,9
2003	8,9	6,6	2,3	4,3	3,5	0,8	10,7	8,8	1,9
2004	8,9	6,6	2,3	4,3	3,6	0,7	10,9	9,0	1,9

Source : Enquête sur la population active

* Nombre de travailleurs absents divisé par l'ensemble des travailleurs.

** Nombre d'heures d'absence divisé par le nombre d'heures habituellement travaillées.

† Taux d'inactivité multiplié par le nombre de jours de travail dans une année (250).

Tableau 2 : Taux d'absence chez les travailleurs rémunérés à temps plein selon le sexe, l'âge, le niveau de scolarité et la présence d'enfants en 2004, à l'exclusion du congé de maternité

Âge	Fréquence*			Inactivité**			Jours perdus par travailleur dans l'année†		
	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales
		%	%		%	jours			
Les deux sexes	7,6	5,5	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
15 à 19 ans	6,7	5,1	1,6	2,6	2,1	0,5	6,6	5,2	1,4
20 à 24 ans	6,6	4,5	2,1	2,6	1,9	0,7	6,4	4,7	1,7
25 à 34 ans	7,8	5,3	2,5	3,2	2,4	0,8	8,1	6,1	2,0
35 à 44 ans	7,9	5,5	2,4	3,8	3,0	0,8	9,4	7,5	1,9
45 à 54 ans	7,5	5,7	1,8	4,0	3,4	0,6	9,9	8,5	1,4
55 à 64 ans	8,2	6,6	1,6	5,0	4,4	0,6	12,5	11,1	1,4
65 ans et plus	5,8	4,6	F	3,5	2,9	F	8,7	7,3	F
Hommes	6,6	4,6	2,0	3,2	2,6	0,7	8,0	6,4	1,6
15 à 19 ans	6,3	4,8	1,5	2,5	2,0	0,5	6,3	5,1	1,2
20 à 24 ans	6,2	4,2	2,0	2,4	1,8	0,6	5,9	4,4	1,5
25 à 34 ans	6,7	4,3	2,4	2,8	2,0	0,8	7,0	4,9	2,1
35 à 44 ans	6,7	4,6	2,1	3,2	2,5	0,7	8,0	6,2	1,7
45 à 54 ans	6,5	4,8	1,7	3,5	3,0	0,5	8,8	7,5	1,3
55 à 64 ans	7,1	5,6	1,5	4,4	3,9	0,5	11,0	9,7	1,3
65 ans et plus	5,7	4,6	F	3,2	2,7	F	7,9	6,7	F
Femmes	8,9	6,6	2,3	4,3	3,6	0,7	10,9	9,0	1,9
15 à 19 ans	7,2	5,6	1,6	2,8	2,1	0,6	7,0	5,4	1,6
20 à 24 ans	7,2	5,0	2,2	2,8	2,1	0,8	7,1	5,2	1,9
25 à 34 ans	9,2	6,6	2,5	3,9	3,1	0,8	9,7	7,8	1,9
35 à 44 ans	9,4	6,7	2,7	4,6	3,7	0,8	11,4	9,3	2,1
45 à 54 ans	8,7	6,7	2,0	4,5	3,9	0,7	11,4	9,7	1,7
55 à 64 ans	9,8	8,0	1,7	5,9	5,3	0,6	14,8	13,2	1,6
65 ans et plus	F	F	F	F	F	F	F	F	F
Niveau de scolarité									
Les deux sexes	7,6	5,5	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
Moins d'une 9 ^e année	8,7	6,7	2,0	5,1	4,5	0,6	12,7	11,1	1,6
Études secondaires partielles	8,6	6,6	2,0	4,6	3,9	0,7	11,6	9,9	1,7
Diplôme d'études secondaires	7,5	5,5	2,0	3,7	3,1	0,6	9,3	7,7	1,6
Études postsecondaires partielles	8,0	5,6	2,5	3,7	2,9	0,8	9,3	7,4	1,9
Diplôme ou certificat d'études postsecondaires	7,9	5,7	2,2	3,8	3,1	0,7	9,5	7,8	1,8
Grade universitaire	6,7	4,6	2,1	2,8	2,1	0,7	7,0	5,2	1,7
Présence d'enfants									
Les deux sexes	7,6	5,5	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
Avec enfants	8,2	5,5	2,7	3,9	3,0	0,9	9,9	7,6	2,3
D'âge préscolaire (moins de 5 ans)	9,3	5,2	4,2	4,1	2,4	1,7	10,4	6,0	4,4
5 à 12 ans	8,3	5,7	2,6	3,8	3,1	0,7	9,4	7,7	1,7
13 ans et plus	7,4	5,6	1,8	4,0	3,4	0,6	9,9	8,5	1,4
Sans enfant	7,2	5,5	1,7	3,5	3,0	0,5	8,7	7,4	1,3

Source : Enquête sur la population active

* Nombre de travailleurs absents divisé par l'ensemble des travailleurs.

** Nombre d'heures d'absence divisé par le nombre d'heures habituellement travaillées.

† Taux d'inactivité multiplié par le nombre de jours de travail dans une année (250).

Tableau 3 : Taux d'absence chez les travailleurs rémunérés à temps plein selon l'industrie et le secteur en 2004, à l'exclusion du congé de maternité

	Fréquence*			Inactivité**			Jours perdus par travailleur dans l'année†		
	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales
		%	%		jours				
Ensemble des industries	7,6	5,5	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
Secteur public	9,4	7,1	2,2	4,8	4,0	0,8	12,0	10,0	2,0
Secteur privé	7,1	5,0	2,1	3,4	2,7	0,7	8,4	6,8	1,7
Industries des biens	7,5	5,2	2,3	3,7	3,0	0,7	9,1	7,4	1,7
Industries primaires	5,8	3,9	1,9	3,2	2,4	0,7	7,9	6,1	1,8
Agriculture	6,4	4,0	2,4	2,7	2,0	0,7	6,8	5,1	1,8
Autres	5,5	3,8	1,7	3,3	2,6	0,7	8,3	6,5	1,8
Services publics	7,9	5,8	2,1	4,1	3,5	0,6	10,2	8,8	1,5
Construction	6,2	3,9	2,3	2,9	2,1	0,8	7,2	5,3	1,9
Fabrication	8,1	5,8	2,3	3,9	3,3	0,7	9,9	8,2	1,7
Biens durables	8,3	5,8	2,5	3,9	3,2	0,7	9,9	8,1	1,8
Biens non durables	7,8	5,8	2,0	4,0	3,3	0,6	9,9	8,3	1,6
Industries des services	7,7	5,6	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
Commerce	6,7	4,7	2,0	3,0	2,4	0,6	7,6	6,0	1,6
De gros	6,5	4,2	2,3	2,8	2,0	0,7	6,9	5,1	1,8
De détail	6,7	4,9	1,8	3,2	2,6	0,6	8,0	6,4	1,5
Transport et entreposage	7,6	5,7	2,0	4,4	3,7	0,7	11,1	9,3	1,8
Finance, assurances, immobilier et location	6,9	5,1	1,8	3,1	2,6	0,5	7,8	6,5	1,3
Finance et assurances	7,3	5,5	1,8	3,3	2,8	0,6	8,3	6,9	1,4
Immobilier et location	5,3	3,5	1,8	2,4	2,0	0,4	6,0	4,9	1,1
Professionnels, scientifiques et techniques	6,4	4,2	2,2	2,2	1,6	0,6	5,6	4,1	1,5
Services aux entreprises, services relatifs aux bâtiments et autres services de soutien	8,5	6,3	2,2	3,8	3,2	0,7	9,6	7,9	1,7
Services d'enseignement	7,7	5,7	2,1	3,5	2,8	0,8	8,8	6,9	1,9
Soins de santé et assistance sociale	10,1	8,2	1,9	5,8	5,0	0,8	14,4	12,5	1,9
Information, culture et loisirs	6,8	4,8	2,0	3,1	2,5	0,7	7,8	6,1	1,7
Hébergement et restauration	6,4	4,4	1,9	3,2	2,4	0,7	7,9	6,1	1,8
Autres services	7,1	4,9	2,2	3,0	2,4	0,6	7,6	6,1	1,5
Administrations publiques	9,5	6,8	2,6	4,3	3,5	0,9	10,9	8,6	2,2
Fédérale	11,6	8,2	3,4	5,2	4,0	1,2	13,1	10,1	3,0
Provinciale	8,9	6,8	2,0	3,9	3,3	0,7	9,9	8,2	1,7
Locale et autres	7,3	5,1	2,2	3,6	2,9	0,7	9,0	7,2	1,8

Source : Enquête sur la population active

* Nombre de travailleurs absents divisé par l'ensemble des travailleurs.

** Nombre d'heures d'absence divisé par le nombre d'heures habituellement travaillées.

† Taux d'inactivité multiplié par le nombre de jours de travail dans une année (250).

Tableau 4 : Taux d'absence chez les travailleurs rémunérés à temps plein selon la profession en 2004, à l'exclusion du congé de maternité

	Fréquence*			Inactivité**			Jours perdus par travailleur dans l'année†		
	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales
		%	%		jours				
Ensemble des professions	7,6	5,5	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
Gestion	5,3	3,3	1,9	2,1	1,5	0,6	5,3	3,8	1,5
Affaires, finance et administration	8,4	6,0	2,4	3,6	2,9	0,7	9,0	7,3	1,7
Professionnels	6,5	4,5	2,0	2,6	2,0	0,6	6,6	5,0	1,5
Administration	8,3	5,7	2,6	3,2	2,6	0,7	8,1	6,4	1,7
Personnel de bureau	8,9	6,5	2,4	4,0	3,3	0,7	10,0	8,3	1,8
Sciences naturelles et appliquées	6,7	4,6	2,2	2,5	1,9	0,6	6,3	4,8	1,5
Santé	9,8	8,2	1,7	6,0	5,3	0,7	15,0	13,2	1,8
Professionnels	7,8	6,1	F	3,7	3,3	F	9,3	8,2	F
Sciences infirmières	11,6	9,7	1,9	7,5	6,6	0,9	18,7	16,5	2,3
Personnel technique	7,8	6,6	1,2	4,9	4,3	0,5	12,1	10,8	1,4
Personnel de soutien	10,4	8,6	1,8	6,2	5,5	0,7	15,6	13,8	1,8
Sciences sociales et administration publique	8,4	6,2	2,2	3,9	3,0	0,8	9,7	7,6	2,1
Personnel du droit, des services sociaux et de la religion	9,6	7,1	2,5	4,5	3,5	0,9	11,2	8,9	2,3
Enseignants	7,2	5,4	1,8	3,3	2,6	0,7	8,3	6,4	1,9
Niveaux secondaire et primaire	8,1	6,2	1,9	3,7	2,9	0,8	9,2	7,1	2,1
Autres	5,2	3,6	1,6	2,6	2,0	0,6	6,4	4,9	1,4
Culture et loisirs	7,0	4,9	2,1	3,0	2,2	0,7	7,5	5,6	1,9
Ventes et services	6,9	5,1	1,8	3,5	2,9	0,7	8,8	7,2	1,6
Grossistes	5,5	3,5	2,0	2,2	1,6	0,6	5,5	4,0	1,5
Détaillants	6,5	4,7	1,8	3,1	2,5	0,7	7,8	6,1	1,7
Aliments et boissons	5,8	4,2	1,7	3,0	2,4	0,7	7,5	5,9	1,7
Services de protection	6,6	4,9	1,7	3,8	2,9	0,8	9,4	7,4	2,0
Garderie et soutien à domicile	9,2	7,2	2,0	4,5	3,7	0,8	11,3	9,3	2,0
Voyages et hébergement	8,3	6,5	1,8	4,5	3,9	0,6	11,3	9,7	1,6
Métiers, transport et machinerie	7,4	5,2	2,2	3,9	3,2	0,7	9,7	8,0	1,7
Entrepreneurs et contremaîtres	5,6	3,6	2,0	2,5	1,8	0,7	6,3	4,5	1,8
Métiers de la construction	6,9	4,7	2,2	3,7	2,9	0,8	9,4	7,3	2,1
Autres métiers	7,4	5,2	2,2	3,6	3,0	0,6	9,1	7,6	1,5
Conducteurs de matériel de transport	7,3	5,4	1,9	4,4	3,8	0,7	11,1	9,4	1,7
Aides et manœuvres	8,6	6,2	2,3	4,3	3,6	0,7	10,8	8,9	1,9
Professions du secteur primaire	6,2	4,2	2,0	3,2	2,6	0,6	8,0	6,4	1,6
Professions du secteur de la production	9,5	6,9	2,6	5,0	4,2	0,8	12,6	10,5	2,1
Conducteurs de machines et monteuses	9,3	6,7	2,6	4,8	4,0	0,8	12,1	10,1	2,0
Manœuvres	10,5	8,1	2,4	6,1	5,0	1,0	15,1	12,5	2,6

Source : Enquête sur la population active

* Nombre de travailleurs absents divisé par l'ensemble des travailleurs.

** Nombre d'heures d'absence divisé par le nombre d'heures habituellement travaillées.

† Taux d'inactivité multiplié par le nombre de jours de travail dans une année (250).

Tableau 5 : Taux d'absence chez les travailleurs rémunérés à temps plein selon la taille du lieu de travail, la durée d'occupation de l'emploi, la situation d'emploi et l'affiliation syndicale en 2004, à l'exclusion du congé de maternité

	Fréquence*			Inactivité**			Jours perdus par travailleur dans l'année†		
	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales
	%			%			jours		
Taille du lieu de travail									
Les deux sexes	7,6	5,5	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
Moins de 20 employés	6,5	4,4	2,2	2,9	2,3	0,7	7,4	5,6	1,7
20 à 99 employés	7,6	5,5	2,0	3,6	2,9	0,7	8,9	7,3	1,6
100 à 500 employés	8,2	6,1	2,1	4,2	3,5	0,7	10,4	8,7	1,8
Plus de 500 employés	9,2	7,0	2,2	4,8	4,0	0,8	12,0	10,0	1,9
Durée d'occupation de l'emploi									
Les deux sexes	7,6	5,5	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
1 à 12 mois	6,6	4,4	2,2	2,6	2,0	0,7	6,6	4,9	1,6
Plus de 1 année à 5 années	7,5	5,3	2,2	3,4	2,7	0,7	8,5	6,7	1,8
Plus de 5 années à 9 années	7,9	5,6	2,3	3,9	3,1	0,8	9,7	7,7	2,0
Plus de 9 années à 14 années	8,1	5,9	2,2	4,1	3,3	0,8	10,2	8,3	1,9
Plus de 14 années	8,2	6,4	1,9	4,6	4,0	0,6	11,6	10,1	1,5
Situation d'emploi									
Les deux sexes	7,6	5,5	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
Permanent	7,8	5,6	2,1	3,8	3,1	0,7	9,4	7,7	1,7
Non permanent	6,5	4,3	2,1	2,9	2,2	0,8	7,4	5,5	1,9
Affiliation syndicale									
Les deux sexes	7,6	5,5	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
Syndiqué ou assujéti à une convention collective	9,5	7,4	2,1	5,2	4,5	0,8	13,1	11,1	1,9
Non syndiqué	6,7	4,6	2,1	2,9	2,3	0,7	7,3	5,7	1,6

Source : Enquête sur la population active

* Nombre de travailleurs absents divisé par l'ensemble des travailleurs.

** Nombre d'heures d'absence divisé par le nombre d'heures habituellement travaillées.

† Taux d'inactivité multiplié par le nombre de jours de travail dans une année (250).

Tableau 6 : Taux d'absence chez les travailleurs rémunérés à temps plein selon la province, la région et la région métropolitaine de recensement (RMR) en 2004, à l'exclusion du congé de maternité

	Fréquence*			Inactivité**			Jours perdus par travailleur dans l'année†		
	Total	Obligations		Total	Obligations		Total	Obligations	
		Maladie ou incapacité	personnelles ou familiales		Maladie ou incapacité	personnelles ou familiales		Maladie ou incapacité	personnelles ou familiales
		%			%		jours		
Province et région									
Les deux sexes	7,6	5,5	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
Provinces de l'Atlantique	7,6	5,6	1,9	4,1	3,4	0,7	10,2	8,5	1,7
Terre-Neuve-et-Labrador	7,0	5,4	1,5	4,1	3,5	0,6	10,3	8,8	1,5
Île-du-Prince-Édouard	6,4	4,4	2,0	3,0	2,4	0,6	7,6	6,0	1,6
Nouvelle-Écosse	8,0	5,9	2,1	4,4	3,6	0,7	11,0	9,1	1,9
Nouveau-Brunswick	7,6	5,6	2,0	3,9	3,2	0,7	9,6	8,0	1,7
Québec	8,2	6,2	2,0	4,3	3,8	0,6	10,8	9,4	1,4
Ontario	7,6	5,3	2,3	3,4	2,7	0,8	8,6	6,7	1,9
Prairies	7,5	5,2	2,3	3,4	2,6	0,8	8,4	6,5	1,9
Manitoba	8,6	6,2	2,4	3,9	3,2	0,7	9,8	8,0	1,8
Saskatchewan	8,4	6,0	2,5	4,1	3,2	0,9	10,3	8,0	2,2
Alberta	6,8	4,7	2,1	3,0	2,2	0,8	7,5	5,6	1,9
Colombie-Britannique	6,8	5,2	1,7	3,5	2,9	0,6	8,8	7,3	1,5
RMR									
Les deux sexes	7,6	5,5	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
Ensemble des RMR	7,6	5,5	2,1	3,5	2,9	0,7	8,8	7,1	1,7
St. John's	7,8	6,2	1,6	4,3	3,7	0,6	10,7	9,2	1,5
Halifax	7,7	5,8	2,0	4,0	3,3	0,7	10,0	8,3	1,7
Saint John	7,7	5,5	2,2	4,1	3,4	0,7	10,1	8,4	1,7
Saguenay	7,2	5,8	F	4,2	3,7	F	10,5	9,4	F
Québec	7,9	6,3	1,6	4,0	3,6	0,4	10,1	9,0	1,1
Montréal	8,4	6,3	2,1	4,1	3,6	0,6	10,3	8,9	1,4
Trois-Rivières	6,8	5,3	F	3,5	3,1	F	8,8	7,6	F
Sherbrooke	7,3	5,6	F	4,0	3,6	F	10,1	9,0	F
Gatineau	10,4	8,0	2,4	5,1	4,3	0,8	12,7	10,7	2,0
Ottawa	9,8	6,9	2,9	4,0	3,1	0,9	10,1	7,7	2,4
Kingston	7,0	4,8	F	3,2	2,4	F	7,9	6,0	F
Greater Sudbury / Grand Sudbury	7,7	5,9	F	4,1	3,4	F	10,2	8,5	F
Toronto	7,0	4,8	2,2	3,0	2,3	0,7	7,6	5,8	1,7
Hamilton	7,1	5,1	2,0	3,1	2,4	0,7	7,8	6,0	1,8
St. Catharines-Niagara	7,9	5,7	2,1	3,5	2,9	0,7	8,8	7,2	1,7
London	6,8	4,9	1,9	3,3	2,6	0,7	8,2	6,5	1,6
Windsor	8,1	5,7	2,4	3,9	3,1	0,8	9,8	7,9	2,0
Kitchener-Waterloo	7,4	4,9	2,5	3,0	2,3	0,7	7,6	5,8	1,8
Oshawa	7,8	5,4	2,4	3,6	2,8	0,8	8,9	7,0	2,0
Thunder Bay	8,1	6,0	F	4,4	3,6	F	11,0	8,9	F
Winnipeg	8,8	6,4	2,4	3,8	3,1	0,7	9,4	7,8	1,7
Regina	8,4	6,2	2,2	4,0	3,1	0,9	9,9	7,7	2,2
Saskatoon	8,6	6,1	2,5	4,2	3,3	0,8	10,5	8,4	2,1
Calgary	6,9	4,7	2,2	3,0	2,2	0,8	7,5	5,5	2,0
Edmonton	6,9	5,0	1,9	2,9	2,4	0,6	7,4	5,9	1,5
Abbotsford	7,5	5,7	F	3,8	3,2	F	9,5	8,0	F
Vancouver	6,3	4,8	1,5	3,4	2,8	0,6	8,4	6,9	1,4
Victoria	7,6	5,7	1,9	3,6	2,9	0,7	9,0	7,3	1,7
Hors RMR	7,8	5,5	2,3	4,1	3,3	0,8	10,2	8,2	2,0
Centres urbains	7,9	5,8	2,1	4,0	3,3	0,6	9,9	8,3	1,6

Source : Enquête sur la population active

* Nombre de travailleurs absents divisé par l'ensemble des travailleurs.

** Nombre d'heures d'absence divisé par le nombre d'heures habituellement travaillées.

† Taux d'inactivité multiplié par le nombre de jours de travail dans une année (250).

Source des données et définitions

Dans la présente étude, les données sont fondées sur les moyennes annuelles de l'**Enquête sur la population active** (EPA). Elles portent sur les employés à temps plein qui occupaient un seul emploi. Les travailleurs à temps partiel, les travailleurs autonomes et les travailleurs familiaux non rémunérés sont exclus de l'étude parce que leur horaire de travail leur laisse généralement plus de flexibilité pour s'acquitter de leurs obligations personnelles ou familiales. De même, les personnes cumulant des emplois ne sont pas prises en compte parce qu'il est impossible de déterminer, à partir des données de l'EPA, à quels emplois précis sont associés le temps perdu et la raison des absences. Les femmes en congé de maternité sont également exclues. Certains gestionnaires de ressources humaines excluent de leurs statistiques sur la gestion des présences les personnes en congé de longue durée (plus d'un an) pour cause de maladie ou d'incapacité. Toutefois, Statistique Canada tient compte de ces travailleurs dans ses estimations des absences du travail s'ils se déclarent occupés (c'est-à-dire qu'ils continuent de recevoir une rémunération totale ou partielle de leur employeur). En 2004, la moyenne des personnes occupées qui se sont absentes pour cause de maladie ou d'incapacité de longue durée n'était que de 22 000 au cours d'une semaine normale. Leur exclusion aurait fait passer de 5,5 % à 5,3 % la fréquence des absences hebdomadaires pour cause de maladie ou d'incapacité, de 3,0 % à 2,8 % le taux d'inactivité et de 7,5 à 7,0 le nombre de jours perdus par travailleur au cours de l'année.

Les **absences pour raisons personnelles** sont divisées en deux catégories : « maladie ou incapacité » (de l'enquête) et « obligations personnelles ou familiales » (soins donnés à ses enfants, soins à un parent âgé et autres obligations personnelles ou familiales). Ces deux types d'absence représentaient environ 28 % du temps total perdu chaque semaine en 2004 chez les travailleurs rémunérés à temps plein. Les vacances, qui représentaient environ 39 % du temps total non consacré au travail, ne sont pas considérées comme des absences dans cette étude, ni les jours fériés, qui représentaient 16 %. Les congés de maternité correspondaient à 10 % du temps perdu, et les autres motifs, à 7 %.

La **fréquence des absences** est le pourcentage des travailleurs rémunérés à temps plein ayant déclaré une absence au cours de la semaine de référence. Dans cette mesure, la durée de l'absence n'importe pas, que ce soit une heure, une journée ou une semaine entière.

Le **taux d'inactivité** représente la proportion d'heures perdues par rapport au nombre habituel d'heures hebdomadaires de travail des travailleurs rémunérés à temps plein. Cette mesure tient compte de la fréquence et de la durée des absences au cours de la semaine de référence.

Le nombre de **jours perdus par travailleur** est calculé en multipliant le taux d'inactivité par le nombre estimé de jours de travail dans l'année (250).

Motifs d'absence du travail selon l'EPA

L'EPA considère les motifs d'absence du travail suivants :

- maladie ou incapacité de l'enquêté
- soins à donner à ses enfants
- soins à donner à un parent âgé (60 ans ou plus)
- congé de maternité (femmes seulement)
- autres obligations personnelles ou familiales
- vacances
- conflit de travail (grève ou lock-out)
- mise à pied temporaire en raison de la conjoncture économique
- jour férié (légal ou religieux)
- mauvais temps
- début ou fin d'emploi durant la semaine
- travail à temps réduit (en raison du manque d'équipement, de l'entretien de l'usine ou de réparations, par exemple)
- autre

Comme c'est normalement le cas, les obligations personnelles ou familiales se rapportent aux soins donnés à ses enfants ou à un parent âgé, et aux autres obligations personnelles ou familiales.