

N° 75-001-XIF au catalogue



L'EMPLOI ET LE REVENU EN

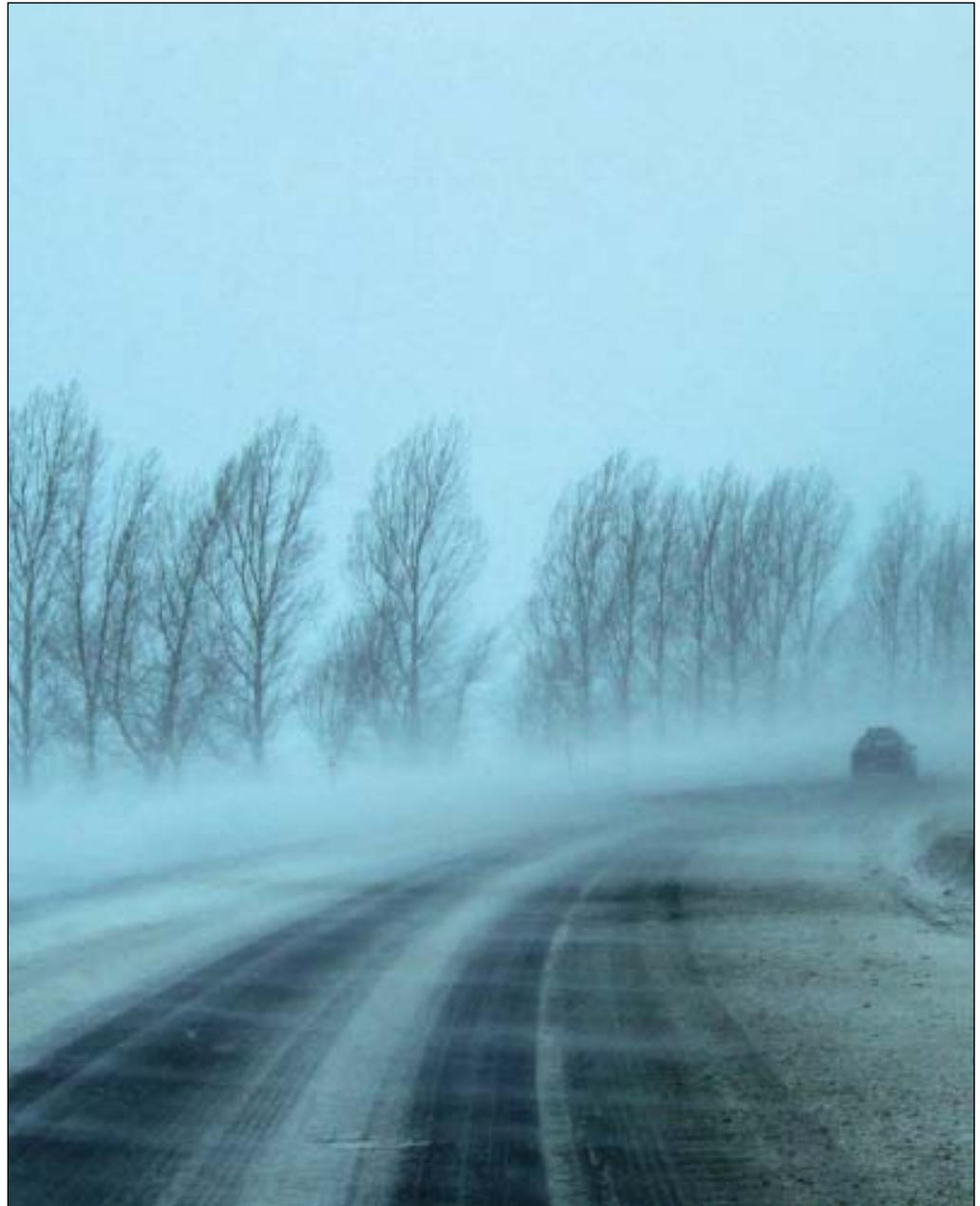
PERSPECTIVE

NOVEMBRE 2007

Vol. 8, n° 11

■ PENSIONS ET
ÉPARGNE-RETRAITE
DES FAMILLES

■ LA DÉPRESSION
AU 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*, 170, promenade du Pré Tunney, 9-A6, Jean-Talon, Statistique Canada, Ottawa, (Ontario), K1A 0T6 (téléphone : 613 951-4628; courriel : perspective@statcan.ca).

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.ca. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel infostat@statcan.ca ou par téléphone entre 8h30 et 16h30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

Numéros sans frais (Canada et États-Unis) :

Service de renseignements	1-800-263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
Télécopieur	1-877-287-4369
Renseignements concernant le Programme des services de dépôt	1-800-635-7943
Télécopieur pour le Programme des services de dépôt	1-800-565-7757

Centre de renseignements de Statistique Canada :

Télécopieur	1-613-951-8116
	1-613-951-0581

Renseignements pour accéder au produit

Le produit no 75-001-XIF au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.ca et de choisir la rubrique Publications.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle, qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes sont aussi publiées sur le site www.statcan.ca sous À propos de nous > 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, 2007. ISSN : 1492-4978.

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s).

Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, 100, promenade du Pré Tunney, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, 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

■ Pensions et épargne-retraite des familles

- Une baisse de la protection en matière de pensions chez les employés de sexe masculin entre 1978 et 2005 ainsi qu'une légère diminution de l'activité des hommes sur le marché du travail se sont traduites par une réduction de 10 points de pourcentage de la proportion des hommes ayant un RPA au cours des deux dernières décennies. Par contre, le pourcentage des femmes ayant un RPA a grimpé, grâce à une forte hausse de leur taux d'activité et à une légère croissance de la protection offerte par un RPA chez les employés de sexe féminin.
- L'augmentation de la proportion des femmes ayant un RPA a presque entièrement compensé le recul chez les hommes. Par conséquent, le pourcentage des personnes ayant un RPA a peu changé au cours des deux dernières décennies, passant de 24 % en 1978 à 22 % en 2005.
- La proportion des couples ayant au moins un RPA a fléchi modérément au cours des 15 à 20 années passées, puisque la croissance de la proportion des conjointes ayant un RPA a permis d'atténuer le repli considérable de la proportion des conjoints ayant un RPA.
- En moyenne, l'épargne-retraite des familles canadiennes s'est accrue au cours des deux dernières décennies. Cependant, la répartition de l'épargne-retraite est devenue plus inégale. Les familles biparentales se situant dans le cinquième supérieur de la répartition des gains ont augmenté leurs cotisations totales versées à un RPA et à un REER depuis le milieu des années 1980, alors que les cotisations des familles du cinquième inférieur ont stagné. Dans une grande mesure, la hausse marquée de l'inégalité des gains familiaux semble alimenter la croissance inégale de l'épargne-retraite.

■ La dépression au travail

- En 2002, près d'un demi-million de Canadiens occupés âgés de 25 à 64 ans (près de 4 % de la population active) avaient vécu un épisode dépressif au cours de l'année qui a précédé l'enquête, et un autre million additionnel de travailleurs avaient souffert de dépression à un certain moment.
- En 2002, la majorité (71 %) des Canadiens de 25 à 64 ans qui avaient vécu un épisode dépressif majeur au cours des 12 mois précédents étaient occupées et pouvaient donc être aux prises avec des symptômes dépressifs nuisant à leur capacité d'accomplir leur travail.
- En moyenne, les travailleurs souffrant de dépression ont déclaré 32 jours au cours de l'année précédente durant lesquels leurs symptômes les avaient rendus totalement incapables de travailler ou d'exécuter leurs activités normales.
- Au Canada, le coût des pertes de productivité sous forme de jours d'absence pour incapacité de courte durée attribuable à la dépression a été estimé à 2,6 milliards de dollars en 1998.
- La prévalence de la dépression chez les travailleurs était deux fois plus forte chez les femmes que chez les hommes (5,1 % contre 2,6 %) et beaucoup plus observable chez les personnes divorcées, séparées ou veuves (7,5 %), en opposition aux personnes mariées ou vivant en union libre (3,0 %).

Perspective

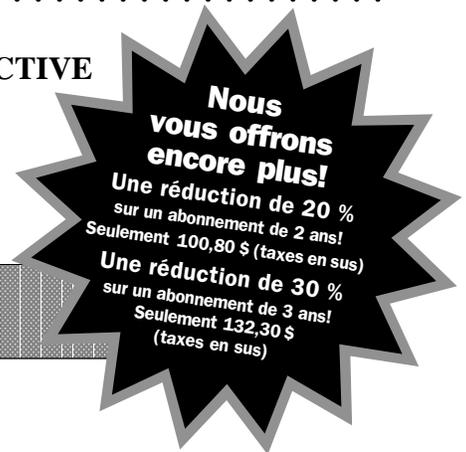
L'EMPLOI ET LE REVENU EN

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).



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



ENVOYEZ À

Statistique Canada
Division des finances
100, promenade du
Pré Tunney, 6^e étage
Ottawa (Ontario)
Canada, K1A 0T6



TÉLÉPHONE

1 800 267-6677

Mentionnez PF027090



TÉLÉCOPIEUR

1 877 287-4369

613-951-0581



COURRIEL

Infostats@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 _____ \$

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 (6 %)			
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 6 % 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

Pensions et épargne-retraite des familles

René Morissette et Yuri Ostrovsky

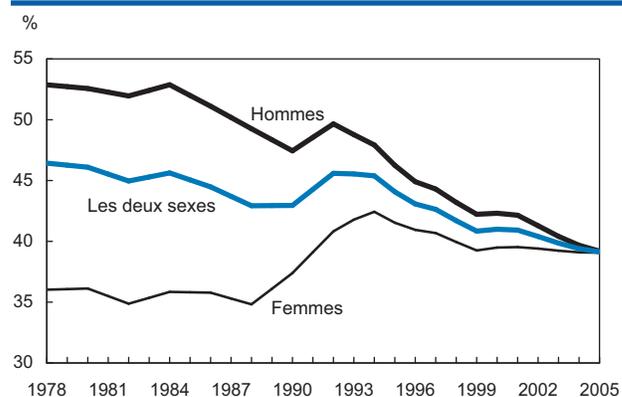
Les familles canadiennes sont-elles mieux préparées à la retraite aujourd'hui que par le passé? Depuis la fin des années 1970, la proportion des employés protégés par un régime de pension agréé (RPA) a chuté (graphique A), le déclin de la protection offerte par les RPA à prestations déterminées ayant plus que neutralisé la hausse de la protection offerte par les régimes à cotisations déterminées. De 1978 à 2005, les employés de sexe masculin ont vu la protection offerte par leur RPA décroître de presque 15 points de pourcentage, tandis que leurs homologues de sexe féminin ont vu la leur s'améliorer à peine. Toutefois, cette stagnation chez les femmes masque deux tendances contradictoires. Entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990, la protection offerte par un RPA chez les femmes âgées de 25 à 34 ans a diminué légèrement, mais a augmenté pour celles âgées de 35 à 54 ans (Morissette et Drolet, 2001).

Cependant, les données sur les particuliers ne peuvent pas servir à déterminer si les familles sont mieux préparées à la retraite maintenant qu'auparavant. Cela dépend, entre autres choses, des changements quant à la mesure dans laquelle les hommes et les femmes qui ont des gains élevés et qui sont bien protégés par un RPA se marient entre eux. Par exemple, la proportion des couples ayant au moins un RPA n'aurait peut-être pas baissé au cours des deux dernières décennies si certains hommes ayant perdu la protection d'un RPA avaient épousé une femme qui avait acquis cette protection.

Cette notion va au-delà de la possibilité toute théorique. Il y a quelques décennies, les femmes mariées à un homme à revenu élevé restaient habituellement à la maison, alors que celles dont le mari gagnait peu travaillaient souvent hors du foyer pour l'aider à boucler un budget familial très serré.

Les auteurs 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 et Yuri Ostrovsky au 613-951-4299, ou l'un ou l'autre à perspective@statcan.ca.

Graphique A La protection en matière de pensions des hommes et des femmes a convergé



Source : Statistique Canada, Base de données sur les régimes de pension au Canada

Au cours des années 1970, les femmes mariées à un homme à revenu élevé ont intégré le marché du travail en plus grand nombre. Comme la plupart d'entre elles étaient très scolarisées et qu'en général, les travailleurs très instruits sont souvent protégés par un régime de pension, l'arrivée de ces femmes sur le marché du travail a peut-être accru la protection offerte par un RPA chez les conjointes des travailleurs à revenu élevé. Ce phénomène peut, à son tour, avoir partiellement compensé la diminution de la protection en matière de pensions qu'ont connu certains hommes à revenu élevé.

Bien que les variations de la participation des femmes au marché du travail aient peut-être influé sur la mesure dans laquelle les familles se préparent à la retraite, les changements dans la répartition des gains familiaux ont probablement eu une incidence importante eux aussi. Depuis le début des années 1980, l'inégalité des gains familiaux a augmenté au Canada, les familles se situant au haut de l'échelle de répartition des gains ayant

Tableau 1 Protection en matière de pensions chez les hommes et les femmes

	Employés ayant un RPA ¹				Déclarants cotisant à un RPA ²			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	25 à 34	35 à 54	25 à 34	35 à 54	25 à 34	35 à 54	25 à 34	35 à 54
	%							
1984	54,2	69,3	46,7	45,7
1986	49,8	66,8	43,4	46,9	27,7	41,5	28,4	33,4
1987	48,6	67,1	41,9	46,5	27,1	40,7	28,1	33,8
1988	49,2	67,0	42,9	49,8	27,0	40,6	28,6	35,5
1989	50,2	68,0	43,7	50,1	26,2	39,9	28,2	36,1
1990	48,5	67,6	43,8	50,2	26,0	39,7	28,6	36,8
1991	25,5	39,2	28,7	37,6
1992	25,3	39,1	29,3	38,6
1993	46,6	68,2	46,3	52,3	24,8	39,1	29,0	39,0
1994	47,0	70,2	46,0	55,0	23,6	38,2	28,2	39,0
1995	42,6	67,6	40,9	52,9	22,7	37,5	27,4	38,9
1996	43,1	63,8	41,2	52,2	21,7	36,7	26,3	38,6
1997	42,0	63,0	41,0	51,9	21,1	35,9	25,2	37,6
1998	40,5	60,8	39,7	51,7	20,7	34,8	25,0	36,8
1999	43,2	64,1	42,0	53,1	19,7	33,0	24,7	35,8
2000	48,2	63,6	45,6	55,7	19,5	32,1	25,2	35,7
2001	48,2	62,8	44,8	55,6	19,5	31,5	25,4	35,6
2002	45,0	58,2	44,0	50,8	19,9	31,3	26,2	35,9
2003	45,1	60,3	45,5	54,9	21,1	32,8	28,3	38,1
2004	45,4	59,1	42,4	54,8	21,4	32,8	28,8	38,3

1 Emploi principal occupé par des travailleurs rémunérés en mai (EA et EDTR) ou décembre (EAS).

2 Déclarants ayant des salaires et traitements annuels d'au moins 1 000 \$ (dollars de 1994).

Sources : Statistique Canada, Enquête sur l'adhésion syndicale, 1984; Enquête sur l'activité, 1986 à 1990; Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004; banque de Données administratives longitudinales, 1986 à 2004

obtenu des hausses de revenu d'emploi beaucoup plus importantes que celles situées au bas de l'échelle (Frenette, Green et Picot, 2006). En l'absence de modifications du taux d'épargne, ces changements dans la répartition du revenu d'emploi familial ont vraisemblablement modifié la répartition de l'épargne-retraite.

Le présent article fait état de l'évolution de la protection en matière de pensions et de l'épargne-retraite des familles entre 1986 et 2004 (voir *Sources des données et définitions*).

Baisse de la protection offerte par un RPA chez les hommes

Tendances depuis le milieu des années 1980

Selon les données de l'EA et de l'EDTR pour la période de 1984 à 2004, le pourcentage des employés protégés par un RPA entre 1986 et 1997 a nettement baissé chez les jeunes hommes (âgés de 25 à 34 ans) et chez les hommes dans la force de l'âge (âgés de 35 à 54 ans), légèrement diminué chez les jeunes femmes et

monté chez les femmes dans la force de l'âge (tableau 1). La banque DAL fait ressortir une évolution qualitative similaire en s'appuyant sur le pourcentage des déclarants qui cotisent à un RPA³.

Les données de l'EDTR et de la banque DAL donnent à penser que la protection en matière de pensions des hommes dans la force de l'âge a fléchi et que celle des jeunes femmes a augmenté entre 1997 et 2004. Cependant, l'EDTR brosse un tableau plus optimiste pour les jeunes hommes et les femmes dans la force de l'âge. Elle semble indiquer que la protection offerte par un RPA s'est légèrement accrue pour ces deux groupes, alors que, selon la banque DAL, elle est demeurée pratiquement inchangée.

La divergence semble tenir au fait que la question utilisée dans l'EDTR pour mesurer la protection en matière de pensions était plus exhaustive en 2000 qu'en 1998. Cela expliquerait pourquoi cette protection s'est accrue de quatre points de pourcentage entre 1998 et 2000 chez les femmes âgées de 35 à 54 ans (selon

Tableau 2 Déclarants¹ ayant un facteur d'équivalence positif

	Hommes		%	Femmes	
	25 à 34	35 à 54		25 à 34	35 à 54
1991	37,8	54,7		35,5	43,8
1996	32,9	51,5		33,4	46,0
2001	32,7	47,9		34,4	45,7
2002	32,3	46,6		34,6	45,2
2003	33,0	47,0		36,1	46,3
2004	32,7	46,3		36,2	46,2

1 Gains annuels d'au moins 1 000 \$ (dollars de 1994).

Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

l'EDTR), alors que la proportion des déclarantes cotisant à un RPA a diminué d'un point de pourcentage (selon la banque DAL). La reformulation de la question de l'EDTR semble avoir entraîné d'autres fluctuations trompeuses de la protection en matière de pensions. Parmi les hommes et les femmes dans la force de l'âge, la protection a reculé d'environ cinq points de pourcentage entre 2001 et 2002, pour remonter entre 2002 et 2003. Par contre, la banque DAL laisse entrevoir un pourcentage plutôt stable

entre 2001 et 2003 (tableau 2). Les résultats combinés donnent à penser que l'analyse des tendances de la protection offerte par un RPA à partir des données de l'EDTR pose problème après 1998. Le reste du présent article s'appuie sur l'établissement d'inférences selon la banque DAL ou la base de données RPAC en matière de protection offerte par un RPA, pour la période de 1998 à 2004.

Néanmoins, il ressort clairement qu'entre 1986 et 2004, la protection offerte par un RPA a baissé pour les jeunes hommes et pour les hommes dans la force de l'âge, qu'elle est demeurée plutôt stable pour les jeunes femmes (se repliant entre 1986 et 1997, pour remonter entre 1997 et 2004), et qu'elle a augmenté pour les femmes dans la force de l'âge.

Quelle que soit la mesure utilisée, la proportion des hommes ayant un RPA a diminué chez les hommes mariés ou non (tableau 3). Par exemple, 34 % des hommes mariés âgés de 35 à 54 ans cotisaient à un RPA en 2004, contre 43 % en 1986. En revanche, la protection offerte par un RPA a légèrement diminué chez les femmes qui n'étaient pas mariées, mais elle a augmenté considérablement chez les femmes mariées. En 2004, 38 % des femmes mariées âgées de 35 à 54 ans cotisaient à un RPA, contre 31 % en 1986. Par conséquent, l'écart dans la protection en matière de pensions observé entre les deux groupes au milieu des années

Tableau 3 Déclarants¹ ayant un RPA, selon l'âge, le sexe et l'état matrimonial

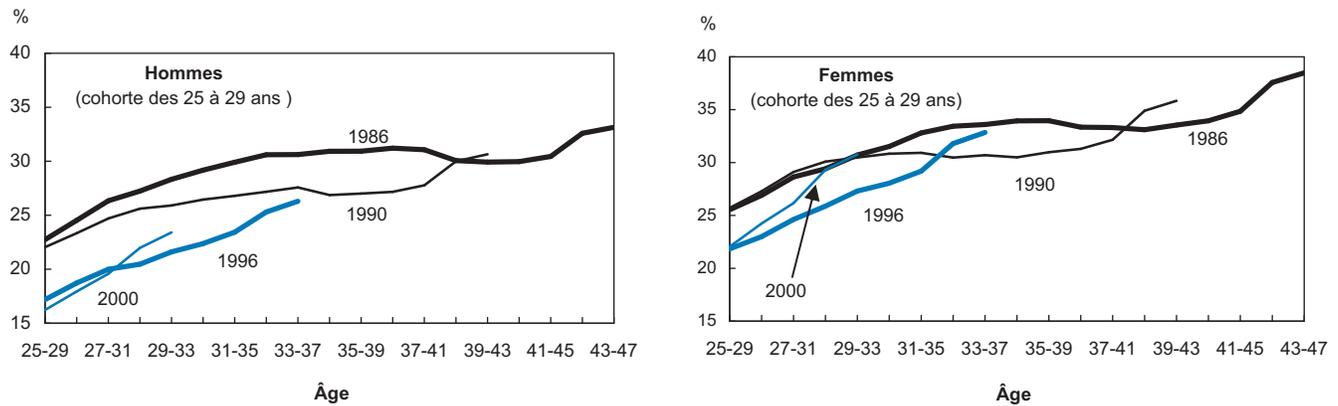
	Hommes				%	Femmes			
	25 à 34		35 à 54			25 à 34		35 à 54	
	Pas mariés	Mariés ²	Pas mariés	Mariés ²		Pas mariées	Mariées ²	Pas mariées	Mariées ²
Cotisant à un RPA									
1986	21,5	31,4	35,9	42,8		29,0	28,0	41,5	30,7
1991	20,8	28,7	33,9	40,5		28,0	29,1	42,4	36,0
1996	16,9	25,0	31,8	37,9		23,0	28,0	41,2	37,7
2001	16,3	21,9	27,9	32,5		23,0	26,9	36,4	35,3
2004	17,9	24,0	29,3	33,9		25,8	30,7	38,4	38,3
Ayant un facteur d'équivalence positif									
1991	30,7	42,6	46,6	56,6		34,4	36,1	49,2	42,0
1996	26,2	37,4	44,4	53,3		29,7	35,3	48,7	45,0
2001	27,9	36,2	42,2	49,6		31,6	36,1	46,4	45,4
2004	28,0	36,2	41,4	47,7		32,7	38,3	46,5	46,1

1 Gains annuels d'au moins 1 000 \$ (dollars de 1994).

2 Y compris les unions libres.

Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

Graphique B La protection en matière de pensions a reculé pour tous les nouveaux venus sur le marché du travail, et pour les hommes, l'écart persiste



Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

1980 (les femmes qui n'étaient pas mariées étant protégées par un régime de pension beaucoup plus souvent que les femmes mariées en 1986) s'était complètement résorbé en 2004.

La fréquence accrue des RPA chez les femmes mariées dans la force de l'âge traduit probablement à la fois la hausse de leur participation au marché du travail et la protection qu'elles tiraient de leur RPA. Elle donne à penser qu'en ne mettant l'accent que sur la proportion plus faible des maris ayant un RPA, on peut surestimer la baisse du pourcentage des couples ayant au moins un RPA.

Convergence entre les cohortes chez les femmes

Il est important de déterminer si, chez les jeunes hommes, la diminution de la protection offerte par un RPA a entraîné une baisse du profil de leur protection selon l'âge. Autrement dit, la diminution de la protection offerte par un RPA dont ils bénéficiaient à leur entrée sur le marché du travail a-t-elle été entièrement compensée par la hausse plutôt rapide de la protection obtenue dans les années subséquentes?

Pour répondre à cette question, on a étudié quatre cohortes de jeunes hommes et de jeunes femmes, de 1986, 1990, 1996 et 2000, pour voir quel pourcentage d'entre eux ont cotisé à un RPA entre 1986 et 2004

(la cohorte âgée de 25 à 29 ans en 1986), entre 1990 et 2004 (la cohorte de 1990), entre 1996 et 2004 (la cohorte de 1996), et entre 2000 et 2004 (la cohorte de 2000).

À son arrivée sur le marché du travail, la cohorte de jeunes hommes de 1996 affichait une protection offerte par un RPA inférieure de cinq points de pourcentage à celle de la cohorte de 1986 (graphique B). Huit ans plus tard, un écart d'environ quatre points de pourcentage les séparait toujours. Par conséquent, la diminution de la protection offerte par un RPA dans le cas de la cohorte de jeunes hommes de 1996 à l'entrée (par rapport à la cohorte de 1986) n'a pas été entièrement compensée par la croissance relativement rapide de la protection enregistrée au cours des années subséquentes. Il en est autrement des jeunes femmes. Bien que les membres de la cohorte de 1996 aient été moins nombreuses à cotiser à un RPA en entrant sur le marché du travail (comparativement à la cohorte de 1986), on a assisté à une convergence quasi intégrale de la fréquence de leurs cotisations à un RPA au cours des huit années subséquentes. (Une partie de la convergence observée au cours des dernières années reflète peut-être la croissance plutôt rapide de la protection observée chez toutes les cohortes entre 2002 et 2004.)

Sources des données et définitions

Les données sur les régimes de pension au Canada (RPAC) proviennent des autorités de surveillance fédérale et provinciales en matière de pensions. Tous les régimes de pension enregistrés auprès de ces autorités sont compris dans la base de données. La base RPAC fournit une foule de renseignements sur chaque régime de pension (par exemple, les méthodes de calcul des cotisations et des prestations, de même que l'indexation des prestations déterminées et des prestations provenant d'un régime à cotisations déterminées), ainsi que le sexe et la province de résidence des participants à un RPA. Par contre, elle ne fournit pas de renseignements sur des caractéristiques importantes se rapportant au travailleur et à son emploi, comme l'âge, le niveau de scolarité, la profession, l'affiliation syndicale et la taille de l'entreprise. Elle ne peut donc pas servir à mesurer les taux de protection des travailleurs appartenant à différents groupes d'âge, par exemple.

L'Enquête sur l'adhésion syndicale (EAS) de 1984, l'Enquête sur l'activité (EA) de 1986 à 1990 et l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 1993 à 2004 regroupent des renseignements sur la protection offerte par un RPA et sur les caractéristiques des travailleurs et de leur emploi.

Comme la formulation des questions de ces enquêtes-ménages servant à mesurer la protection en matière de pensions change quelque peu avec le temps, il est difficile d'établir des inférences pour certains groupes quant à l'évolution de la protection offerte par un RPA, surtout après 1998.

La banque de Données administratives longitudinales (DAL) de Statistique Canada pare à cet inconvénient. Elle fournit deux mesures constantes de la protection offerte par un RPA pour toute la période de 1986 à 2004. Tout comme les enquêtes-ménages, la banque DAL contient des données sur la protection en matière de pensions pour diverses catégories âge-sexe. Cependant, comme ces données reposent sur des dossiers fiscaux, elles ne peuvent servir à analyser la protection offerte par un RPA selon le niveau de scolarité, la profession, l'affiliation syndicale ou l'industrie.

Tous ces ensembles de données peuvent servir à étayer les tendances en matière de protection offerte par un RPA sur le plan individuel. Toutefois, comme la base RPAC, l'EAS et l'EA ne contiennent aucun identificateur lié à la famille, elles ne peuvent indiquer les tendances à l'échelle familiale. Vu la taille importante de son échantillon, la banque DAL permet d'étudier l'évolution de la protection en matière de pensions chez les couples, les familles monoparentales et les personnes seules au cours de la période de 1986 à 2004.

Entre 1984 et 1998, l'EAS, l'EA et l'EDTR ont mesuré la protection offerte par les régimes de pension en posant la question suivante aux employés :

« Êtes-vous couvert(e) par un régime de pension se rattachant à cet emploi? (Ne tenez pas compte du RPC, du RRQ, des régimes de participation différée aux bénéfices ni des régimes personnels d'épargne-retraite.) »

En 1999, en 2000 et en 2001, la question de l'EDTR a été changée pour la suivante :

« Dans votre emploi chez cet employeur, aviez-vous un régime de pension de l'employeur? »

D'autres questions ont été posées pour déterminer si les répondants cotisaient à leur régime de pension, participaient à un REER collectif ou si leur employeur cotisait à leur REER collectif.

En 2002, l'EDTR a modifié de nouveau sa question :

« Dans votre emploi chez cet employeur, aviez-vous un régime de fonds de pension de l'employeur *en excluant* le REER collectif? »

Les questions supplémentaires concernant les cotisations des employés à leur régime de pension, leur participation à un REER collectif et la cotisation de leur employeur à un REER collectif sont restées inchangées. Puis, en 2003 et en 2004, l'EDTR a repris le libellé utilisé de 1999 à 2001. Les questions concernant la cotisation des employés à leur régime de pension et la cotisation de leur employeur à un REER collectif sont restées inchangées, tandis que celle concernant la participation des employés à un REER collectif a été modifiée.

Ces changements dans la formulation des questions ont peut-être influé sur les tendances concernant la protection en matière de pensions qui se dégagent des données de l'EDTR. Étant donné que la troisième version exclut explicitement le REER collectif alors que la deuxième ne le fait pas, certains répondants interrogés de 1999 à 2001 ou de 2003 à 2004 peuvent avoir indiqué qu'ils participaient à un REER collectif. Si c'est le cas, la protection en matière de pensions, mesurée par l'EDTR, devrait artificiellement chuter entre 2001 et 2002, pour remonter entre 2002 et 2003. Cette configuration illusoire en forme de U s'observe effectivement chez les hommes et les femmes âgés de 35 à 54 ans.

La banque DAL fournit le pourcentage des déclarants qui participent à un RPA contributif et celui des déclarants bénéficiant d'un facteur d'équivalence positif, qui sont les plus susceptibles d'adhérer à un RPA¹. La première mesure, qui touche à peu près les trois quarts de tous les participants à un RPA, remonte à 1986, alors que la seconde ne remonte qu'à 1991. Toutes deux permettent de comparer les tendances de la protection en matière de pensions sur le plan individuel avec celles dérivées des données de l'EA et de l'EDTR.

La banque DAL contient des renseignements sur les cotisations des particuliers à un RPA et à un régime enregistré d'épargne-retraite (REER)². À partir de ces deux variables, il est possible d'évaluer si l'épargne-retraite des particuliers et des familles a augmenté depuis le milieu des années 1980. Comme ces deux variables ne tiennent pas compte de la cotisation de l'employeur au RPA, elles ne peuvent évaluer que partiellement la mesure dans laquelle les Canadiens se préparent pour la retraite. La cotisation de l'employeur au RPA est saisie au moyen de la variable du facteur d'équivalence.

Le repli de la protection offerte par un RPA : pourquoi?

Les analystes ont avancé un certain nombre d'explications quant au recul de la protection offerte par un RPA au cours des deux dernières décennies. Premièrement, l'accroissement de la concurrence — de l'étranger ou au sein d'une industrie — peut avoir incité les entreprises existantes à comprimer les coûts de main-d'œuvre en éliminant certains régimes de pension. Les nouvelles entreprises qui s'attaquent à un marché peuvent aussi avoir évité d'offrir des régimes de pension pour maximiser leurs chances de survie durant leurs premières années d'activité. Deuxièmement, l'augmentation des cotisations des employeurs au RPC ou au RRQ peut avoir joué un rôle (Frenken, 1996). Troisièmement, la hausse des frais d'administration (comme celle des honoraires versés aux actuaires dans le cas de régimes à prestations déterminées) peut avoir incité les entreprises à délaissier le RPA au profit d'un REER collectif ou à n'offrir aucun régime de retraite. Quatrièmement, les modifications législatives apportées durant les années 1980 et au début des années 1990 à l'acquisition de droits, à l'immobilisation des cotisations et au partage des coûts peuvent avoir accru les coûts des régimes de pension. (Bon nombre d'experts en matière de pensions font aussi état des décisions judiciaires qui obligent les répondants d'un régime à partager les surplus de la caisse de retraite avec les prestataires.) Cinquièmement, les taux de cotisation des employés et les taux de rendement des marchés des capitaux étant maintenus constants, la hausse de l'espérance de vie des travailleurs fait en sorte que les régimes à prestations déterminées sont devenus plus coûteux pour les

employeurs. Sixièmement, au cours des dernières années, la faiblesse des taux d'intérêt à long terme a également fait grimper les coûts des RPA à prestations déterminées. Septièmement, on a parfois soutenu que les employeurs avaient réagi à l'accroissement (supposé) du « goût de la mobilité » des travailleurs d'aujourd'hui en offrant d'autres avantages sociaux, comme des REER collectifs, plutôt que des RPA ordinaires à prestations déterminées.

On pourrait proposer deux autres explications liées au recul de la protection offerte par un RPA depuis le milieu des années 1980. L'emploi s'est déplacé vers des industries à faible protection, et les emplois syndiqués (dont bon nombre offrent des RPA) sont devenus relativement moins importants à cause de la baisse du taux de syndicalisation au Canada (Morissette et Drolet, 2001). Les données de l'EA de 1986 et de l'EDTR de

1997 ainsi que les décompositions d'Oaxaca-Blinder appliquées aux modèles selon l'âge et le sexe montrent que ces deux facteurs représentent au moins les trois quarts du repli de la protection offerte par un RPA aux hommes et aux jeunes femmes entre 1986 et 1997. Plus précisément, le recul de la syndicalisation constitue au moins 40 % du déclin de la protection offerte par un RPA à ces groupes.

Pour produire d'autres données probantes sur l'importance des transferts d'emploi interindustriels et de la désyndicalisation dans le recul de la protection offerte par un RPA, on peut mettre en commun les microdonnées de l'EA de 1986 et de l'EDTR de 1997 afin d'estimer des régressions individuelles (en ajoutant des contrôles pour l'industrie ou l'affiliation syndicale à un terme constant et un indicateur binaire égal à 1 pour les données de 1997 ou à 0 pour les autres) [tableau 4]. Les modèles

Tableau 4 Syndicalisation et protection offerte par un RPA, 1986 à 1997

	Les deux sexes	Hommes	Femmes
		point de %	
Régressions au niveau individuel¹			
Sans contrôle	-2,5	-5,3	1,3
Industrie	0,0	-2,2	2,9
Affiliation syndicale	0,3	-1,5	2,7
Valeur β	(0,48)	(0,44)	(0,51)
Industrie et affiliation syndicale	1,5	-0,1	3,4
Valeur β	(0,39)	(0,35)	(0,42)
Régressions au niveau de l'industrie²			
Pondérées, valeur β	(0,56)	(0,39)	(0,75)
Non pondérées, valeur β	(0,45)	(0,60)	(0,56)

1 Travailleurs rémunérés âgés de 25 à 54 ans et occupant leur emploi principal en décembre 1986 ou décembre 1997.

2 La variable dépendante correspond à la variation du pourcentage des travailleurs protégés par un RPA dans une industrie donnée au cours de la période de 1986 à 1997.

Nota : Dans les deux régressions, la variable de l'affiliation syndicale est statistiquement significative au niveau de 5 % (test bilatéral).

Sources : Statistique Canada, Enquête sur l'activité, 1986; Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997; calculs des auteurs

sans contrôle (ceux qui comportent uniquement un terme constant et l'indicateur binaire susmentionné) indiquent que la protection offerte par un RPA aux hommes âgés de 25 à 54 ans a reculé de 5,3 points de pourcentage de 1986 à 1997. L'ajout d'un contrôle pour l'industrie (code à 2 chiffres) réduit cette baisse à 2,2 points, alors que l'ajout d'une variable de contrôle pour l'affiliation syndicale la réduit encore davantage, soit à 1,5 point de pourcentage. Lorsqu'on ajoute les deux contrôles, la baisse disparaît presque, ce qui donne à penser — comme l'ont mentionné Morissette et Drolet, 2001 — que les transferts d'emploi vers des industries à faible protection et la désyndicalisation ont représenté une part importante du recul de la protection offerte aux hommes par un RPA⁴. On tire des conclusions qualitatives semblables en combinant les résultats des hommes et ceux des femmes.

On pourrait soutenir que le recul de la syndicalisation s'est accompagné de plusieurs autres facteurs : l'accroissement de la concurrence entre les entreprises, la prolongation de l'espérance de vie des travailleurs, la hausse des cotisations des employeurs au RPC ou au RRQ et les modifications législatives. Comme les régressions individuelles ne tiennent pas compte de ces facteurs, elles risquent de surestimer l'incidence de la désyndicalisation. Selon un point de vue extrême, la désyndicalisation serait simplement une approximation de facteurs non mesurés ayant réduit uniformément la protection offerte par un RPA dans toutes les industries. L'accroissement de la concurrence entre les entreprises a peut-être varié selon les industries, mais il est raisonnable de supposer que la prolongation de l'espérance de vie des travailleurs, la hausse des cotisations des employeurs au RPC ou au RRQ et les modifications législatives ont pu influencer dans la même mesure sur la protection offerte par un RPA dans toutes les industries.

Selon cette supposition, l'hypothèse selon laquelle la désyndicalisation est simplement une approximation de facteurs non mesurés ayant réduit uniformément la protection offerte par un RPA dans toutes les industries peut être testée au moyen de l'équation suivante :

$$(1) Y_{jt} = a_j + \beta SYND_{jt} + \alpha_t + \varepsilon_{jt}$$

où a_j est un effet fixe spécifique à l'industrie, Y_{jt} et $SYND_{jt}$ dénotent respectivement le pourcentage de travailleurs protégés par un RPA et le pourcentage de travailleurs syndiqués de l'industrie j durant l'année t , et ε_{jt} est un terme d'erreur. Le terme α_t correspond à l'incidence des facteurs non mesurés qui influent unifor-

mément sur la protection offerte par un RPA dans toutes les industries. La différence d'ordre 1 de l'équation donne le modèle suivant :

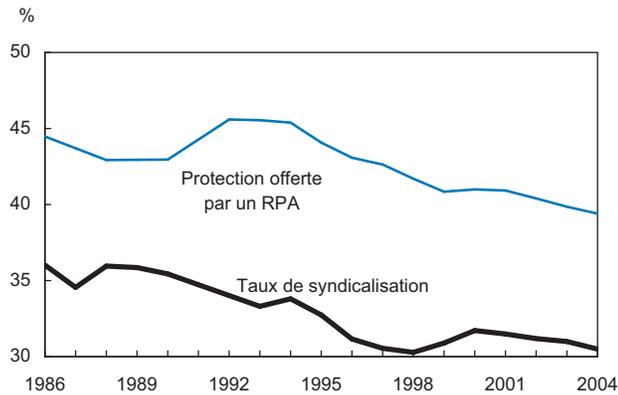
$$(2) \Delta Y_j = \beta \Delta SYND_j + \alpha' + \Delta \varepsilon_j$$

où les variations de la protection offerte par un RPA au sein de l'industrie au cours de la période de 1986 à 1997, ΔY_j , sont liées aux variations du taux de syndicalisation dans diverses industries, $\Delta SYND_j$, et où $\alpha' \equiv \alpha \cdot 11$. Si la désyndicalisation est simplement une approximation de facteurs non mesurés ayant réduit uniformément la protection offerte par un RPA dans toutes les industries, β devrait alors évaluer zéro lorsqu'on estime l'équation (2). Inversement, si la désyndicalisation a réduit la protection offerte par un RPA, les industries ayant connu une baisse de la syndicalisation devraient aussi avoir connu une baisse de la protection offerte par un RPA. Selon cette deuxième hypothèse, β serait positif.

Les chiffres laissent fortement supposer que la désyndicalisation a contribué à réduire la protection offerte par un RPA. Quels que soient les échantillons utilisés, les valeurs β de l'équation (2) se situent entre 0,39 et 0,75, ce qui donne à penser que les industries ayant connu une baisse supplémentaire de 10 points de pourcentage de la syndicalisation ont aussi connu une baisse supplémentaire d'au moins quatre points de la protection offerte par un RPA. En outre, ces estimations de l'incidence de la désyndicalisation sont très semblables à celles que produisent les régressions individuelles : les valeurs se situent entre 0,35 et 0,51. À moins que les industries ayant connu un recul marqué de la syndicalisation n'aient aussi connu un fort accroissement de la concurrence, les chiffres donnent donc à penser que la désyndicalisation a eu une incidence appréciable sur la protection offerte aux travailleurs par un RPA durant la période de 1986 à 1997.

L'incidence de la syndicalisation sur la protection offerte par un RPA a probablement diminué après 1997, la protection offerte par un RPA ayant continué de reculer, même si le taux de syndicalisation a peu varié entre 1998 et 2004 (graphique C). Par contre, les transferts d'emploi vers des industries à faible protection semblent avoir persisté. On le constate en appliquant la répartition de l'emploi selon l'industrie de 2004 (codes à 4 chiffres du SCIAN) au vecteur de 1997 des valeurs spécifiques à l'industrie se rapportant à la protection offerte par un RPA (obtenues d'après l'EDTR de 1997) : dans l'ensemble, la protection offerte par un RPA baisse d'à peu près 1,5 point de pourcentage

Graphique C L'incidence de la syndicalisation sur la protection offerte par un RPA s'est amoindrie



Sources : Statistique Canada, Base de données sur les régimes de pension au Canada; Enquête sur l'activité, 1986 à 1990; Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004

par rapport aux valeurs de 1997⁵. Comme les données sur les RPAC semblent indiquer que la protection offerte par un RPA a chuté d'environ trois points de pourcentage entre 1998 et 2005 (tableau 5), les transferts d'emploi interindustriels semblent avoir grandement contribué à cette tendance durant la période de 1986 à 1997 et par la suite.

Pourquoi observe-t-on un repli de la protection offerte par un RPA depuis le milieu des années 1980? Ce phénomène est probablement attribuable à une foule de facteurs. L'incidence de certains facteurs — par exemple, l'accroissement de la concurrence entre les entreprises et la prolongation de l'espérance de vie des travailleurs — étant difficile à quantifier, il est pratiquement impossible d'effectuer une décomposition complète des sources. Néanmoins, des données probantes laissent fortement supposer que la désyndicalisation et les transferts d'emploi vers des secteurs à faible protection ont joué un rôle important. En outre, si le recul de la protection offerte par un RPA depuis le milieu des années 1980 dépend sans doute d'une foule de facteurs, l'incidence de certains — comme la syndicalisation et la faiblesse des taux d'intérêt à long terme — a nettement évolué avec le temps.

Faible baisse de la protection offerte par un RPA à l'échelle familiale

La proportion de familles ayant au moins un RPA dépend de la proportion de titulaires d'un RPA chez les hommes et les femmes en âge de travailler ainsi que de la mesure dans laquelle les personnes ayant un RPA se marient entre elles. La proportion de titulaires d'un RPA durant l'année t est donnée par l'équation suivante :

$$(3) \text{RPA}_t / \text{POP}_t = [\text{RPA}_t / E_t] * [E_t / \text{PA}_t] * [\text{PA}_t / \text{POP}_t]$$

où RPA_t , E_t , PA_t et POP_t représentent des personnes âgées de 15 ans et plus et dénotent respectivement le nombre de participants à un RPA, le nombre d'em-

Tableau 5 Personnes ayant un RPA¹

	Hommes				Femmes			
	RPA/E	E/PA	PA/POP	RPA/POP	RPA/E	E/PA	PA/POP	RPA/POP
	%							
1978	52,9	83,0	77,6	34,1	36,0	83,5	46,5	14,0
1984	52,9	77,9	76,9	31,6	35,8	81,2	53,0	15,4
1988	49,3	81,6	76,8	30,9	34,8	83,6	56,5	16,4
1994	47,9	77,4	73,3	27,2	42,4	81,3	57,7	19,9
1998	43,2	79,4	72,2	24,8	39,9	81,8	57,8	18,9
2003	40,4	81,9	73,0	24,2	39,2	85,0	60,9	20,3
2005	39,2	82,5	73,2	23,7	39,1	85,7	62,0	20,8

¹ Personnes de 15 ans et plus.

Sources : Statistique Canada, Enquête sur la population active; Base de données sur les régimes de pension au Canada

ployés (y compris les travailleurs autonomes constitués en société), la population active et la population en âge de travailler⁶. Il est clair que la proportion de titulaires d'un RPA chez les personnes en âge de travailler dépend de trois facteurs : la protection offerte aux employés par un RPA [RPA_t/E_t], la proportion d'employés parmi les personnes actives [E_t/PA_t] et le taux d'activité [PA_t/POP_t]. Un fléchissement de la protection offerte aux employés par les pensions n'entraîne donc pas nécessairement une baisse de la proportion de personnes ayant un RPA. Par exemple, la proportion de femmes ayant un RPA pourrait augmenter avec le temps si une hausse des taux d'activité des femmes compensait amplement une baisse de leur protection en matière de pensions.

Le déclin de la protection offerte aux hommes par un RPA entre 1978 et 2005, allié à un léger recul de leur taux de participation, a fait chuter de 10 points de pourcentage la proportion d'hommes ayant un RPA. Par contre, le pourcentage de femmes ayant un RPA a augmenté, grâce à une forte hausse de l'activité sur le marché du travail et à une légère progression de la protection offerte par un RPA. En 2005, 21 % des femmes en âge de travailler avaient un RPA, contre seulement 14 % en 1978. La participation croissante des femmes à un RPA a presque entièrement compensé la baisse de la proportion d'hommes ayant un

RPA. Par conséquent, le pourcentage global de personnes ayant un RPA a peu varié, passant de 24 % en 1978 à 22 % en 2005. En divisant la valeur RPA_t par le nombre de personnes âgées de 15 à 64 ans, on obtient des estimations correspondantes de 27 % pour 1978 et de 26 % pour 2005 (données non montrées). Pris ensemble, ces chiffres semblent indiquer que le pourcentage de couples ayant au moins un RPA a peu varié au cours des deux dernières décennies.

En 2004, environ la moitié des jeunes couples et près des deux tiers des couples dans la force de l'âge avaient au moins un RPA (tableau 6). Fait plus important, les couples n'ont pas connu de baisse importante de la protection en matière de pensions au cours des deux dernières décennies. Si le pourcentage de couples ayant au moins un RPA a fléchi, le recul a cependant été modéré, de l'ordre de trois à cinq points de pourcentage seulement.

Pourquoi? Parce que la proportion accrue de conjointes ayant un RPA a contribué à atténuer une baisse considérable de la proportion de conjoints ayant un RPA. Par exemple, la participation à un RPA chez les maris âgés de 35 à 54 ans a fortement diminué, passant de 56,7 % en 1991 à 47,7 % en 2004. Par contre, la participation à un RPA a augmenté de plus de cinq points de pourcentage chez leurs conjointes. Les couples dont les deux conjoints avaient un RPA ont

Tableau 6 Couples¹ ayant un RPA

	Mari ² , 25 à 34 ans				Mari ² , 35 à 54 ans			
	Aucun	Mari seulement	Femme seulement	Les deux	Aucun	Mari seulement	Femme seulement	Les deux
	%							
Cotisant à un RPA								
1986	57,9	23,2	10,7	8,2	48,5	31,6	8,6	11,3
1991	58,8	19,9	12,5	8,9	47,9	26,4	11,5	14,2
1996	62,7	17,1	12,3	7,8	49,5	23,9	12,7	13,9
2001	64,6	14,7	13,1	7,5	53,5	20,0	14,0	12,5
2004	60,9	14,9	14,8	9,4	51,0	19,7	15,1	14,2
Ayant un facteur d'équivalence positif								
1991	45,0	28,5	12,3	14,2	33,5	36,2	9,8	20,5
1996	49,7	24,6	12,9	12,8	35,5	32,4	11,4	20,7
2001	49,3	22,7	14,1	13,9	37,2	28,4	13,2	21,2
2004	48,4	21,4	15,3	14,9	38,1	26,4	14,2	21,3

1 Y compris les unions libres.

2 Le mari touche annuellement un salaire et traitement d'au moins 1 000 \$ (dollars de 1994).

Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

bénéficié d'une partie de cette hausse (0,8 point de pourcentage). Par conséquent, la proportion de couples dans la force de l'âge ayant au moins un RPA a reculé de moins de cinq points de pourcentage (passant de 66,5 % à 61,9 %), soit environ la moitié de la baisse de neuf points chez les maris dans la force de l'âge ayant un RPA. La proportion croissante de conjointes ayant un RPA a également atténué la baisse de la protection offerte par un RPA chez les jeunes couples⁷.

Si la proportion de couples ayant au moins un RPA a fléchi légèrement, celle des couples dont les deux conjoints détiennent un RPA a peu varié. En 1991 comme en 2004, environ 15 % des jeunes couples et un cinquième des couples dans la force de l'âge avaient deux RPA⁸.

Tendances semblables pour les divers niveaux de gains

Il est possible que ces moyennes masquent des différences significatives entre les segments de la répartition des gains. Comme on pouvait s'y attendre, les couples à revenu élevé sont beaucoup mieux protégés

par un RPA que leurs homologues à faible revenu (tableau 7). Durant la période de 1991 à 2004, à peu près 80 % des couples dans la force de l'âge appartenant au cinquième supérieur de la répartition des gains avaient au moins un RPA et au moins 40 % d'entre eux en avaient deux. Par contre, le quart seulement de leurs homologues du cinquième inférieur avaient au moins un RPA et très peu (2 % au plus) en détenaient deux. Le pourcentage de couples ayant au moins un RPA n'a pourtant pas diminué davantage chez les couples des tranches inférieures que chez ceux des tranches supérieures : entre 1991 et 2004, la proportion de couples dans la force de l'âge ayant au moins un RPA a reculé respectivement d'environ trois, cinq et six points de pourcentage dans les cinquièmes inférieur, intermédiaire et supérieur. Parallèlement, la proportion ayant deux RPA a chuté de six points dans la tranche supérieure, mais augmenté de quatre points dans la tranche intermédiaire. La participation à un RPA s'est donc polarisée chez les couples de la « classe moyenne », ces derniers étant devenus plus susceptibles non seulement de ne pas avoir de RPA, mais aussi d'en avoir deux.

Croissance inégale de l'épargne-retraite

La protection en matière de pensions fournit des renseignements utiles sur une composante importante de la rémunération totale des travailleurs et des régimes de retraite des familles, mais elle n'indique pas dans quelle mesure les familles canadiennes se préparent à la retraite. On peut aborder cette question en examinant l'évolution des cotisations à des programmes d'épargne-retraite donnant droit à une aide fiscale⁹.

En moyenne, les couples canadiens semblent mieux préparés à la retraite aujourd'hui qu'il y a deux décennies : durant la période de 1986 à 2004, l'épargne-retraite moyenne des couples a augmenté. Ensemble, les cotisations des jeunes couples à un RPA et à un REER sont passées de 2 000 \$ en 1986 à 3 300 \$ en 2004 (tableau 8). De même, les couples dans la force de l'âge ont vu leurs cotisations à un RPA et à un REER passer de 3 900 \$ en 1986 à 5 400 \$ en 2004. Chez les jeunes couples comme chez les couples dans la force de l'âge, l'augmentation des cotisations totales est surtout attribuable à la hausse des cotisations à un REER de la part des maris. Dans les deux cas, les cotisations de ces derniers à un RPA ont, en moyenne, diminué. Toutefois, ce repli a été amplement compensé par la hausse des cotisations des conjoints et des conjointes à un REER. Si l'on additionne les facteurs d'équivalence et les cotisations à un REER, il semble également que l'épargne-retraite des familles biparentales a augmenté

Tableau 7 Couples dans la force de l'âge ayant un RPA, selon les gains¹

	1991	1996	2001	2004
Ayant un facteur d'équivalence positif	%			
20 % inférieurs				
Aucun	73,1	76,2	75,3	75,6
Mari	20,4	17,1	16,7	15,4
Femme	5,1	5,3	6,2	7,1
Les deux	1,4	1,3	1,8	1,9
20 % intermédiaires				
Aucun	23,3	24,3	26,6	27,9
Mari	49,1	45,0	37,7	34,7
Femme	11,7	14,0	16,0	17,3
Les deux	15,9	16,7	19,7	20,1
20 % supérieurs				
Aucun	16,7	18,2	21,9	22,4
Mari	26,1	23,7	22,2	21,1
Femme	10,0	11,9	14,4	15,3
Les deux	47,1	46,2	41,4	41,2

¹ Le mari touche des gains annuels d'au moins 1 000 \$ (dollars de 1994) et est âgé de 35 à 54 ans.

Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

Tableau 8 Cotisations moyennes à un RPA et à un REER et facteur d'équivalence chez les couples¹

	Mari, 25 à 34 ans				Mari, 35 à 54 ans			
	Mari		Femme		Mari		Femme	
	RPA/FE	REER	RPA/FE	REER	RPA/FE	REER	RPA/FE	REER
Cotisations à un RPA et un REER	\$							
1986	600	800	300	300	1 200	1 700	400	600
1991	600	1 000	300	400	1 100	2 000	500	800
1996	500	2 000	300	900	1 000	3 300	500	1 400
2001	400	1 900	300	900	800	2 900	500	1 300
2004	500	1 600	400	800	1 000	2 600	600	1 200
Cotisations à un REER et facteur d'équivalence²								
1991	1 600	1 000	700	400	3 100	2 000	1 000	800
1996	1 400	2 000	700	900	2 900	3 300	1 100	1 400
2001	1 500	1 900	900	900	3 000	2 900	1 400	1 300
2004	1 600	1 600	1 000	800	3 000	2 600	1 500	1 200

1 Le mari touche des gains annuels d'au moins 1 000 \$ (dollars de 1994).

2 En dollars de 2002.

Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

Tableau 9 Cotisations à un régime de retraite chez les couples selon les gains¹

	Mari, 25 à 34 ans			Mari, 35 à 54 ans		
	20 % inférieurs	20 % inter-médiaires	20 % supérieurs	20 % inférieurs	20 % inter-médiaires	20 % supérieurs
REER et RPA combinés	\$					
1986	400	1 600	4 600	1 200	3 200	8 000
1991	400	1 800	5 400	1 200	3 800	9 200
1996	600	3 000	8 800	1 700	5 400	12 600
2001	500	2 600	8 600	1 400	4 600	11 700
2004	400	2 400	8 100	1 300	4 500	12 000
REER et facteur d'équivalence combinés						
1991	500	3 000	8 900	1 500	6 000	14 600
1996	700	4 000	12 100	2 000	7 600	18 200
2001	600	3 900	12 600	1 800	7 400	18 100
2004	600	3 800	12 100	1 600	7 200	18 000

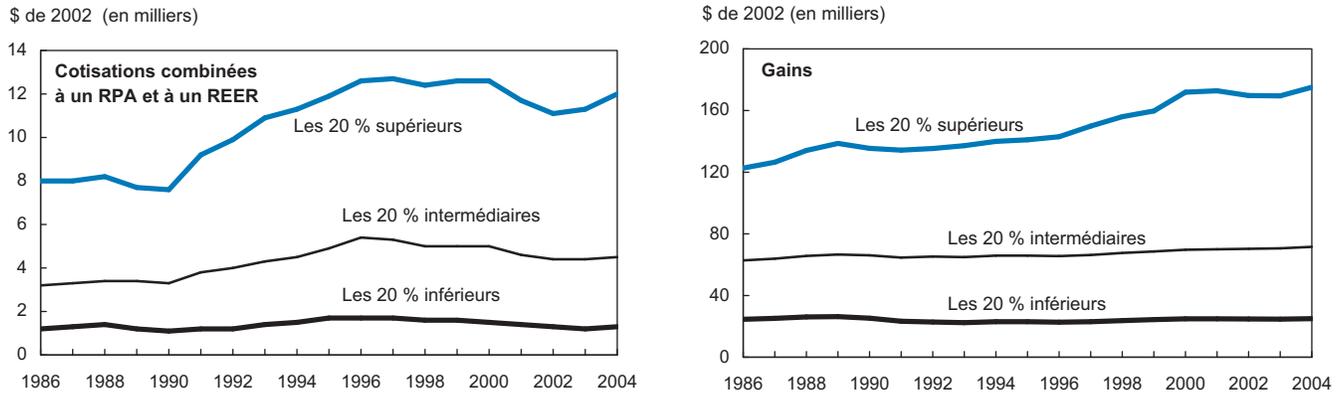
1 Le mari touche des gains annuels d'au moins 1 000 \$ (dollars de 1994).

Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

au cours de la période de 1991 à 2004. Toutefois, selon cette mesure élargie, plus de la moitié de l'augmentation de l'épargne-retraite est attribuable à la hausse des facteurs d'équivalence et des cotisations à un REER des conjointes.

La hausse des cotisations totales diffère de façon marquée selon les segments de la répartition des gains. Entre 1986 et 2004, les jeunes couples et les couples dans la force de l'âge du cinquième supérieur de la répartition des gains ont vu leurs cotisations combinées à un REER et à un RPA augmenter respectivement de 3 500 \$ et de 4 000 \$ (tableau 9)¹⁰. Ceux du cinquième intermédiaire ont aussi connu une croissance significative. Par contre, leurs homologues de la tranche inférieure ont vu stagner la somme de leurs cotisations à un REER et à un RPA, bien que les couples dans la force de l'âge aient enregistré une

Graphique D La hausse de l'inégalité de l'épargne-retraite reflète la croissance de l'inégalité des gains



Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

certain progression durant la deuxième moitié des années 1990¹¹. On peut tirer des conclusions qualitatives semblables au sujet de la somme des facteurs d'équivalence et des cotisations à un REER.

La répartition de l'épargne-retraite est donc devenue plus inégale. En 1986, les cotisations combinées à un REER et à un RPA versées par les couples de la tranche supérieure étaient d'au moins 4 200 \$ (ou au moins 6,7 fois) plus élevées, en moyenne, que celles versées par leurs homologues de la tranche inférieure. En 2004, les cotisations combinées des premiers étaient d'au moins 7 700 \$ (ou au moins 9,2 fois) plus élevées, en moyenne, que celles des seconds. Selon la mesure élargie de l'épargne-retraite, on observe des tendances semblables de 1991 à 2004. L'accroissement de l'inégalité de l'épargne-retraite est certainement lié en partie à celui de l'inégalité des gains familiaux, observé entre 1986 et 2004 (graphique D). Les couples dans la force de l'âge appartenant au cinquième supérieur ont vu leurs gains moyens passer de 122 700 \$ (en dollars de 2002) à 175 100 \$. Par contre, le revenu d'emploi de leurs homologues du cinquième inférieur n'a pratiquement pas augmenté (passant de 24 600 \$ en 1986 à 25 000 \$ en 2004)¹².

Chez les couples dans la force de l'âge, l'épargne-retraite des femmes reste inférieure à celle des hommes, en partie à cause de leur taux d'activité inférieur (tableau 10). En général, toutefois, grâce à l'accroissement de leur activité sur le marché du travail, l'épargne-retraite

Tableau 10 Facteur d'équivalence et cotisations à un REER des deux conjoints chez les couples dans la force de l'âge, selon les gains¹

	1991	1996	2001	2004
20 % inférieurs				
\$				
Mari				
FE	400	300	400	400
REER	800	1 200	900	800
Femme				
FE	100	100	100	100
REER	200	400	400	300
20 % intermédiaires				
Mari				
FE	3 000	2 900	2 900	2 900
REER	1 800	2 900	2 500	2 200
Femme				
FE	600	800	1 100	1 200
REER	600	1 000	1 000	900
20 % supérieurs				
Mari				
FE	6 100	5 800	5 600	5 600
REER	3 800	6 200	5 900	5 600
Femme				
FE	2 900	3 000	3 400	3 700
REER	1 900	3 200	3 200	3 000

1 Le mari touche des gains annuels d'au moins 1 000 \$ (dollars de 1994).

Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

Annexe

Dans le tableau suivant, on reproduit le tableau 5 en redéfinissant la valeur RPA, comme le nombre de participants à un RPA à prestations déterminées. De 1978 à 2005, le pourcentage d'hommes ayant un RPA à prestations déterminées est passé de 32 % à 19 %, celui des femmes,

de 13 % à 17 %, et le pourcentage de personnes, de 22 % à 18 %. Si l'on prend comme dénominateur le nombre de personnes âgées de 15 à 64 ans, le pourcentage de personnes ayant un RPA à prestations déterminées passe de 25 % à 21 %.

Personnes ayant un RPA à prestations déterminées¹

	Hommes				%	Femmes			
	RPA/E	E/PA	PA/POP	RPA/POP		RPA/E	E/PA	PA/POP	RPA/POP
1978	48,9	83,0	77,6	31,5	34,5	83,5	46,5	13,4	
1984	48,9	77,9	76,9	29,2	33,7	81,2	53,0	14,5	
1988	44,9	81,6	76,8	28,1	32,0	83,6	56,5	15,1	
1994	42,3	77,4	73,3	24,0	38,3	81,3	57,7	17,9	
1998	36,5	79,4	72,2	20,9	35,1	81,8	57,8	16,6	
2003	32,5	81,9	73,0	19,4	33,1	85,0	60,9	17,1	
2005	30,9	82,5	73,2	18,7	32,7	85,7	62,0	17,4	

¹ Personnes âgées de 15 ans et plus.

Sources : Statistique Canada, Enquête sur la population active; Base de données sur les régimes de pension au Canada

des femmes a augmenté plus que celle des hommes au cours de la période de 1991 à 2004. Par exemple, chez les couples dans la force de l'âge appartenant au cinquième supérieur, l'épargne-retraite des femmes a augmenté de 1 900 \$. Dans le cinquième intermédiaire, elle a augmenté de 900 \$. Par contre, l'épargne-retraite des hommes a progressé respectivement de 1 300 \$ et de 300 \$. La part de l'épargne des conjointes a donc augmenté.

Sommaire

Depuis la fin des années 1970, la proportion d'employés protégés par un RPA a diminué, les employeurs ayant délaissé les régimes à prestations déterminées dans une plus large mesure qu'ils n'ont accru l'offre de RPA à cotisations déterminées. L'accroissement de la concurrence entre les entreprises, la prolongation de l'espérance de vie des travailleurs, la hausse des cotisations des employeurs au RPC ou au RRQ et à l'AE, les modifications législatives des années 1980 et la faiblesse des taux d'intérêt à long terme au cours des dernières années ont sans doute joué un rôle, mais les transferts d'emploi vers des industries à faible protection et la désyndicalisation semblent avoir été des facteurs déterminants du recul de la protection offerte par un RPA entre le milieu des années 1980 et la fin des années 1990.

Alors que la baisse marquée de la protection offerte aux hommes par un RPA et le léger recul de leur participation globale au marché du travail ont causé une diminution importante de la proportion ayant un RPA, l'accroissement considérable de l'activité des femmes sur le marché du travail et, dans une moindre mesure, la légère hausse de leur taux de protection global ont presque entièrement compensé ces tendances. Par conséquent, le pourcentage global de titulaires d'un RPA chez les personnes en âge de travailler n'a guère varié : en 1978 et en 2005, à peu près le quart des Canadiens âgés de 15 à 64 ans avaient un RPA.

Abstraction faite des effets de substitution possibles entre les hommes et les femmes d'âges et de niveaux de compétence différents, la participation accrue des conjointes au marché du travail a eu une incidence positive sur la protection offerte aux familles par un RPA. Plus précisément, les conjointes des hommes dans la force de l'âge ayant accru leur activité sur le marché du travail et leur protection offerte par un RPA, la proportion de couples dans la force de l'âge ayant au moins un RPA a diminué beaucoup moins que celle des maris dans la force de l'âge ayant un RPA. Par conséquent, les couples canadiens n'ont connu qu'un recul modéré (plutôt que considérable) de la protection offerte par un RPA au cours des deux dernières décennies.

En moyenne, les familles canadiennes sont mieux préparées à la retraite aujourd'hui que leurs homologues ne l'étaient par le passé, mais cette tendance n'est pas généralisée. Les familles biparentales qui se situent dans les 20 % inférieurs de la répartition des gains ne sont pas mieux préparées à la retraite aujourd'hui que par le passé. Toutefois, celles qui se situent dans les 20 % supérieurs semblent mieux préparées. Les cotisations des familles canadiennes à un régime de retraite, qui étaient passablement inégales au milieu des années 1980, sont devenues encore plus inégales au cours des deux dernières décennies. Dans une grande mesure, l'inégalité accrue de l'épargne-retraite semble refléter la forte hausse de l'inégalité des gains familiaux au cours des deux dernières décennies. Cette inégalité croissante des gains familiaux dépend à son tour de la dispersion grandissante de la composante permanente des gains familiaux, plutôt que de facteurs de nature transitoire (Morissette et Ostrovsky, 2005).

Plusieurs mises en garde s'imposent. Premièrement, la présente étude a porté sur l'évolution de la préparation à la retraite depuis le milieu des années 1980, et non la mesure dans laquelle l'épargne-retraite d'aujourd'hui est suffisante pour maintenir le niveau de vie à l'âge de la retraite. Deuxièmement, on a évalué la préparation à la retraite à l'aide de deux mesures différentes : la première est fondée sur la somme des cotisations à un régime de pension agréé (RPA) et à un régime enregistré d'épargne-retraite (REER) et la deuxième, sur la variable du facteur d'équivalence, qui ajoute implicitement les cotisations de l'employeur à un RPA. Toutefois, on n'a tenu compte ni du remplacement du RPA à prestations déterminées par le RPA à cotisations déterminées (et de son incidence sur la sécurité économique des travailleurs canadiens), ni de la longévité accrue des personnes âgées. Ces deux facteurs influenceront manifestement le niveau de vie des familles après la retraite.

Des recherches récentes ont montré qu'entre le début des années 1980 et le milieu des années 1990, la maturation du Régime de pensions du Canada et du Régime de rentes du Québec a entraîné une réduction considérable de l'inégalité du revenu chez les personnes âgées (Myles, 2000). Une partie de cette réduction de l'inégalité risque de disparaître au cours des prochaines années puisque l'inégalité croissante des cotisa-

tions des familles en vue de la retraite pourrait, en l'absence de facteurs compensatoires, accroître l'inégalité de la répartition du revenu familial chez les personnes âgées.

Perspective

■ Notes

1 Le facteur d'équivalence est la somme des crédits de pension accumulés pour l'année, si tel est le cas, pour chaque régime de participation différée aux bénéficiaires et pour chaque disposition à prestations déterminées d'un RPA. Le taux de participation aux régimes de participation différée aux bénéficiaires est très faible par rapport à celui des RPA : en 1993, le premier ne représentait que 7 % du second (Frenken, 1995). Par conséquent, la variation du pourcentage de déclarants pour qui le facteur d'équivalence est positif devrait surtout refléter l'évolution du pourcentage des déclarants participant à un RPA.

2 Les renseignements sur les cotisations des particuliers à un REER remontent à l'année 1982, tandis que ceux relatifs aux cotisations des particuliers à un RPA remontent à l'année 1986.

3 Les pourcentages fournis par la banque DAL sont moins élevés que ceux de l'EA et de l'EDTR pour deux raisons. Premièrement, le dénominateur utilisé dans la banque DAL (le nombre de déclarants dont les gains annuels sont d'au moins 1 000 \$ en dollars constants de 1994 selon DAL, par rapport au nombre de travailleurs occupant leur emploi principal en mai selon l'EA et l'EDTR) est supérieur à celui utilisé dans l'EA et l'EDTR. Deuxièmement, les déclarants cotisant à un RPA ne sont qu'un sous-ensemble de tous les membres d'un RPA.

4 Outre l'industrie et l'affiliation syndicale, Morissette et Drolet (2001) incluent dans leur analyse des contrôles pour la profession, la province, l'âge et le régime de travail à temps partiel.

5 Chez les employés dont on connaît le secteur d'emploi (96 % des employés de l'échantillon transversal tiré de l'EDTR de 1997), cette uniformisation fait passer de 46,3 % à 44,7 % la protection globale offerte par un RPA d'après l'EDTR.

6 Idéalement, on définirait l'équation (3) pour les personnes âgées de 15 à 64 ans, mais ce n'est pas possible car la Base de données sur les régimes de pension au Canada ne fournit pas de renseignements sur l'âge.

7 Entre 1991 et 2004, le pourcentage de jeunes couples ayant au moins un RPA a reculé de 3,4 points de pourcentage, alors que la proportion de jeunes hommes mariés ayant un RPA a chuté de 6,4 points.

8 Le pourcentage de couples dans la force de l'âge dont les deux conjoints cotisent à un RPA est passé de 11 % en 1986 à 14 % en 2004.

9 Les cotisations à un REER comprennent les cotisations à des REER collectifs et individuels. Les données fiscales ne permettent pas de distinguer ces deux catégories.

10 La hausse des cotisations des maris à un REER est le principal facteur de l'augmentation des cotisations totales versées par les couples du cinquième supérieur. Le deuxième facteur en importance est la hausse des cotisations des conjointes à un REER. Par exemple, chez les couples dans la force de l'âge, les cotisations des maris à un REER ont augmenté de 2 400 \$ entre 1986 et 2004, alors que celles des femmes ont augmenté de 1 500 \$. Par contre, dans le cinquième inférieur, les cotisations des maris à un REER sont restées inchangées, alors que celles des femmes ont progressé modestement de 200 \$.

11 La stagnation de l'épargne-retraite des familles dans les tranches inférieures de la répartition des gains s'explique peut-être par le fait que certaines sont peu encouragées à épargner en vue de la retraite, compte tenu de la structure actuelle des programmes de transfert axés sur les personnes âgées (pour plus de détails, voir Shillington, 1999). Ou encore, la stagnation de leurs gains familiaux peut avoir freiné leur épargne-retraite (graphique D).

12 Les taux d'épargne-retraite n'ont guère varié chez les familles des cinquièmes inférieur et supérieur. Chez celles du cinquième intermédiaire, les taux ont progressé légèrement, passant de 5,1 % en 1986 à 6,3 % en 2004.

■ Documents consultés

FRENETTE, Marc, David A. GREEN et Garnett PICOT. 2006. « Rising income inequality in the 1990s: An exploration of three data sources », *Dimensions of Inequality in Canada*, publié sous la direction de David A. Green et Jonathan R. Kesselman, Vancouver, University of British Columbia Press, chapitre 3.

FRENKEN, Hubert. 1996. « The impact of changes in the Canada Pension Plan on private pensions », *Canadian Business Economics*, vol. 4, n° 4, été, p. 65 à 74.

FRENKEN, Hubert. 1995. « Régimes de pension et REER : aide fiscale », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 7, n° 4, hiver, n° 75-001-XPF au catalogue de Statistique Canada, p. 9 à 14.

MORISSETTE, René, et Yuri OSTROVSKY. 2005. « The instability of family earnings and family income in Canada, 1986-1991 and 1996-2001 », *Analyse de Politiques*, vol. 31, n° 3, p. 273 à 302. Également publié en français sous le titre *L'instabilité des gains familiaux et du revenu familial au Canada, 1986 à 1991 et 1996 à 2001*, n° 11F001MIF2005265 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, « Direction des études analytiques : documents de recherche », n° 265.

MORISSETTE, René, et Marie DROLET. 2001. « Pension coverage and retirement savings of young and prime-aged workers in Canada, 1986-1997 », *Revue canadienne d'économie*, vol. 34, n° 1, p. 100 à 119. Également publié en français sous le titre *La protection en matière de pensions et l'épargne-retraite chez les jeunes travailleurs et les travailleurs d'âge intermédiaire au Canada, 1986-1997*, n° 75F0002MIF2000009 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, « Division de la statistique du revenu : documents de recherche », n° 9.

MYLES, John. 2000. « La maturation du système de revenu de retraite du Canada : niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés », n° 11F0019MPF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, « Direction des études analytiques : documents de recherche », n° 147, 24 p.

SHILLINGTON, Richard. 1999. « The dark side of targeting: Retirement saving for low-income Canadians », *Commentaire de l'Institut C.D. Howe*, n° 130, septembre, 16 p.

La dépression au travail

Heather Gilmour et Scott B. Patten

À l'échelle mondiale, la dépression est la principale cause d'incapacité chronique (Ustun, Yuso-Mateos, Chatterji et coll., 2004). Elle peut influencer sur de nombreux aspects de la vie, y compris le travail. En fait, on estime que les répercussions de la dépression sur le rendement au travail sont plus importantes que celles des problèmes de santé chroniques comme l'arthrite, l'hypertension, les maux de dos et le diabète (Kessler, Greenberg, Mickelson et coll., 2001).

Même si différentes incapacités associées à la dépression peuvent gêner une personne dans sa recherche d'emploi et dans son aptitude à garder un nouvel emploi¹, plusieurs personnes ayant récemment vécu un épisode dépressif majeur (dépression) font partie de la population active. En 2002, la majorité (71 %) des Canadiens de 25 à 64 ans qui avaient vécu un épisode dépressif majeur au cours des 12 mois précédents étaient occupées et pouvaient donc être aux prises avec des symptômes dépressifs nuisant à leur capacité d'accomplir leur travail.

En réalité, la dépression a été associée à l'absentéisme ainsi qu'à la baisse de productivité (présentéisme). Au Canada, le coût des pertes de productivité sous forme de jours d'absence pour incapacité de courte durée attribuable à la dépression a été estimé à 2,6 milliards de dollars en 1998 (Stephens et Joubert, 2001)².

Le présent article est fondé sur les résultats de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être de 2002 et de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) menée de 1994-1995 à 2002-2003 (voir *Sources de données et méthodologie*). La prévalence de la dépression chez les Canadiens occupés, âgés de 25 à 64 ans, est d'abord estimée en fonction des caractéristiques de

l'emploi, de la santé physique et mentale et des facteurs sociodémographiques (voir *Définitions*). Pour évaluer les répercussions de la dépression sur les problèmes au travail, on examine les associations avec la réduction des activités au travail, les jours d'incapacité et les absences au travail au moyen de modèles de régression logistique multivariée.

Dans la présente analyse, les problèmes au travail couvrent à la fois l'absentéisme (absent du travail pour une journée ou plus au cours de la semaine précédente) et le présentéisme (réduction des activités reliées au travail). Une troisième variable (au moins un jour d'incapacité en raison de santé mentale au cours des deux semaines précédentes), combine des éléments des deux premières et mesurent les jours où les participants à l'enquête sont restés au lit pour une journée ou une partie de la journée (absentéisme) ainsi que les journées pendant lesquelles les répondants avaient dû réduire leurs activités ou déployer un effort supplémentaire pour les effectuer (voir *Les problèmes au travail*).

Près d'un demi-million de travailleurs vivent avec la dépression

Selon l'ESCC de 2002, 3,7 % des personnes occupées âgées de 25 à 64 ans au moment de leur entrevue (soit environ 489 000 Canadiens) avaient vécu un épisode dépressif majeur au cours des 12 mois précédents (tableau 1). Un autre 8 % des personnes occupées (1 million) avaient vécu un épisode dépressif au cours de leur vie, mais non au cours de l'année qui a précédé l'enquête (données non présentées).

La prévalence de la dépression chez les travailleurs était presque deux fois plus forte chez les femmes que chez les hommes (5,1 % contre 2,6 %)³ et beaucoup plus fréquente chez les personnes divorcées, séparées ou

Heather Gilmour travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa (Ontario) et on peut la joindre au 613-951-2114. Scott B. Patten travaille aux départements de Psychiatrie et des Sciences de la santé communautaire, Université de Calgary et on peut le joindre au 403-220-8752 on peut également joindre les deux à perspective@statcan.ca.

Tableau 1 Pourcentage des personnes occupées âgées entre 25 et 64 ans ayant souffert d'un épisode dépressif majeur au cours des 12 derniers mois

	en milliers	%
Total	489,0	3,7
Sexe		
Hommes (réf)	184,6	2,6
Femmes	304,3	5,1 *
Groupe d'âge		
25 à 44 ans	317,2	4,1
45 à 64 ans (réf)	171,8	3,2
Profession		
Col blanc	264,6	3,9 *
Ventes/services	107,9	4,6 *
Col bleu (réf)	77,6	2,5
Nombre d'heures de travail par semaine		
1 à 29	90,5	5,7 *
30 à 40 (réf)	273,5	4,1
Plus de 40	124,3	2,6 *
Horaire de travail		
Normal de jour (réf)	331,7	3,5
Normal de soirée/de nuit	48,1 ^E	5,6 ^{E*}
Irrégulier/quart rotatif	109,2	4,0
Autoévaluation du stress au travail - niveau élevé		
Oui	260,5	6,0 *
Non (réf)	216,6	2,5
État matrimonial		
Marié en union libre (réf)	292,7	3,0
Divorcé/séparé/veuf	98,8	7,5 *
Jamais marié	96,5	5,0 *
Niveau de scolarité		
Diplôme d'études secondaires ou niveau inférieur d'études (réf)	151,5	3,5
Études postsecondaires partielles	35,5 ^E	4,2 ^E
Diplôme ou certificat d'études postsecondaires	296,4	3,8
Revenu du ménage		
Inférieur/moyen inférieur/moyen	114,6	4,7 *
Moyen supérieur/supérieur (réf)	344,1	3,4
Problème de santé chronique		
Oui	328,2	4,9 *
Non (réf)	159,8	2,5
Catégorie d'indice de masse corporelle		
Poids insuffisant/normal (réf)	241,0	4,0
Embonpoint	162,3	3,5
Obésité	77,5	3,4
Trouble anxieux au cours des 12 derniers mois		
Oui	108,3	20,0 *
Non (réf)	357,4	2,9
Trouble anxieux au cours de la vie, pas au cours des 12 derniers mois		
Oui	46,4	5,0 *
Non (réf)	311,0	2,7
Dépendance à l'alcool/aux drogues au cours des 12 derniers mois		
Oui	28,7 ^E	9,3 *
Non (réf)	458,6	3,6

* Valeur significativement différente de celle observée pour la catégorie de référence (réf) à moins du niveau 0,05.

Source: Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2: Santé mentale et bien-être, Statistique Canada, 2002

veuves (7,5 %), en opposition aux personnes mariées ou vivant en union libre (3,0 %). Les travailleurs qui vivaient dans des ménages à faible revenu avaient également plus de chances de souffrir de dépression que ceux qui vivaient dans des ménages à revenu élevé (4,7 % contre 3,4%). Les personnes prises avec des problèmes de santé chroniques qui avaient durés pendant au moins 6 mois (arthrite, diabète ou cancer) avaient deux fois plus de chances d'avoir été dépressives⁴ que celles qui n'éprouvaient pas ces problèmes de santé chroniques. Les différences selon l'âge et le niveau de scolarité n'étaient pas significatives.

Des études antérieures ont démontré que le stress au travail est lié à la dépression et à d'autres troubles psychologiques (Wang, 2005; Shields, 2006). Les résultats de l'ESCC de 2002 étaient similaires. En réalité, les travailleurs qui ont déclaré un niveau élevé de stress au travail avaient plus de chances d'avoir déclaré une dépression au cours des 12 derniers mois que les travailleurs qui avaient un niveau peu élevé de stress au travail (6 % contre 2,5 %). De plus, les travailleurs qui ont souffert de troubles anxieux au cours des 12 derniers mois ou d'une dépendance à l'alcool ou aux drogues risquaient davantage de souffrir d'un épisode dépressif majeur pendant cette période que ceux qui n'avaient pas eu ces problèmes (20,0 % contre 2,9 % pour les troubles anxieux).

Plusieurs facteurs liés à l'emploi, incluant la profession et le travail par quarts, étaient associés à la dépression. Les cols blancs et les travailleurs dans les ventes ou les services risquaient davantage que les cols bleus d'avoir souffert de dépression en 2002 (tableau 1)⁵. Les travailleurs qui avaient un horaire

Définitions

Dans le questionnaire de l'ESCC, on demandait aux répondants s'ils avaient vécu une période de quelques jours ou plus pendant laquelle ils s'étaient sentis tristes, vides ou déprimés; s'ils étaient vraiment découragés à propos de ce qui se passait dans leur vie et s'ils avaient perdu de l'intérêt envers les choses qu'ils aimaient normalement telles que le travail, les passe-temps et les relations personnelles étroites. Ceux qui ont répondu par l'affirmative à au moins un scénario se sont fait demander des questions plus spécifiques afin de déterminer s'ils avaient des antécédents de dépression majeure et s'ils avaient déjà vécu un épisode dépressif majeur au cours des 12 mois précédents.

Dans le cadre de l'ENSP, les critères étaient plus simples et les répondants se sont fait poser seulement un sous-ensemble de questions.

Une note globale a été calculée pour chaque participant et les résultats transformés en estimation d'une probabilité d'un diagnostic de dépression majeure au cours des 12 mois précédents. Une personne était réputée comme ayant vécu un épisode dépressif majeur si la probabilité d'un diagnostic exact était de 90 % ou mieux. On peut trouver la liste complète des questions dans l'étude initiale (Gilmour et Patten, 2007). Dans cette analyse, les personnes ayant vécu un épisode maniaque au cours de leur vie étaient exclues des estimations de l'ESCC, mais ces personnes étaient incluses dans les estimations de l'ENSP.

Les répondants étaient des **personnes occupées** s'ils avaient travaillé pendant la semaine précédant leur entrevue ou s'ils avaient dû s'absenter temporairement d'un emploi ou de leur entreprise en raison de maladie, de vacances ou de responsabilités familiales. Le personnel et les travailleurs autonomes ont été enquêtés.

Les données de la **profession** pour l'ESCC ont été réduites en trois vastes catégories : cols blancs (dirigeants; professionnels; technologues, techniciens ou emplois techniques; et administration, finance ou travail de bureau), ventes ou services, et cols bleus (métiers, transport ou machinerie; occupation en agriculture, foresterie, pêche ou extraction minière; occupation en transformation, fabrication ou services d'utilité publique). Pour l'ENSP, on a déterminé les catégories professionnelles suivantes : cols blancs (administration et professionnels), ventes ou services et cols bleus.

Les **heures de travail par semaine** sont le nombre d'heures habituellement travaillées dans un emploi ou une entreprise en incluant les heures supplémentaires payées ou impayées.

Les **horaires de travail** étaient : un horaire normal de jour; un horaire normal de soirée ou un quart normal de nuit, et un quart irrégulier ou un quart rotatif (quart brisé, sur appel, horaire irrégulier, ou autre).

Le nombre d'heures de travail par semaine et l'horaire de travail étaient fondés sur l'emploi principal, c'est-à-dire celui représentant le plus grand nombre d'heures de travail par semaine.

L'échelle de **revenu du ménage** était établie en fonction du nombre de personnes vivant dans les ménages et leur revenu combiné de toutes sources au cours des 12 mois précédents.

Dans l'ESCC, les **problèmes de santé chroniques** sont les problèmes à long terme qui ont perduré ou étaient prévus de durer six mois ou plus et qui avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé: l'asthme, l'arthrite et les rhumatismes; les problèmes de dos (autres que la fibromyalgie et l'arthrite); la haute pression sanguine, les migraines, les bronchites chroniques, l'emphysème et maladie pulmonaire obstructive chronique (MOPC); le diabète; l'épilepsie; les maladies du cœur; le cancer, les ulcères d'estomac et d'intestin, les effets secondaires d'un accident vasculaire cérébral; les troubles intestinaux (ex : la maladie de Crohn, la colite); la maladie d'Alzheimer et autres démences; les cataractes; le glaucome; et les problèmes de glande thyroïde.

L'ENSP a considéré: l'asthme, l'arthrite et les rhumatismes; les problèmes de dos (autres que l'arthrite); la haute pression sanguine, les migraines, les bronchites chroniques et l'emphysème; le diabète; l'épilepsie; les maladies du cœur; le cancer, les ulcères d'estomac et d'intestin, les effets secondaires d'un accident vasculaire cérébral; la maladie d'Alzheimer et autres démences; et le glaucome.

L'**Indice de Masse Corporelle (IMC)** a été calculé en divisant le poids en kilogrammes par la taille en mètres carrés. Trois *catégories* ont été utilisées: poids insuffisant/normal (IMC inférieur à 25), embonpoint (25 à 29) et obésité (30 et plus).

Les répondants étaient réputés comme ayant eu un **trouble anxieux** au cours des 12 derniers mois s'ils satisfaisaient aux critères diagnostiques d'un trouble de panique, d'agoraphobie ou d'un trouble anxieux social pendant cette période.

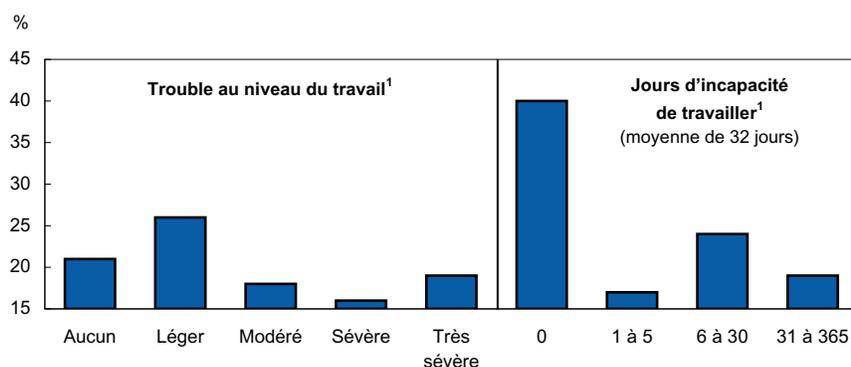
La catégorie **dépendance à l'alcool/aux drogues** au cours des 12 derniers mois se réfère aux répondants qui ont satisfait aux critères pour la dépendance à l'alcool et aux drogues illicites.

La variable **fumeurs quotidiens** était seulement disponible de la part des répondants à l'ENSP.

Taille du ménage et revenu

Échelle de revenu	Personnes vivant dans les ménages	Revenu total du ménage	
		\$	
Inférieur	1 à 4	moins de 10 000 \$	
	5 ou plus	moins de 15 000 \$	
Moyen inférieur	1 ou 2	10 000 \$ à 14 999 \$	
	3 ou 4	10 000 \$ à 19 999 \$	
	5 ou plus	15 000 \$ à 29 999 \$	
Moyen	1 ou 2	15 000 \$ à 29 999 \$	
	3 ou 4	20 000 \$ à 39 999 \$	
	5 ou plus	30 000 \$ à 59 999 \$	
Moyen supérieur	1 ou 2	30 000 \$ à 59 999 \$	
	3 ou 4	40 000 \$ à 79 999 \$	
	5 ou plus	60 000 \$ à 79 999 \$	
Supérieur	1 ou 2	60 000 \$ ou plus	
	3 ou plus	80 000 \$ ou plus	

Graphique A La majorité des travailleurs qui ont souffert de dépression déclarent certaines répercussions sur le rendement au travail



¹ Au cours des 12 derniers mois.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être, Statistique Canada, 2002

normal de soirée ou un quart normal de nuit avaient plus de chances de déclarer un épisode dépressif majeur que ceux qui avaient un horaire normal de jour (5,6 % contre 3,5 %)⁶.

La prévalence de la dépression était relativement faible chez les travailleurs qui passaient plus de 40 heures par semaine au travail (2,6 %), mais sensiblement plus élevée chez ceux qui travaillaient moins de 30 heures (5,7 %). Cet écart reflète peut-être l'effet de la santé mentale sur le nombre d'heures travaillées; au moment de l'enquête, plusieurs personnes dépressives ou récemment dépressives n'étaient peut-être pas capables d'occuper un emploi à temps plein.

Les symptômes dépressifs nuisent au travail

On a demandé aux participants à l'ESCC qui avaient vécu un épisode dépressif majeur au cours de l'an-

née qui a précédé l'enquête, d'indiquer dans quelle mesure, selon une échelle allant de 1 à 10, cette maladie avait perturbé plusieurs aspects de leur vie durant la période où leurs symptômes avaient été les plus sévères. On leur a également demandé pendant combien de jours les symptômes dépressifs les avaient rendus totalement incapables de travailler ou d'exécuter leurs activités normales.

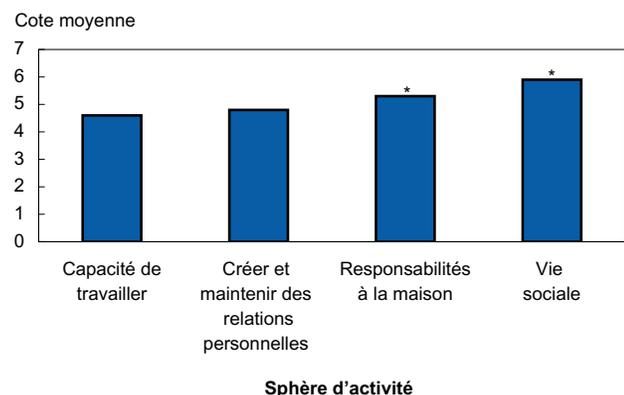
La plupart des travailleurs (8 sur 10) qui avaient souffert de dépression au cours de l'année qui a précédé l'entrevue ont déclaré que les symptômes avaient nuï à leur capacité de travailler dans au moins une certaine mesure (graphique A). Par exemple, un répondant sur cinq avait connu des troubles très sévères qui l'avaient empêché d'offrir un bon rendement au travail; un autre tiers avaient connu des troubles variés de modérés à sévères. En moyenne, les travailleurs souffrant de dépression ont déclaré 32 jours au cours de la dernière année durant lesquels leurs

symptômes les avaient rendus totalement incapables de travailler ou d'exécuter leurs activités normales.

La forte mesure dans laquelle la dépression a nuï au fonctionnement au travail n'est pas étonnante. Les symptômes de dépression peuvent comprendre la fatigue ou le manque d'énergie, une perte d'intérêt envers le travail et une diminution de l'aptitude à se concentrer sur les tâches à effectuer, combinés au fait de se sentir triste ou désespéré. Un certain nombre d'éléments cruciaux du rendement au travail sont particulièrement vulnérables à de tels symptômes, comme la gestion du temps, la concentration, le travail d'équipe et la production globale (Burton, Pransky, Conti et coll., 2004).

Néanmoins, un travailleur sur cinq ayant souffert de dépression au cours de l'année précédente a déclaré qu'elle n'avait pas eu d'effet sur sa capacité de travailler. Une proportion encore plus importante (40 %) a déclaré n'avoir jamais eu un jour où ils avaient été totalement incapables de travailler ou d'accomplir leurs activités normales. Chez ces travailleurs, les symptômes avaient été relativement légers ou n'avaient pas été assez sévères pour nuire à l'exécution de leurs fonctions; ou bien ils avaient eu une plus forte incidence sur d'autres aspects de leur vie, tel que leur aptitude à assumer leurs responsabilités à la maison⁷. En fait, conformément aux résultats de recherches antérieures (Kessler, Berglund, Demler et coll., 2003), la cote moyenne (le degré auquel la dépression devenait une entrave envers différentes activités) était considérablement plus élevée dans les domaines de la vie sociale et des responsabilités à la maison que pour la capacité de travailler (graphique B).

Graphique B La dépression touche de manière plus significative les activités qui ne sont pas reliées au travail



* Valeur significativement différente de l'estimation pour Capacité de travailler à moins du niveau 0,05.

Nota: Les cotes s'échelonnent dans un intervalle de 0 (aucun trouble) à 10 (trouble très sévère); Voir *La dépression et les problèmes au travail* pour davantage d'information.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être, Statistique Canada, 2002

dépressif au cours des 12 mois précédents étaient près de trois fois plus susceptibles (29 % contre 10 %) de déclarer avoir réduit leurs activités au travail en raison d'un problème de santé de longue durée (graphique C). Les répondants qui avaient eu des antécédents de dépression au cours de la vie, même s'ils n'avaient pas souffert de dépression au cours de l'année qui a précédé l'enquête, couraient un plus grand risque de réduire leurs activités au travail (16 %). Toutefois, les travailleurs qui avaient des antécédents de dépression pouvaient avoir intentionnellement réduit leurs activités afin de diminuer le stress au travail et réduire au minimum le risque d'un autre épisode dépressif. En outre, ils souffraient peut-être d'une dépression subclinique⁸, phénomène qui a été lié à l'incapacité fonctionnelle (Martin, Blum, Beach et coll., 1996).

On observe aussi une relation étroite entre la dépression et les jours d'incapacité pour des raisons de santé mentale : 13 % des travailleurs ayant souffert de dépression au cours de l'année qui a précédé l'enquête ont déclaré au moins un jour au cours des deux dernières semaines où, pour des raisons émotionnelles ou mentales ou à cause de l'usage d'alcool ou de drogues,

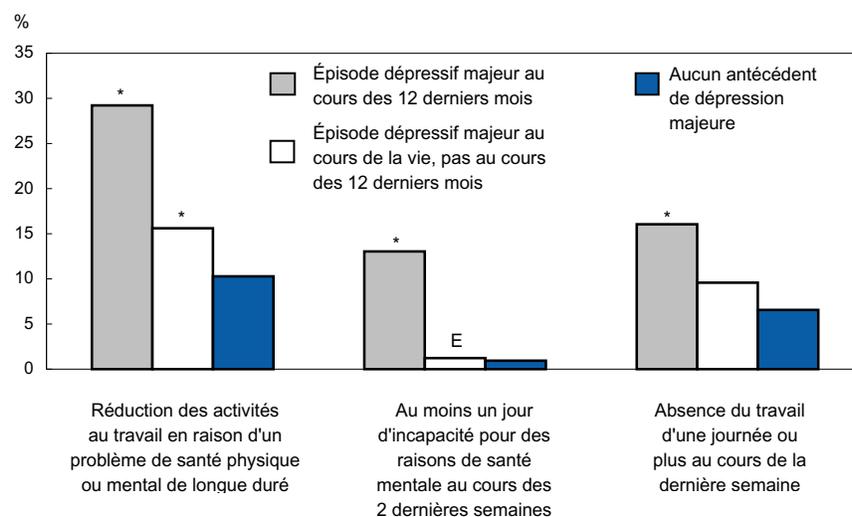
Les diverses formes de problème au travail

Les travailleurs ayant souffert de dépression majeure risquaient davantage que ceux n'ayant pas d'antécédents de dépression de déclarer plusieurs problèmes particuliers au travail :

- réduction des activités en raison d'un problème de santé physique ou mentale de longue durée
- au moins un jour d'incapacité pour des raisons de santé mentale au cours des deux semaines précédentes
- absence du travail d'une journée ou plus au cours de la dernière semaine (voir *Les problèmes au travail*).

Comparativement aux travailleurs sans antécédents de dépression, ceux qui avaient vécu un épisode

Graphique C Les problèmes au travail en raison d'un état de santé sont plus fréquents chez les personnes qui souffrent de dépression



* Valeur significativement différente de l'estimation pour Aucun antécédent de dépression majeure à moins du niveau 0,05.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 1.2 : Santé mentale et bien-être, Statistique Canada, 2002

ils avaient dû rester au lit, réduire leurs activités normales ou faire un effort supplémentaire pour accomplir leurs activités quotidiennes. En revanche, seulement 1 % des travailleurs sans antécédents de dépression ont déclaré avoir pris un jour d'incapacité pour des raisons de santé mentale.

Les absences du travail étaient beaucoup plus fréquentes chez les personnes qui avaient souffert de dépression au cours de l'année qui a précédé l'enquête que chez celles n'ayant pas d'antécédents de dépression : 16 % des travailleurs ayant déclaré un récent épisode dépressif avaient été absents pour au moins une journée au cours de la dernière semaine comparativement à 7 % des répondants qui n'avaient jamais vécu un épisode dépressif.

La dépression s'accompagne souvent d'autres troubles psychiatriques, de consommation abusive d'alcool ou de drogues, ou de problèmes de santé qui peuvent nuire à la capacité de travailler. Pour déterminer si les associations entre la dépression et les problèmes au travail étaient statistiquement significatives, on a utilisé des modèles multivariés qui tenaient compte de l'effet de ces facteurs et d'autres facteurs éventuellement confusionnels comme les caractéristiques sociodémographiques des répondants et les caractéristiques de l'emploi (voir *Sources des données et méthodologie*). Même lorsque les effets de tous ces facteurs sont pris en compte, les associations entre la dépression et les problèmes au travail persistent. Pour les travailleurs ayant vécu un épisode dépressif majeur au cours de l'année qui a précédé l'enquête, la cote exprimant la possibilité de réduction des activités au travail et d'absences

récentes du travail était plus de deux fois plus élevée et celle de déclarer un jour d'incapacité pour des raisons de santé mentale était six fois plus élevée que pour les travailleurs qui n'avaient pas d'antécédents de dépression (tableau 2).

Interactions entre les caractéristiques de l'emploi et la nature et la sévérité des problèmes au travail

L'association entre la dépression et les problèmes au travail peut être particulièrement importante dans certaines situations d'emploi. Par conséquent, les modèles pour les problèmes au travail ont été réexécutés en incluant des termes d'interaction entre la dépression et la profession, les heures de travail et l'horaire de travail.

L'interaction entre la dépression et les emplois de cols blancs était positive pour la réduction des activités au travail. Ainsi, même si les cols blancs étaient généralement moins susceptibles que les cols bleus de réduire leurs activités au travail (tableau 2), ceux qui avaient vécu récemment un épisode de dépression avaient 3 fois plus de chances de réduire leurs activités au travail (données non présentées). Cette différence peut être attribuable à une plus forte incidence des symptômes dépressifs sur les activités plus souvent comprises dans les emplois de cols blancs, comparativement à d'autres professions.

Une association entre la dépression et la réduction des activités au travail se dégage également dans le cas des personnes qui travaillent régulièrement le soir ou la nuit plutôt que le jour⁹. Une étude antérieure a révélé des relations entre le fait de travailler pendant les quarts de soi-

rée et les problèmes psychosociaux, les problèmes de santé chroniques, les problèmes de sommeil et la détresse (Shields, 2002). Ainsi, il se peut que les symptômes dépressifs viennent renforcer l'incidence d'autres problèmes de santé associés au travail par quarts et, par conséquent, entraîner encore plus de problèmes au travail.

Les problèmes au travail associés aux mécanismes particuliers d'adaptation et à l'absence de soutien

Dans de nombreuses études, les différents comportements d'adaptation et les niveaux de soutien disponibles ont été associés au risque de dépression et à d'autres maladies mentales (Park, Wilson et Lee, 2004; Ramage-Morin, 2004; Wilkins, 2004). Cependant, peu d'études ont évalué si ces facteurs sont liés au rendement au travail des travailleurs souffrant de troubles mentaux.

Les résultats de l'ESCC montrent que les travailleurs qui avaient vécu récemment un épisode dépressif utilisaient souvent des mécanismes d'adaptation différents de ceux qu'adoptaient d'autres travailleurs (graphique D). En effet, les travailleurs qui avaient vécu un épisode dépressif majeur étaient plus susceptibles de déclarer faire face au stress en évitant d'être en compagnie des gens (66 % par rapport à 33 % pour les travailleurs ne souffrant pas de dépression), en utilisant des moyens négatifs de réduire la tension (fumer ou consommer plus d'alcool que d'habitude — 82 % contre 53 %), en se blâmant (74 % contre 50 %), ou en souhaitant que la situation disparaisse (91 % contre 76 %). En outre, au moment de composer avec le stress, les travailleurs qui

Tableau 2 Dépression et les caractéristiques sélectionnées liées aux résultats sur le plan des problèmes au travail des personnes occupées âgées de 25 à 64 ans

	Réduction du travail en raison d'un problème de santé physique ou mentale	Au moins un jour d'incapacité pour des raisons de santé mentale au cours des deux dernières semaines	Absence du travail d'une journée ou plus au cours de la dernière semaine
Rapports de cotes corrigés			
Épisode dépressif majeur			
Au cours des 12 derniers mois	2,4*	6,2*	2,3*
Au cours de la vie, pas au cours des 12 derniers mois	1,3*	0,9	1,4
Pas d'antécédent d'épisode dépressif majeur (réf)	1,0	1,0	1,0
Sexe			
Hommes	1,1	0,8	0,6*
Femmes (réf)	1,0	1,0	1,0
Groupe d'âge			
25 à 44 ans	1,2	0,8	0,9
45 à 64 ans (réf)	1,0	1,0	1,0
Profession			
Col blanc	0,7*	1,0	1,0
Ventes/services	1,0	1,1	0,7*
Col bleu (réf)	1,0	1,0	1,0
Nombre d'heures de travail par semaine			
1 à 29	1,2	1,1	0,9
30 à 40 (réf)	1,0	1,0	1,0
Plus de 40	1,0	0,5*	0,8*
Horaire de travail			
Normal de jour (réf)	1,0	1,0	1,0
Normal de soirée/de nuit	1,0	1,7	1,2
Irrégulier/quart rotatif	1,2	1,5	1,2
Autoévaluation de stress au travail-niveau élevé			
Oui	1,4*	1,8*	1,2
Non (réf)	1,0	1,0	1,0
État matrimonial			
Marié/en union libre (réf)	1,0	1,0	1,0
Divorcé/séparé/veuf	1,0	1,2	1,1
Jamais marié	1,1	1,7*	0,7*
Niveau de scolarité			
Diplôme d'études secondaires ou niveau inférieur d'études (réf)	1,0	1,0	1,0
Études postsecondaires partielles	1,1	0,8	1,0
Diplôme ou certificat d'études postsecondaires	0,9	0,9	1,0
Revenu du ménage¹			
Inférieur/moyen inférieur/moyen	1,1	1,0	0,9
Moyen supérieur/supérieur (réf)	1,0	1,0	1,0
Problème de santé chronique²	4,7*	1,9*	1,1
Catégorie d'indice de masse corporelle¹			
Poids insuffisant/normal (réf)	1,0	1,0	1,0
Embonpoint	1,2	1,4	1,2
Obésité	1,5*	0,9	1,0
Trouble anxieux au cours des 12 derniers mois²	2,2*	5,9*	1,0
Dépendance à l'alcool/aux drogues au cours des 12 derniers mois²	1,4	3,8*	0,9

1 Afin de pouvoir maximiser la taille de l'échantillon, on a intégré à chaque modèle une catégorie Données manquantes, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.

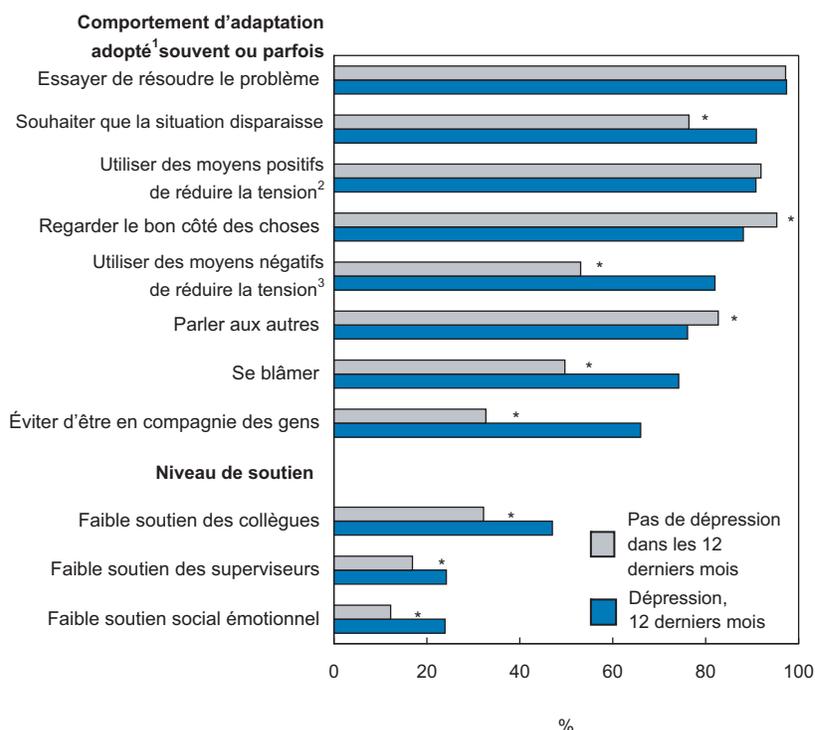
2 Catégorie de référence; si elle n'est pas indiquée, la catégorie de référence est l'absence de caractéristiques particulières.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (réf) à moins du niveau 0,05.

Nota : Certains rapports de cotes avec des intervalles limités de bonne/mauvaise confiance de 1.0 ont été statistiquement significatifs avant de faire les arrondissements.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être, Statistique Canada, 2002

Graphique D Les personnes qui souffrent de dépression sont plus susceptibles d'adopter des comportements d'adaptation négatifs



1 Les sujets interrogés n'ont pas été réputés d'adopter un comportement d'adaptation particulier lorsqu'ils ont déclaré le faire rarement ou jamais.
 2 Jogging ou autres activités physiques, prier ou rechercher de l'aide spirituelle, faire quelque chose d'agréable.
 3 Dormir davantage que d'habitude, manger davantage ou moins que d'habitude, fumer davantage que d'habitude, consommer de l'alcool, des drogues ou des médicaments.
 * Valeur significativement différente de l'estimation pour les employés ayant souffert de dépression à moins du niveau 0,05.
 Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être, Statistique Canada, 2002

avaient souffert de dépression étaient moins enclins à parler à d'autres personnes (76 % en comparaison à 83 % pour ceux qui ne souffraient pas de dépression) ou de regarder le bon côté des choses (88 % contre 95 %).

Les travailleurs en dépression risquaient davantage de déclarer un faible niveau de soutien des collè-

gues de travail (47 % par rapport à 32 %), un faible niveau de soutien des superviseurs (24 % par rapport à 17 %) et un faible soutien social émotionnel (24 % par rapport à 12 %).

Un modèle multivarié a été utilisé afin de mettre au point les variables : sexe, groupe d'âge, profession, nombre d'heures travaillées

par semaine, horaire de travail, autoévaluation du stress au travail, état matrimonial, niveau de scolarité, revenu du ménage, problème de santé chronique, poids, trouble anxieux et dépendance à l'alcool ou aux drogues au cours des 12 derniers mois. Ensuite, on a comptabilisé individuellement les variables des comportements d'adaptation et de soutien. Pour le groupe des travailleurs, le modèle a également été ajusté pour la dépression.

La plupart des variables portant sur les comportements d'adaptation et le soutien étaient associées au fait d'avoir eu recours à au moins une journée d'incapacité en raison de problèmes de santé mentale au cours des deux semaines précédentes ou un réduction des activités au travail chez les répondants occupés (7 sur 11, voir tableau 3). Par contre, seulement deux variables se sont révélées significatives, soit le fait de regarder le bon côté des choses et le faible niveau de soutien des collègues, et ont été considérées pour les travailleurs qui avaient vécu un épisode dépressif.

« Regarder le bon côté des choses » a réduit la cote des travailleurs ayant eu recours à au moins une journée d'incapacité en raison de problèmes de santé mentale au cours des deux semaines qui ont précédé leur entrevue. En revanche, il est possible que les comportements d'adaptation évalués par l'ESCC ont été influencés par la nature et l'étendue des symptômes de dépression; par exemple, le fait que les personnes dépressives ont souvent un point de vue négatif, l'association avec « regarder le bon côté des choses » peut davantage refléter les travailleurs ayant un faible niveau de dépression que ceux ayant un niveau modéré ou élevé de dépression.

Sources des données et méthodologie

L'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale et bien-être (ESCC) de 2002 a été effectuée de mai à décembre 2002, et a couvert la population de 15 ans et plus vivant dans des ménages privés dans les dix provinces, à l'exception des personnes vivant en établissement, des membres de la force régulière des Forces armées du Canada, des civils résidant dans les bases militaires, des habitants des réserves indiennes et dans certaines régions éloignées.

Une personne a été sélectionnée au hasard dans chaque ménage échantillonné aux fins de l'entrevue et les réponses par procuration n'ont pas été acceptées. L'échantillon répondant comptait 36 984 personnes de 15 ans et plus.

Depuis 1994-1995, l'**Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)** permet de recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population canadienne. La période de référence pour cette enquête est les douze mois précédents. Afin de faire face à une variation saisonnière, la collecte statistique s'effectue dans les mois de juin, août, novembre et mars. Elle vise la population à domicile et les personnes vivant en établissement dans l'ensemble des provinces et des territoires, à l'exception des réserves indiennes, des bases des Forces armées du Canada et de certaines régions éloignées.

En 1994-1995, pour former un panel longitudinal de 17 626 personnes, on a regroupé un sous-ensemble parmi les personnes sélectionnées dans les dix provinces. Cette étude a utilisé le cycle 5 du panel de 2002-2003.

Des modèles de régression logistique multivariée ont servi à évaluer les associations entre le fait d'avoir vécu un épisode dépressif majeur au cours de l'année précédente (ou dans une période antérieure; ou jamais) et les problèmes au travail. Les modèles ont été exécutés de nouveau afin d'inclure des paramètres d'interaction entre la dépression et les caractéristiques variées de l'emploi.

Des régressions distinctes ont été exécutées pour les travailleurs répondants ayant souffert de dépression au

cours des 12 mois précédents afin de déterminer si les différents comportements d'adaptation, le soutien social émotionnel, le soutien des collègues et le soutien des superviseurs étaient associés aux problèmes au travail.

Étant donné la petite taille de l'échantillon, les modèles ont été exécutés pour les hommes et les femmes confondus. Les interactions entre le sexe et la dépression n'étaient significatives dans aucun des modèles.

On a procédé à un examen longitudinal des facteurs associés à la réduction des activités au travail et au fait d'avoir eu au moins un jour d'incapacité en raison d'une maladie ou d'une blessure au cours des deux semaines précédentes. Quatre cohortes d'observations ont servi à l'analyse de la réduction des activités au travail (1994-1995 à 2000-2001) et deux cohortes (1994-1995 et 1996-1997) à l'analyse d'au moins un jour d'incapacité au cours des deux semaines précédentes. Pour chaque année de référence, les travailleurs actuellement occupés de 25 à 64 ans qui n'ont pas déclaré avoir réduit leurs activités au travail ont été sélectionnés pour le premier modèle; ceux qui n'avaient pas déclaré un jour d'incapacité au cours des deux semaines précédentes ont été sélectionnés pour le deuxième modèle.

On a ensuite procédé à une analyse par régression logistique multivariée pour examiner les caractéristiques des travailleurs en l'année de référence par rapport au fait d'avoir déclaré des problèmes au travail deux ans plus tard. Certaines variables utilisées dans les modèles transversaux de l'ESCC n'étaient pas disponibles dans le fichier longitudinal de l'ENSP ou étaient disponibles seulement pour certains cycles.

Toutes les estimations et les analyses étaient fondées sur des données pondérées reflétant la répartition selon l'âge et le sexe de la population à domicile âgée de 15 ans et plus dans les dix provinces en 2002. Pour tenir compte des effets du plan de sondage, les erreurs-types et les coefficients de variation ont été estimés selon la méthode du *bootstrap* (Yeo, Mantel et Liu, 1999).

Le faible soutien des collègues a augmenté la cote des travailleurs en dépression qui s'étaient absentes du travail pour une journée ou plus au cours des deux semaines précédentes. Puisque cette analyse est transversale, il est difficile de déterminer la direction de cette association; c'est-à-dire qu'il est ardu de conclure que le faible niveau de soutien des collègues a une incidence au niveau de l'absence du travail ou vice-versa.

Conséquences à long terme de la dépression

Les données transversales ne permettent pas de déterminer si la dépression entraîne des problèmes au travail ou si les travailleurs qui sont limités dans ce qu'ils peuvent faire au travail sont plus susceptibles de souffrir

de dépression. Les données longitudinales de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) peuvent apporter des éclaircissements sur la séquence temporelle de ces événements.

Par exemple, il est possible d'évaluer si les travailleurs qui avaient souffert de dépression avaient plus de chances d'être victimes de problèmes au travail au moment d'un suivi deux ans plus tard. L'analyse longitudinale multivariée montre une cote élevée de problèmes au travail deux ans plus tard chez les personnes qui ont vécu une dépression. En réalité, pour les travailleurs qui ont vécu une dépression, la cote de réduction des activités au travail deux ans plus tard en raison de problèmes de santé physique ou mentale de longue durée

Tableau 3 Comportements d'adaptation et support liés aux résultats sur le plan des problèmes au travail des personnes occupées âgées de 25 à 64 ans

	Réduction du travail en raison d'un problème de santé physique ou mentale		Au moins un jour d'incapacité pour des raisons de santé mentale au cours des deux dernières semaines		Absence du travail d'une journée ou plus au cours de la dernière semaine	
	Tous les travailleurs	Dépression au cours des 12 derniers mois	Tous les travailleurs	Dépression au cours des 12 derniers mois	Tous les travailleurs	Dépression au cours des 12 derniers mois
Comportement d'adaptation (adopté souvent ou parfois)¹	Rapports de cotes corrigés					
Essayer de résoudre le problème	0,8	0,9	0,7	0,8	1,0	...
Souhaiter que la situation disparaisse	1,3*	0,6	2,1*	0,6	0,9	0,8
Utiliser des moyens positifs de réduire la tension ²	0,9	0,5	1,1	2,1	0,7	0,4
Regarder le bon côté des choses	0,9	0,7	0,5*	0,3*	0,9	1,4
Utiliser des moyens négatifs de réduire la tension ³	1,4*	0,8	3,1*	2,6	1,2	1,2
Parler aux autres	0,8*	1,0	0,7*	0,6	0,9	1,6
Se blâmer	1,1	1,7	1,3	1,3	1,1	1,4
Éviter la compagnie des gens	1,1	1,0	1,4	0,7	1,1	1,3
Niveau de soutien						
Faible soutien des collègues	1,1	1,1	1,7*	0,8	1,1	1,9
Faible soutien des superviseurs	1,0	1,3	1,7*	1,1	1,3	1,1
Faible soutien social émotionnel	1,5*	1,5	1,9*	1,7	0,7	1,1

1 En opposition à rarement ou jamais (catégorie de référence).

2 Jogging ou autres activités physiques, prier ou rechercher de l'aide spirituelle, faire quelque chose d'agréable.

3 Dormir davantage que d'habitude, manger davantage ou moins que d'habitude, fumer davantage que d'habitude, consommer de l'alcool, des drogues ou des médicaments.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (réf) à moins du niveau 0,05.

Nota : Certains rapports de cotes avec des intervalles limités de bonne/mauvaise confiance de 1.0 ont été statistiquement significatifs avant de faire les arrondissements.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, cycle 1.2 : Santé mentale en bien-être, Santé mentale et bien-être, 2002

était 1,4 fois supérieure à ceux qui n'avaient pas vécu un épisode dépressif majeur (tableau 4). De plus, en observant les absences du travail par le nombre de journées d'incapacité auxquelles les travailleurs ont dû recourir, on peut remarquer que ceux qui étaient dépressifs avaient un cote 1,8 fois plus élevée de s'être absentés pour ces raisons deux ans plus tard; les effets de la dépression sur le rendement au travail peuvent être de longue durée.

Conclusion

En 2002, près d'un demi-million de Canadiens occupés âgés de 25 à 64 ans (près de 4 % de la population active) avaient vécu un épisode dépressif au cours de l'année qui a précédé l'enquête, et un autre million additionnel de travailleurs avaient souffert de dépression à un moment donné au cours de leur vie. L'incidence

de la dépression chez les femmes dans la main d'œuvre était deux fois supérieure à celle des hommes, et la prévalence de la dépression était moindre pour les travailleurs qui étaient mariés ou qui vivaient en union libre.

Conformément aux résultats d'autres recherches¹⁰, les données donnent à penser que la dépression est associée aux absences du travail et à la perte de productivité sous forme d'activités réduites. Les analyses révèlent également que la dépression a des associations avec les problèmes au travail qui persistent même lorsque les effets des caractéristiques socio-démographiques, de l'emploi et de la santé sont pris en compte. Aussi, il est évident que les effets de la dépression sur le rendement au travail peuvent être de longue durée.

Tableau 4 Dépression et caractéristiques sélectionnées liées aux nouveaux problèmes¹ au travail deux ans plus tard des personnes occupées âgées de 25 à 64 ans

	Réduction du travail en raison d'un problème de santé physique ou mentale de longue durée	Au moins un jour d'incapacité au cours des deux dernières semaines à cause d'une maladie ou d'une blessure
	Rapports de cotes corrigés	
Épisode dépressif majeur au cours des 12 derniers mois²	1,4*	1,8*
Sexe		
Hommes	0,9	0,7*
Femmes (réf)	1,0	1,0
Groupe d'âge		
25 à 44 ans	0,8	1,0
45 à 64 ans (réf)	1,0	1,0
Profession		
Col blanc	0,8	1,2
Ventes/services	0,8*	1,0
Col bleu (réf)	1,0	1,0
Nombre d'heures de travail par semaine		
1 à 29	1,2	0,9
30 à 40 (réf)	1,0	1,0
Plus de 40	1,0	0,8*
Horaire de travail		
Normal de jour (réf)	1,0	1,0
Normal de soirée/de nuit	1,3	1,0
Irrégulier/quart rotatif	1,1	1,0
État matrimonial		
Marié/en union libre (réf)	1,0	1,0
Divorcé/séparé/veuf	1,2	1,4*
Jamais marié	1,3*	1,2
Niveau de scolarité³		
Diplôme d'études secondaires ou niveau inférieur d'études (réf)	1,0	1,0
Études postsecondaires partielles	0,7*	1,0
Diplôme ou certificat d'études postsecondaires	0,7*	1,0
Revenu du ménage³		
Inférieur/moyen inférieur/moyen	1,1	0,9
Moyen supérieur/supérieur (réf)	1,0	1,0
Problème de santé chronique²	2,7*	1,8*
Catégorie d'indice de masse corporelle³		
Poids insuffisant/normal (réf)	1,0	1,0
Embonpoint	1,1	1,1
Obésité	1,3*	1,4*
Faible soutien social émotionnel²	1,2	0,9
Fumeurs quotidiens²	1,4*	1,2

1 Les nouveaux cas ont été déclarés par les sujets interrogés qui n'avaient pas mentionné de problème au travail deux ans auparavant.

2 Catégorie de référence; si elle n'est pas indiquée, la catégorie de référence est l'absence de caractéristiques particulières.

3 Afin de pouvoir maximiser la taille de l'échantillon, on a intégré à chaque modèle une catégorie de données manquantes, mais les rapports de cotes ne sont pas présentés.

* Valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (réf) à moins du niveau 0,05.

Nota : Certains rapports de cotes avec des intervalles limités de bonne/mauvaise confiance de 1.0 ont été statistiquement significatifs avant de faire les arrondissements.

Source : Enquête nationale sur la santé de la population, Statistique Canada, 1994-1995 à 2002-2003

Les résultats exposés dans le présent article soulignent le rôle important des emplois de cols blancs et du travail de quart de soir ou de nuit dans le lien entre la dépression et les problèmes au travail. En outre, les travailleurs dépressifs qui doivent composer avec le stress adoptent souvent des mécanismes d'adaptation qui ne sont pas nécessairement bénéfiques et qui diffèrent de ceux privilégiés par d'autres travailleurs. Pourtant, s'adapter en essayant de voir le bon côté des choses et la possibilité de recevoir le soutien des collègues de travail pour diminuer les répercussions de la dépression peut exercer un effet tampon sur le rendement au travail.

Perspective

Notes

1 Voir Lerner, Adler, Chang et coll., 2004; Marcotte et Wilcox-Gok, 2001; et Virtanen, Kivimaki, Elovainio et coll., 2005.

2 Cette estimation combine les frais pour les personnes qui ont souffert de dépression et de détresse simultanément, et les frais pour ceux qui ont seulement souffert de dépression.

3 Cette tendance est également observée dans l'ensemble de la population; pour plus d'information à propos des différences de genre dans la dépression, voir De Marco, 2000; Noble, 2005; Kuehner, 2003; et Kessler, Berglund, Demler et coll., 2003.

4 D'autres études ont aussi associé la dépression à une comorbidité physique ou mentale. Par exemple : Kessler, Berglund, Demler et coll., 2003; et Verhaak, Heijmans, Peters et coll., 2005.

5 Cette constatation est corroborée par d'autres études qui ont découvert des différences dans la préva-

Les problèmes au travail

On a posé aux répondants à l'ESCC qui avaient vécu un épisode dépressif majeur au cours des 12 mois précédents, des questions plus spécifiques au sujet de la période qui a duré un mois ou plus pendant laquelle leur dépression était la plus sévère. Puis, on leur a demandé d'indiquer, sur une échelle allant de 0 (aucun trouble) à 10 (trouble très sévère) à quel point leur dépression avait troublé leur capacité :

- d'occuper un emploi
- d'assumer les responsabilités à la maison
- de créer et de maintenir des relations personnelles étroites
- d'avoir une vie sociale.

Pour l'ESCC, les rapports de cotes corrigés pour la **réduction des activités au travail** étaient fondés sur les réponses souvent ou parfois (par opposition à jamais) à la question: « Est-ce qu'un état physique ou un état mental ou un problème de santé chronique réduit la quantité ou le genre d'activités que vous pouvez faire... au travail? » La question posée dans le cadre de l'ENSP était semblable, mais les réponses entraient dans les catégories oui ou non.

On a demandé aux répondants qui avaient dû rester au lit à cause d'une maladie ou d'une blessure au cours des deux semaines précédentes (y compris les nuits passées en tant que patient dans un hôpital), d'indiquer le nombre de jours où ils avaient dû rester au lit.

On a par la suite demandé aux répondants (en excluant les journées passées au lit) s'ils avaient réduit leurs activités normales en raison d'une maladie ou d'une blessure

et, également, s'ils avaient dû fournir des efforts supplémentaires afin de maintenir leur niveau de productivité habituel au travail ou pour faire d'autres activités quotidiennes. Pour ces deux questions, le nombre de journées a été enregistré.

Les personnes qui ont répondu par l'affirmative à une de ces questions, se sont fait demander si ces circonstances avaient un lien avec leur santé mentale ou émotionnelle ou leur consommation d'alcool ou de drogues.

Les répondants à l'ESCC ont été considérés comme ayant eu au moins un jour d'incapacité pour des raisons de santé mentale au cours des deux dernières semaines s'ils avaient déclaré au moins un jour au cours de cette période où ils étaient restés au lit (pour une journée ou une partie de la journée) ou avaient limité leurs activités habituelles (pour une journée ou une partie de la journée), ou bien encore, s'ils avaient dû faire plus d'effort pour accomplir leurs activités habituelles à cause de leur santé émotionnelle ou mentale ou de leur consommation d'alcool ou de drogues.

La variable équivalente issue de l'ENSP a été compilée de manière passablement différente. Les répondants ont été considérés comme ayant eu recours à au moins un jour d'incapacité au cours des deux dernières semaines à cause d'une maladie ou d'une blessure s'ils avaient dû rester au lit pour toute une journée ou presque, ou limiter leurs activités habituelles à cause d'une maladie ou d'une blessure. L'ENSP n'a pas posée de question pénétrante à propos de leur santé émotionnelle ou mentale, ou à propos de leur consommation d'alcool ou de drogues.

lence de la dépression selon le type d'emploi (De Marco, 2000; Dewa et Lin, 2000; Wilhelm, Kovess, Rios-Seidel et coll., 2004).

6 Cette association est compatible avec une recherche antérieure qui a révélé un lien entre la santé mentale et le travail par quarts (Shields, 2002).

7 La variable « journées totalement incapable de travailler » sous-estime très probablement l'impact de la dépression sur le rendement au travail, car cette mesure n'enregistre pas les journées pendant lesquelles les répondants se sont présentés au travail, mais n'étaient pas en mesure d'accomplir leurs fonctions. Dans d'autres études, on a découvert que les troubles mentaux sont beaucoup plus associés aux journées pendant lesquelles les travailleurs avaient dû déployer un effort supplémentaire ou réduire leurs activités au travail que pour des journées de travail complètement gaspillées. De surcroît, ces études ont comptabilisé une grande proportion des frais économiques des troubles mentaux assumés par le patronat (Dewa et Lin, 2000; Lim, Sanderson et Andrews, 2000; Stewart, Ricci, Chee et coll., 2003).

8 Les symptômes dépressifs sont observables, mais ne correspondent pas aux critères diagnostiques d'un épisode dépressif majeur.

9 Mis en évidence par un rapport de cotes de 2,88, et un intervalle de confiance de 95 % s'échelonnant de 1,04 à 7,95 (les données ne sont pas présentées).

10 Voir Lerner, Adler, Chang et coll., 2004; De Marco, 2000; Lim, Sanderson et Andrews, 2000; Stewart, Ricci, Chee et coll.; Kouzis et Eaton, 1994; Wang, Beck, Berglun et coll., 2003.

■ Références

American Psychiatric Association (APA). 2000. *DSM-IV: manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux, 4e édition révisée*, Washington, DC.

American Psychiatric Association (APA). 1980. *DSM-III: manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux, 3e édition révisée*, Washington, DC.

- BÉLAND, Yves, Jules DUFOUR et Ronald GRAVEL. 2001. « Sample Design of the Canadian Mental Health Survey : Proceedings of the Survey Methods Section », *Société statistique du Canada*, Vancouver, p. 93 à 98.
- BURTON, Wayne N., PRANSKY, Glenn, Daniel J. CONTI et coll. 2004. « L'association des conditions médicales et présentéisme », *Journal de la médecine professionnelle et de l'environnement*, n° 46 (6 Suppl): S38 à S45.
- DE MARCO, R. R. 2000. « L'épidémiologie de la dépression majeure: les implications de l'événement, la récurrence, et le stress dans une communauté canadienne échantillon », *Revue canadienne de psychiatrie*, vol. 45, n° 1, p. 67 à 74.
- DEWA, Carolyn S. et Elizabeth LIN. 2000. « Physique maladie chronique, troubles psychiatriques et le handicap sur le lieu de travail », *Les sciences sociales et la médecine*, vol. 51, n° 1, p. 41 à 50.
- Enquête nationale sur la santé de la population, Cycle 6 (2004-2005), volet ménages, documentation longitudinale*, Division de la statistique de la santé, Statistique Canada, Ottawa, 2006.
- GILMOUR, Heather et Scott B. PATTEN. 2007. *La dépression et les problèmes au travail*, Rapports sur la santé, no. 82-003-XIF, vol.18, n° 1 au catalogue de Statistique Canada, p. 9 à 20, <http://www.statcan.ca/francais/freepub/82-003-XIF/82-003-XIF2006003.pdf> et http://www.statcan.ca/francais/freepub/82-003-XIF/2006001/articles/depression_f.htm (consulté le 29 octobre 2007).
- KESSLER, Ronald C., Patricia BERGLUND, Olga DEMLER et coll. 2003. « L'épidémiologie des troubles dépressifs majeurs: les résultats de la National Comorbidity Survey Replication (NCS - R) », *Journal of the American Medical Association (JAMA)*, vol. 289, n° 23, p. 3095 à 3105.
- KESSLER, Ronald C., Paul E. GREENBERG, Kristin D. MICKELSON et coll. 2001. « Les effets des maladies chroniques sur la perte de travail et de travail réduit », *Revue de la médecine professionnelle et environnementale*, vol. 43, n° 3, p. 218 à 225.
- KESSLER, Ronald C., K.A. McGONAGLE, S. ZHOA, et coll. 1994. « Lifetime et 12 mois, la prévalence de DSM - III - R troubles psychiatriques aux États-Unis. Résultats de la National Comorbidity Survey », *Archives de General Psychiatry*, n° 51, p. 8 à 19.
- KOUZIS, Anthony C. et William W. EATON. 1994. « Emotional handicap jours: prévalence et prédicteurs », *American Journal of Public Health*, vol. 84, n° 8, p. 1304 à 1307.
- KUEHNER, C. 2003. « Les différences entre les sexes dans la dépression unipolaire: une mise à jour des résultats des études épidémiologiques et les explications possibles », *Acta Psychiatrica Scandinavica*, vol.108, n° 3, p. 163 à 174.
- LERNER, Debra, David A. ADLER, Hong CHANG et coll. 2004. « Le chômage, le maintien dans l'emploi et la perte de productivité des employés à la dépression », *Psychiatric Services*, vol. 55, n° 12, p. 1371 à 1378.
- LERNER, Debra David A. ADLER, Hong CHANG et coll. 2004. « Les cliniques et professionnelles corrélats de la perte de la productivité du travail entre les employés des patients avec la dépression », *Journal de la médecine professionnelle et de l'environnement*, n° 46 (6 Suppl.), S46 à S55.
- LIM, D, G. ANDREWS et K. SANDERSON. 2000. « Lost productivité parmi les travailleurs à temps plein avec des troubles mentaux », *Le Journal de la Politique de santé mentale et de l'économie*, vol. 3, n° 3, p. 139 à 146.
- MARCOTTE, Dave E. et Virginia WILCOX – GOK. 2001. « Estimation de l'emploi et les revenus coûts de la maladie mentale: l'évolution récente de la United State », *Les sciences sociales et la médecine*, vol 53, n° 1, p. 21 à 27.
- MARTIN, J.K., T.C. BLUM., S.R. BEACH et coll. 1996. « Subcliniques dépression et le rendement au travail », *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, vol. 31, n° 1, p. 3 à 9.
- NOBLE, R.E. 2005. « La dépression chez les femmes », *Métabolisme*, vol. 54, n° 5 (1 Suppl), p. 49 à 52.
- PARK, Kyoung-Ok, Mark G. WILSON et M.S. LEE. 2004. « Effets de soutien social au travail sur la dépression et la productivité de l'organisation », *American Journal of Health Behavior*, vol. 28, n° 5, p. 444 à 455.
- RAMAGE-MORIN, Pamela L. 2004. *Trouble panique et comportements d'adaptation*, Rapports sur la santé, Santé mentale et bien être, n° 82-003 au catalogue de Statistique Canada, p. 35-48 (Statistique Canada, no 82-003 au catalogue), <http://www.statcan.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=82-003-S20040007445> (consulté le 29 octobre 2007). *Rapports sur la santé* (supplément), « Annexe », 2004, n° 82-003-S au catalogue de Statistique Canada, p. 69 à 88, <http://www.statcan.ca/francais/freepub/82-003-SIF/82-003-SIF2004000.htm> (consulté le 16 octobre 2007).
- SHIELDS, Margot. 2006. *Le stress et la dépression au sein de la population occupée*, Rapports sur la santé, Santé mentale et bien-être, n° 82-003, vol. 17, n° 4 au catalogue de Statistique Canada, p. 11 à 31, <http://www.statcan.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=82-003-X20050049495> (consulté le 29 octobre 2007).

- SHIELDS, Margot. 2002. *Travail par quarts et santé*, Direction des études analytiques; documents de recherche, no 82-003, vol. 13, n° 4 au catalogue de Statistique Canada, p. 11-36 (Statistique Canada, no 82-003 au catalogue), <http://www.statcan.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=82-003-X20010046315> (consulté le 29 octobre 2007).
- Statistique Canada. 2002, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Santé mentale et bien-être, Cycle1.2*.
- STEPHENS, Tomas et Natacha JOUBERT. 2001. « Le fardeau économique des problèmes de santé mentale au Canada », *Maladies chroniques au Canada, Agence de la santé publique du Canada*, vol. 22, n° 1, p.18 à 23.
- STEWART, Walter, Judith A. RICCI, Elsbeth CHEE et coll. 2003. « Coût de la perte de temps de travail productif entre les travailleurs américains à la dépression », *Journal of the American Medical Association (JAMA)*, vol. 289, n° 23, p. 3135 à 3144.
- SWAIN, Larry, Gary CATLIN et Marie.P. BEAUDET. 1999. *Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale*, Rapports sur la santé, vol. 10, n° 4, n° 82-003-X au catalogue de Statistique Canada, p. 73 à 89, <http://www.statcan.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=82-003-X&CHROPG=1&YR=1#y1999> (consulté le 15 octobre 2007).
- TAMBAY, Jean-Louis et Gary CATLIN. 1995. *Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population*, Rapports sur la santé, vol. 7, n° 1, n° 82-003-X au catalogue de Statistique Canada, p. 31 à 42, <http://www.statcan.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=82-003-X&CHROPG=1&YR=1> (consulté le 16 octobre 2007).
- USTUN, T.B., J - L YUSO-MATEOS, S. CHATTERJI et coll. 2004. « Global burden of depressive disorders in the year 2000 », *British Journal of Psychiatry*, vol. 184, p. 386 à 392.
- VERHAAK, Peter F., Monique J. HEIJMANS, Leo PETERS et coll. 2005. « Les maladies chroniques et les troubles mentaux », *Les sciences sociales et la médecine*, vol. 60, n° 4, p. 789 à 797.
- VIRTANEN, Marianna, Mika KIVIMAKI, Marko ELOVAINIO et coll. 2005. « De santé mentale et de l'hostilité comme facteurs prédictifs de l'emploi temporaire: Évidence à partir de deux études prospectives », *Les sciences sociales et la médecine*, vol. 61, n° 10, p. 2084 à 2095.
- WANG, Jianli. 2005. « Stress au travail comme un facteur de risque pour un épisode dépressif majeur », *Psychological Medicine*, vol. 35, n° 6, p. 865 à 871.
- WANG, Philip S, Arne BECK, Patricia BERGLUND et coll. 2003. « Les conditions médicales chroniques et le travail de performance dans la santé et le travail de calibrage de performance Questionnaire Surveys », *Journal de la médecine professionnelle et de l'environnement*, vol. 45, n° 12, p. 1303 à 1311.
- WILHELM, Kay, Vivianne KOVESS, Carmen RIOS - SEIDEL et coll. 2004. « Work and mental health », *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, vol. 39, n° 11, p. 866 à 873.
- WILKINS, Kathryn. 2004. *Trouble bipolaire 1, soutien social et travail*, *Rapports sur la santé (Suppl.)*, no 82-003-SIF au catalogue de Statistique Canada, p. 23-34, <http://www.statcan.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=82-003-S&CHROPG=1> (consulté le 29 octobre 2007).
- Organisation mondiale de la santé (OMS), *CIDI Online*, <http://www.who.int/whosis/fr/index.html> (consulté le 29 octobre 2007).
- YEO, Douglas, H. MANTEL et T.P. LIU. 1999. « Bootstrap estimation de la variance pour le National Population Health Survey », *Actes de la Réunion annuelle de l'American Statistical Association, Survey Research Methods Section*, Baltimore, Maryland.