

N° 75-001-X au catalogue

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

# PERSPECTIVE

**Mai 2009**

Vol. 10, n° 5

- L'emploi chez les personnes ayant une incapacité
- Les pensions en transition



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

## À votre service...

### Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit doit être adressée à : *L'emploi et le revenu en perspective*, 170, promenade Tunney's Pasture, 9-A6, Jean-Talon, Statistique Canada, Ottawa, (Ontario), K1A 0T6 (téléphone : 613-951-4628; courriel : [perspective@statcan.gc.ca](mailto:perspective@statcan.gc.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.gc.ca](http://www.statcan.gc.ca). Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel à [infostats@statcan.gc.ca](mailto:infostats@statcan.gc.ca) ou par téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

### Centre de contact national de Statistique Canada

Numéros sans frais (Canada et États-Unis) :

Service de renseignements	1-800-263-1136
Service national d'appareils de télé-communications pour les malentendants	1-800-363-7629
Télécopieur	1-877-287-4369

Appels locaux ou internationaux :

Service de renseignements	1-613-951-8116
Télécopieur	1-613-951-0581

### Programme des services de dépôt

de renseignements	1-800-635-7943
Télécopieur	1-800-565-7757

### Comment accéder à ce produit

Le produit n° 75-001-X au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à [www.statcan.gc.ca](http://www.statcan.gc.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 que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site [www.statcan.gc.ca](http://www.statcan.gc.ca) sous « À propos de nous » > « Offrir des services aux Canadiens ».

### L'emploi et le revenu en perspective

(n° 75-001-X au catalogue; also available in English: *Perspectives on Labour and Income*, Catalogue no. 75-001-X) est publié trimestriellement par le ministre responsable de Statistique Canada. ©Ministre de l'Industrie, 2009. 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 Tunney's Pasture, 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
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0 <sup>s</sup>	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
P	provisoire
r	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la <i>Loi sur la statistique</i>
E	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

# Faits saillants

*Dans ce numéro*

## ■ L'emploi chez les personnes ayant une incapacité

- Comparativement aux personnes sans incapacité, les personnes ayant une incapacité font souvent un nombre inférieur d'heures de travail. Cet écart grandit à mesure que s'allonge le nombre d'années d'incapacité. Au cours d'une période de six ans, l'écart peut représenter jusqu'à 1,6 année de temps de travail « perdu ».
- Pour nombre de personnes touchées, les effets de l'incapacité se font sentir au-delà de la période d'incapacité. Le taux d'activité de ces personnes est en effet plus faible non seulement durant les années pendant lesquelles l'incapacité est déclarée, mais également pendant celles où aucune incapacité n'est déclarée.
- L'incapacité est souvent associée à de plus faibles gains. Cela est encore plus vrai lorsque s'allonge la période d'incapacité. Par rapport aux personnes sans incapacité, les hommes et les femmes ayant une incapacité durant six ans affichent des écarts de gains pouvant atteindre 20 %.
- Le risque de faible revenu est également plus élevé chez les personnes ayant une incapacité, surtout lorsque s'allonge la période d'incapacité. Les hommes touchés durant six ans sont huit fois plus à risque d'être à faible revenu que leurs homologues sans incapacité. Chez les femmes, le risque est quatre fois plus important.

## ■ Les pensions en transition

- De 1991 à 2006, le nombre d'adhérents à un régime à cotisations déterminées (RCD) a presque doublé, augmentant de 93 %. Au cours cette période, les régimes à prestations déterminées (RPD) ont perdu 4 % de leurs adhérents.
- Les fluctuations du nombre d'adhérents ont été plus importantes dans le secteur privé. Pendant que les RPD perdaient 279 000 adhérents de 1991 à 2006, les RCD en gagnaient 382 000. Dans le secteur public, par contre, il n'y a eu pratiquement aucune variation.
- Environ 78 % des 192 000 adhérents perdus par les RPD l'ont été à la suite des conversions de régimes. La grande majorité de ces conversions ont avantagé les régimes hybrides ou mixtes. La croissance des RCD provenait surtout de l'augmentation du nombre d'adhérents dans les régimes actifs.
- Ni la structure industrielle, ni les facteurs considérés dans une régression logistique ne peuvent expliquer la croissance importante des RCD. En fait, selon une décomposition d'Oaxaca, ces facteurs auraient dû stimuler la croissance des RPD.

**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!*

<b>BON DE COMMANDE</b>	<b>ENVOYEZ À</b> Statistique Canada Division des finances 100, promenade du Pré Tunney, 6 <sup>e</sup> étage Ottawa (Ontario) Canada, K1A 0T6		<b>TÉLÉPHONE</b> <b>1-800-267-6677</b> Mentionnez PF027090		<b>TÉLÉCOPIEUR</b> <b>1-877-287-4369</b> <b>613-951-0581</b>		<b>COURRIEL</b> Infostats@statcan.gc.ca		<b>MODALITÉS DE PAIEMENT</b> (cochez une seule case)																																											
	Veuillez débiter mon compte : <input type="checkbox"/> MasterCard <input type="checkbox"/> VISA <input type="checkbox"/> American Express								N° de carte		Date d'expiration																																									
	Nom								Signature																																											
	Entreprise				Service				Détenteur de carte (en majuscules s.v.p.)																																											
	Adresse						Ville		Province		<input type="checkbox"/> Paiement inclus _____ \$																																									
	Code postal		Téléphone		Télécopieur		Signature de la personne autorisée																																													
	Courriel																																																			
	N° au catalogue		Titre						<table border="1"> <thead> <tr> <th>Abonnement</th> <th>Canada (\$ CA)</th> <th>Quantité</th> <th>Total \$ CA</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>1 an</td> <td>63,00</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>2 ans</td> <td>100,80</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>3 ans</td> <td>132,30</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td colspan="4">Total</td> </tr> <tr> <td colspan="4">TPS (6%)</td> </tr> <tr> <td colspan="4">TVP en vigueur</td> </tr> <tr> <td colspan="4">TVH en vigueur (N.-É., N.-B., T.-N.-L.)</td> </tr> <tr> <td colspan="4">Frais de port : États-Unis 24 \$ CA, autres pays 40 \$ CA</td> </tr> <tr> <td colspan="4"><b>Total général</b></td> </tr> </tbody> </table>				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				<b>Total général</b>			
	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																																																				
<b>Total général</b>																																																				
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 <input type="checkbox"/> ou des études de marché <input type="checkbox"/> , cochez la case correspondante.																																																				

# L'emploi chez les personnes ayant une incapacité

Diane Galarneau et Marian Radulescu

Lorsqu'il est question des personnes ayant une incapacité, on présume souvent qu'elles en sont touchées tout au long de leur vie. Pourtant, parmi les personnes ayant déclaré une incapacité à un moment donné entre 1999 et 2004, seulement 13 % ont été touchées durant ces six années. Une proportion importante semble donc limitée de façon temporaire. Il est également possible que l'incapacité se vive par phases ou par épisodes, avec un certain nombre d'entrées et sorties d'états d'incapacité plus ou moins sévères au fil du temps. Ces phases ou ces épisodes ont vraisemblablement des effets importants sur la capacité de ces personnes à participer au marché du travail de façon continue de même que sur leur capacité à subvenir à leurs besoins et à ceux de leur famille.

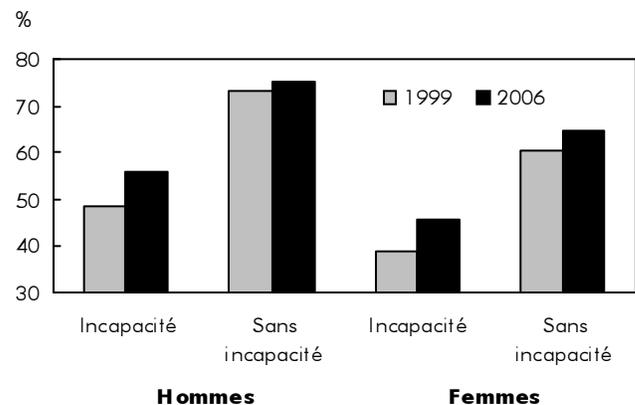
Les personnes handicapées font face à divers obstacles lorsque vient le temps de participer au marché du travail, même si maintenir un lien avec ce dernier est souvent crucial pour elles. Cela leur permet de répondre aux besoins de la vie courante, accroît leur estime d'elles-mêmes et donne un sentiment d'appartenance à la communauté. Dans le contexte actuel d'une population vieillissante et de possibilités de pénurie de main-d'œuvre, la société peut difficilement se passer de tout apport. La *Charte canadienne des droits et libertés* et la *Loi canadienne sur les droits de la personne* protègent et assurent d'ailleurs l'accès au marché du travail des personnes ayant des limitations d'activités en leur garantissant l'égalité et en interdisant la discrimination fondée sur la déficience physique ou mentale (Ressources humaines et Développement social Canada, 2006).

La plupart des enquêtes qui traitent de l'incapacité fournissent peu d'information sur la dynamique de la participation au marché du travail des personnes touchées. L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) permet de combler cette lacune grâce à son volet longitudinal et à la question sur l'incapacité

qui comporte, depuis 1999, des éléments de limites fonctionnelles et sociétales, ce qui va de pair avec les enquêtes traitant habituellement de ce phénomène (voir *Source des données et définitions*).

Dans le présent article, on compare l'activité sur le marché du travail des personnes ayant une incapacité avec celle des personnes sans incapacité à l'aide de l'EDTR. Grâce à sa période d'observation de six ans, l'EDTR permet de savoir comment l'activité sur le marché du travail des personnes limitées évolue à mesure que s'allonge la période d'incapacité. Il est également possible d'examiner l'activité sur le marché du

**Graphique A Les personnes ayant une incapacité semblent profiter de la croissance de l'emploi des dernières années**



Note : La croissance des taux d'emploi de 1999 à 2006 était significative au seuil de 0,05 ou mieux pour les personnes ayant une incapacité et celles sans incapacité.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Diane Galarneau est au service de la Division de l'analyse des enquêtes auprès des ménages et sur le travail. On peut la joindre au 613-951-4626. Marian Radulescu est au service de la Division de la statistique du revenu. On peut communiquer avec lui au 613-951-0038. On peut également joindre l'un ou l'autre à [perspective@statcan.gc.ca](mailto:perspective@statcan.gc.ca).

## Source des données et définitions

La présente étude est fondée sur les données longitudinales et transversales de l'**Enquête sur la dynamique du travail et du revenu** (EDTR). Dans le volet longitudinal, on a utilisé le panel couvrant les années 1999 à 2004 parce qu'il était le premier à inclure la nouvelle question sur l'incapacité, et on s'est attardé sur les personnes d'âge actif, soit celles âgées de 20 à 59 ans en 1999 ou de 25 à 64 ans en 2004. Dans le volet transversal, on s'est penché sur les personnes âgées de 20 à 64 ans en 2006.

Dans l'Enquête sur la participation et les limitations d'activités — comme dans la plupart des enquêtes de Statistique Canada sur le sujet, y compris le recensement, l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes et l'EDTR depuis 1999 —, la définition de l'**incapacité** fait appel au cadre biopsychosocial de l'Organisation mondiale de la Santé où l'incapacité est définie dans son sens large et comprend toute limitation d'activités. L'incapacité « ... n'est pas le simple résultat direct d'un problème de santé ou d'une limite physique ou mentale. On considère plutôt qu'il s'agit du résultat d'interactions complexes entre un problème de santé ou une limitation fonctionnelle et l'environnement social, politique, culturel, économique et physique. Ces limites, combinées à des facteurs personnels liés par exemple à l'âge, au sexe et au niveau de scolarité peuvent entraîner un désavantage — c'est-à-dire un handicap » (Ressources humaines et Développement social Canada, 2006).

À partir de l'année de référence 1999, l'EDTR se sert des questions filtres des recensements de 2001 et de 2006 pour déterminer les personnes ayant une incapacité. Ces questions portent sur toute difficulté à entendre, voir, communiquer, marcher, monter les escaliers, se pencher, apprendre ou accomplir des activités similaires, ou tout problème de santé ou condition physique ou mentale réduisant le nombre ou le genre d'activités qu'une personne peut faire à la maison, dans ses loisirs, au travail ou à l'école. Dans cet article, le taux d'incapacité englobe toutes ces raisons. Bien que les termes « personnes ayant une incapacité », « personnes ayant des limitations d'activités » et « personnes handicapées » puissent traduire des réalités différentes, ils sont utilisés de façon interchangeable dans le texte.

Une limite importante de l'EDTR tient au peu d'information quant au type, à la durée et au degré de sévérité de l'incapacité. On note des différences importantes dans le taux d'activité des personnes ayant une ou plusieurs incapacités, selon le type d'incapacité et son degré de sévérité (Williams, 2006; Statistique Canada, 2007) [tableau 1].

Ainsi, parmi les 1,5 million de personnes ayant indiqué une seule année d'incapacité entre 1999 et 2004, il se pourrait que cela soit le résultat d'un accident sans grande conséquence les ayant limitées pendant quelques semaines, avec pour unique séquelle le mauvais souvenir qu'elles en garderont. En revanche, cela pourrait être un épisode qui se répètera plusieurs fois et qui aura des effets plus ou moins importants selon les années.

Le degré de sévérité du handicap influe davantage sur l'activité sur le marché du travail que le type d'incapacité (Hum et Simpson, 1996). Malgré l'absence d'information sur le degré de sévérité, le nombre d'années d'incapacité observé fournit certaines indications. En effet, à mesure que s'allonge la période d'incapacité, le profil des personnes touchées s'éloigne de celles sans incapacité et leur activité sur le marché du travail tend à être plus faible. La durée semble donc traduire *en partie* le degré de sévérité. Cela représente une mesure partielle du degré de sévérité puisqu'il est possible qu'une personne ait une incapacité permanente mais que celle-ci n'ait qu'une

légère incidence sur son activité sur le marché du travail. La durée de la condition depuis le début du handicap a aussi été explorée afin de cerner le degré de sévérité. Toutefois, cette variable comprend un nombre relativement élevé de valeurs manquantes — près du cinquième — sur un échantillon déjà relativement petit, et elle se comporte de façon semblable à la durée observée. L'avantage de se servir de la durée observée est qu'elle permet l'inclusion de l'ensemble de l'échantillon. L'état de santé peut également permettre de déterminer le degré de sévérité. Cependant, lorsqu'il est ajouté dans les régressions, il enlève le pouvoir explicatif des variables relatives à l'incapacité parce que l'état de santé tend à se détériorer avec le nombre d'années d'incapacité. Par conséquent, on a utilisé le nombre d'années d'incapacité observé.

La nature épisodique de l'incapacité capte de plus en plus l'attention en raison de ses nombreux effets possibles sur l'activité sur le marché du travail et sur les gains (Cranswick, 1999; Holland, Whitehead, Clayton et Drever, 2008). On a donc aussi tenté de cerner cet aspect en différenciant les périodes continues d'incapacité de celles non continues au cours de l'intervalle de six ans. Cette distinction est cependant possible uniquement pour les périodes d'incapacité de deux à cinq ans puisque les périodes de six ans sont, par définition, continues, et les périodes d'un an, non continues. Or, cette distinction était incomplète puisque l'EDTR ne permet pas de saisir les entrées et sorties à l'intérieur d'une même année. Par ailleurs, on notait très peu de différences concernant les taux d'activité, les heures travaillées, les taux de faible revenu ou l'état de santé selon que les périodes étaient continues ou non. La nature continue ou non des périodes d'incapacité n'a donc pas été retenue.

**Tableau 1 Taux d'activité selon la sévérité et le type d'incapacité**

	Incapacité			
	Total	Légère	Modérée	Sévère ou très sévère
<b>Type d'incapacité</b>	<b>56,2</b>	<b>70,1</b>	<b>59,6</b>	<b>41,8</b>
Agilité	49,5	63,3	58,8	40,4
Apprentissage	46,0	64,2	55,9	38,8
Autre	73,9	74,4	68,2 <sup>E</sup>	0,0
Communication	34,9	55,2	47,0	31,4
Déficience développementale	30,9	37,9 <sup>E</sup>	35,6 <sup>E</sup>	28,9
Douleur	55,7	71,9	62,0	43,6
Mémoire	37,6	57,8 <sup>E</sup>	64,4	33,1
Mobilité	49,3	62,8	57,5	40,6
Ouïe	57,5	74,6	71,3	38,8
Troubles émotifs ou psychologiques	42,9	60,7	58,6	36,8
Vision	47,6	66,5	59,7	39,8

Source : Statistique Canada, Enquête sur la participation et les limitations d'activités, 2006.

travail pendant les années d'incapacité de même que pendant les années sans incapacité. Puisque les personnes ayant une incapacité sont plus susceptibles d'avoir un faible revenu d'emploi (Chung, 2004), on examine également leurs gains et leurs avantages sociaux.

### Moins actives sur le marché du travail à cause de leur incapacité

En 2006, les personnes âgées de 20 à 64 ans qui avaient une incapacité étaient en moyenne plus âgées, moins scolarisées, et plus susceptibles d'avoir une santé passable ou mauvaise et de vivre seules. Les femmes ayant une incapacité étaient également légèrement plus susceptibles que les autres femmes d'être le principal soutien économique du ménage (tableau 2).

Les personnes handicapées se démarquent également par un lien plus faible avec le marché du travail puisqu'elles ne sont évidemment pas toutes aptes à travailler. Selon l'Enquête sur la participation et les limitations d'activités de 2006, 42 % des personnes âgées de 15 à 64 ans et ayant déclaré une incapacité étaient inaptes au travail. Malgré ce lien plus faible, elles ont semblé profiter de la croissance de l'emploi des dernières années (graphique A). De 1999 à 2006, la proportion des hommes ayant une incapacité et occupés toute l'année a plus augmenté (passant de 48 % à 56 %) que celle des hommes sans incapacité (de 73 % à 75 %). Chez les femmes ayant une incapacité, la hausse (de 39 % à 46 %) a été légèrement plus importante que chez leurs homologues n'ayant déclaré aucune incapacité (de 61 % à 65 %)<sup>1</sup>.

**Tableau 2 Caractéristiques des personnes ayant déclaré une ou plusieurs limitations d'activités**

	Hommes		Femmes	
	Sans incapacité	Incapacité	Sans incapacité	Incapacité
<b>Total</b>	<b>6 346</b>	<b>1 880</b>	<b>6 334</b>	<b>2 127</b>
	milliers			
	%			
<b>Âge</b>				
20 à 24 ans	11	6*	11	5*
25 à 34 ans	24	14*	24	12*
35 à 44 ans	26	20*	26	21*
45 à 54 ans	24	30*	24	31*
55 à 64 ans	15	30*	16	30*
<b>Type de famille</b>				
Personne seule	18	25*	12	20*
Marié, sans enfants	21	25*	24	25
Marié, avec enfants	49	37*	49	34*
Parent seul	2	1	6	8*
Autre	10	12*	9	14*
<b>Scolarité</b>				
Sans diplôme d'études secondaires	12	21*	10	19*
Diplôme d'études secondaires	13	14	15	17
Études postsecondaires	49	46	49	45
Diplôme universitaire	23	14*	23	14*
<b>Région urbaine</b>	82	77*	81	81
<b>Région rurale</b>	18	23*	19	19
<b>Provinces de l'Atlantique</b>	7	9*	8	8
Québec	26	22*	26	22*
Ontario	37	41*	37	44*
Manitoba	3	4	3	3
Saskatchewan	3	3	3	3
Alberta	11	9	11	8*
Colombie-Britannique	13	12	13	12
<b>Immigrant récent</b>	10	7*	12	8*
<b>Pas un immigrant récent</b>	90	93*	89	92*
<b>Autochtone</b>	3	5*	4	6*
<b>Non-Autochtone</b>	97	95*	96	94*
<b>Minorité visible</b>	85	88*	84	87*
<b>Pas d'une minorité visible</b>	15	12*	16	13*
<b>Santé excellente à bonne</b>	97	65*	97	60*
<b>Santé passable ou mauvaise</b>	3	35*	3	40*
<b>Principal soutien du ménage</b>	58	57*	32	39*
<b>Pas le principal soutien du ménage</b>	42	43*	68	61*

\* différence significative par rapport aux personnes sans incapacité au seuil de 0,05 ou mieux  
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2006.

Les hommes ayant une incapacité ont travaillé moins d'heures annuelles en 2006 que ceux n'ayant indiqué aucune incapacité (tableau 3). La différence était équivalente à 15 semaines de travail (en équivalents temps plein, et en incluant ceux n'ayant pas travaillé). Ce plus petit nombre d'heures pourrait être attribuable à des caractéristiques personnelles souvent associées à un lien plus faible avec le marché du travail, comme l'âge plus avancé, le niveau de scolarité moindre et un état de santé souvent passable ou mauvais. Après avoir tenu compte des caractéristiques personnelles (voir *Méthodologie*), l'écart du nombre d'heures demeurait substantiel, soit l'équivalent de 13 semaines à temps plein. Chez les femmes, la différence était de 12 semaines avant les ajustements, et de 11 semaines après. Cela démontre qu'une bonne partie du lien plus faible de ces personnes avec le marché du travail peut être attribuable à leurs limitations d'activités.

### La prolongation de la période d'incapacité accentue les différences liées au profil

Parmi les personnes âgées de 20 à 59 ans en 1999, 41 % ont déclaré avoir eu une incapacité à un moment donné entre 1999 et 2004. En fait, 15 % de l'ensemble des personnes ont indiqué avoir été limitées pendant une seule année, alors que seulement 5 % ont déclaré avoir été limitées pendant ces six années. Les 21 % restants ont indiqué de deux à cinq années d'incapacité. Bien que l'EDTR fournisse peu d'information sur la nature permanente ou temporaire de l'incapacité ou encore sur le degré de sévérité du handicap, l'examen des caractéristiques des personnes touchées permet d'établir des différen-

ces claires entre les personnes touchées pendant de courtes périodes et celles qui le sont plus longtemps (voir *Source des données et définitions*).

Les personnes touchées pendant une seule année présentaient de légères différences par rapport aux personnes n'ayant déclaré aucune limitation : elles étaient un peu plus âgées, un peu moins scolarisées, et leur état de santé variait plus souvent entre passable et mauvais (15 % contre 2 % des personnes sans incapacité) [tableau 4].

L'augmentation du nombre d'années d'incapacité tendait à accentuer ces différences. Ainsi, comparativement aux personnes sans incapacité, celles qui en avaient déclaré pendant les six années étaient plus susceptibles d'être des femmes, d'être âgées de 55 à 64 ans (40 % contre seulement 15 % des personnes sans incapacité), de ne pas détenir un diplôme d'études secondaires (31 % contre 11 %), de ne pas être mariées ni en union libre (46 % contre 22 %), de ne pas avoir d'enfants (65 % contre 41 %) et d'avoir un état de santé passable ou mau-

vais (63 % contre 2 %). Par ailleurs, les membres des minorités visibles étaient légèrement moins susceptibles d'indiquer une incapacité. Il existe certaines différences selon la région de résidence; par exemple, les personnes ayant une incapacité habitaient plus souvent les provinces de l'Atlantique<sup>2</sup>.

### Effets se faisant sentir au-delà de la période d'incapacité

Le taux d'activité est utile lorsqu'il est question d'incapacité en raison de certains obstacles auxquels font face les personnes ayant des limitations. Il porte non seulement sur les personnes occupées, mais également sur celles qui sont disposées à travailler (Statistique Canada, 2007). Les personnes touchées par une ou plusieurs incapacités ont habituellement un lien plus faible avec le marché du travail. Cela est encore plus vrai lorsque s'allonge la période d'incapacité. Pendant les années d'incapacité, le taux d'activité annuel moyen (voir *Méthodologie*) des hommes touchés et âgés de

**Tableau 3 Écart du nombre d'heures annuelles moyennes travaillées entre les personnes ayant une incapacité et celles sans incapacité**

	Hommes		Femmes	
	Heures brutes	Heures ajustées <sup>1</sup>	Heures brutes	Heures ajustées <sup>1</sup>
Sans incapacité	1 808,7	1 284,1	1 206,1	993,3
Incapacité	1 203,3*	750,2*	733,7*	556,1*
Écart en heures annuelles	-605,4	-533,9	-472,4	-437,2
Écart en semaines d'équivalents temps plein	-14,8	-13,1	-11,6	-10,7

\* différence significative par rapport aux personnes sans incapacité au seuil de 0,05 ou mieux 1. L'écart ajusté a été calculé à l'aide d'un modèle tobit sur les heures annuelles de 2006.  
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2006.

20 à 59 ans en 1999 variait entre 88 % et 44 %, selon qu'ils avaient déclaré une ou six années d'incapacité. Ce taux s'établissait à 90 % pour leurs homologues sans incapacité pendant les six années. Chez les femmes, le taux variait entre 73 % et 35 % selon le nombre d'années d'incapacité, comparative-ment à 76 % chez celles n'ayant indiqué aucune incapacité (graphique B).

Le taux d'activité des personnes ayant déclaré une incapacité peut également être plus faible durant les années où aucune incapacité n'a été indiquée. Par exemple, lorsque les hommes avaient quatre années d'incapacité, leur taux d'activité moyen pendant les deux autres années était de 75 %, ce qui est moins élevé de manière significative que dans le cas des hommes sans incapacité (90 %). Un écart comparable était observé pour les hommes ayant déclaré cinq années d'incapacité; leur taux d'activité pendant leur seule année sans incapacité s'établissait à 73 %. Des écarts également prononcés étaient observés pour les femmes, et ce, à partir de trois années d'incapacité. Chez ces dernières, le taux d'activité pendant les années d'incapacité différait cependant très peu de celui observé pendant les années sans incapacité — 66 % et 68 % lorsqu'elles déclaraient trois années d'incapacité, 54 % et 55 % lorsqu'elles en déclaraient cinq. Ces taux étaient donc différents de façon significative de celui des femmes sans limitations d'activités (76 %).

Durant les périodes d'incapacité, les personnes occupées (autrement dit, les personnes ayant un nombre d'heures positif, voir *Méthodologie*) travaillent souvent un nombre d'heures annuelles plus faible. À mesure que le nombre d'années d'incapacité augmente, les écarts se

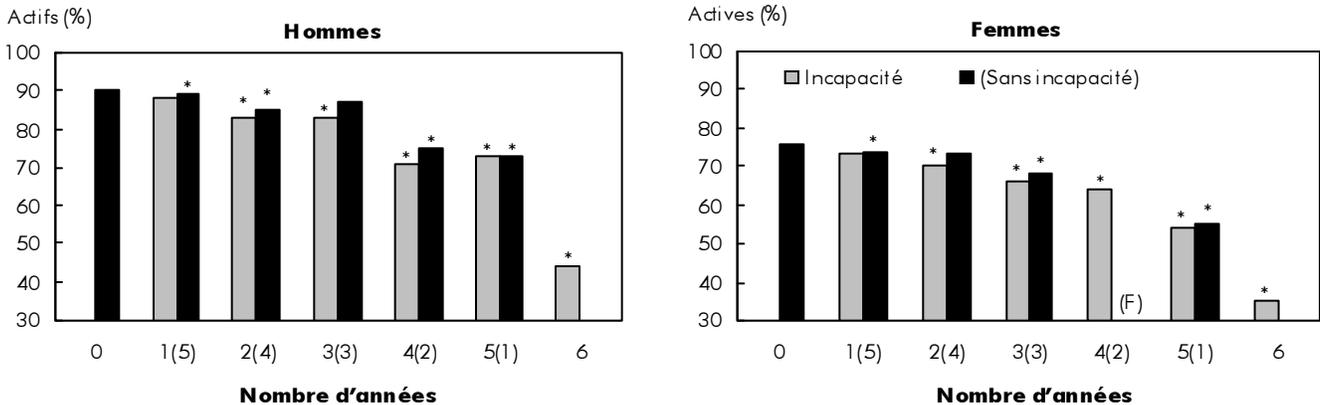
**Tableau 4 Caractéristiques personnelles selon le nombre d'années d'incapacité<sup>1</sup>**

Années d'incapacité	0	1	2 ou 3	4 ou 5	6
<b>Total</b>	<b>6 107</b>	<b>1 529</b>	<b>1 322</b> milliers %	<b>836</b>	<b>567</b>
<b>Sexe</b>					
Hommes	50	48	48	50	44*
Femmes	50	52	52	50	56*
<b>Âge</b>					
25 à 34 ans	22	16*	13*	10*	7*E
35 à 44 ans	34	30*	25*	21*	17*
45 à 54 ans	28	33*	33*	33	36*
55 à 64 ans	15	21*	29*	36*	40*
<b>État de santé</b>					
Excellent	35	16*	10*	6*	3*
Très bien	43	37*	29*	22*	10*
Bien	20	32*	38*	36*	24*
Passable	2	11*	18*	26*	33*
Mauvais	0	3*	6*	10*	30*
<b>Scolarité</b>					
Sans diplôme d'études secondaires	11	15*	17*	23*	31*
Diplôme d'études secondaires	17	16	19*	18	19
Études postsecondaires	47	49	49	44	40*
Diplôme universitaire	25	19*	14*	13*	8*E
<b>Type de famille</b>					
Personne seule	12	10	14	17*	27*
Marié, sans enfants	34	36	40*	44*	39
Marié, avec enfants	44	41	32*	22*	15*
Parent seul	3	5 <sup>E</sup>	5 <sup>E</sup>	5 <sup>E</sup>	5 <sup>E</sup>
Autre	7	9	9	12*	14*
<b>Présence d'enfants</b>					
Aucun	41	39	49*	55*	65*
1	20	20	22	19	15*
2	27	26	20*	17*	11*
3	9	12*	7	7 <sup>E</sup>	6*E
4 ou plus	3	3 <sup>E</sup>	2 <sup>E</sup>	2 <sup>E</sup>	F
Provinces de l'Atlantique	9	9	7	10	12*
Québec	27	25	24	24	22
Ontario	35	33	35	34	35
Manitoba et Saskatchewan	7	8	7	7	8
Alberta	10	12*	10	11	13
Colombie-Britannique	13	13	18*	13	10 <sup>E</sup>
Région urbaine	78	77	81	77	78
Région rurale	22	23	19	23	22
Minorité visible	9	9	8	6*E	4*E
Pas d'une minorité visible	91	91	92	94*	96*
Immigrant récent	16	16	16	15	14
Pas un immigrant récent	84	84	84	85	87
Autochtone	2	3 <sup>E</sup>	3 <sup>E</sup>	3 <sup>E</sup>	4*E
Non-Autochtone	97	96	95	96	95*

\* différence significative par rapport aux personnes sans incapacité au seuil de 0,05 ou mieux  
1. La plupart de ces variables ont comme référence l'année 2004. L'état de santé représente une moyenne pour les années avec incapacité. Pour les personnes sans incapacité, il s'agit de l'état de santé moyen des six années d'observation.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1999 à 2004.

**Graphique B Le taux d'activité des personnes ayant indiqué une incapacité est plus faible également pendant leurs années sans incapacité**

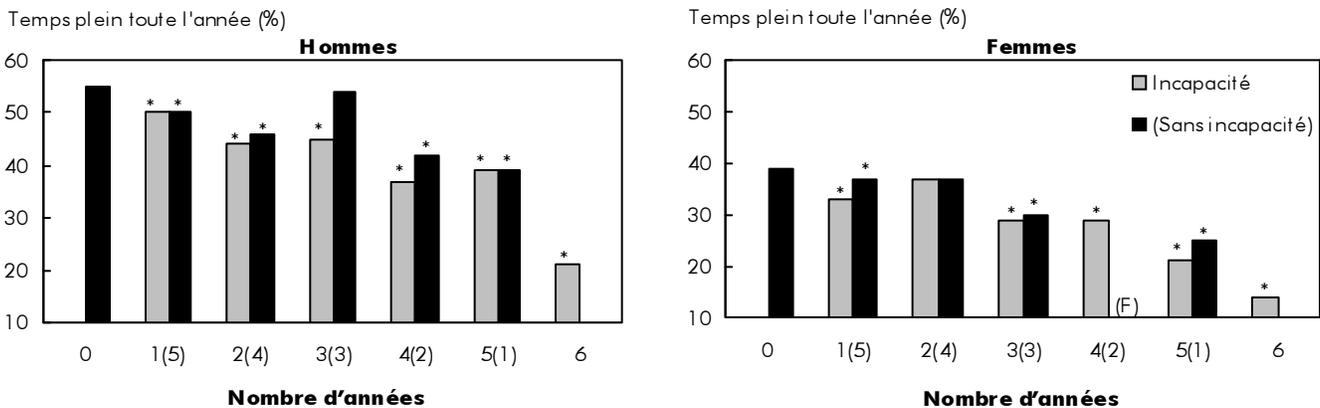


\* différence significative par rapport à aucune année d'incapacité au seuil de 0,05 ou mieux  
 Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1999 à 2004.

creusent par rapport à la population sans incapacité. Environ 55 % des hommes et 39 % des femmes sans incapacité travaillaient annuellement l'équivalent d'un horaire à temps plein toute l'année, comparativement à 21 % et 14 % de leurs homologues ayant déclaré six

années d'incapacité (graphique C). En général, cette propension plus faible des personnes handicapées à adopter un horaire à temps plein toute l'année était également observée durant les années où aucune incapacité n'était déclarée.

**Graphique C La proportion des personnes ayant une incapacité et travaillant à temps plein toute l'année est également plus faible durant les années sans incapacité**



\* différence significative par rapport à aucune année d'incapacité au seuil de 0,05 ou mieux  
 Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1999 à 2004.

### Écart des heures inexistant pour les périodes plus courtes d'incapacité

Grâce aux données longitudinales, on peut examiner si l'écart du nombre d'heures de travail persiste, quelles que soient les années d'incapacité.

Les heures travaillées pendant les six années d'observation chez les personnes ayant une incapacité et celles sans incapacité (ce qui inclut les heures nulles) ont été cumulées puis ajustées pour tenir compte des caractéristiques différentes des personnes ayant déclaré de zéro à six années d'incapacité (voir *Méthodologie*). Même avant les ajustements, la différence entre les personnes ayant déclaré une incapacité pendant seulement un an et celles n'ayant indiqué aucune incapacité n'était pas significative. Cependant, après ajustements, l'écart demeurait significatif à partir de deux ou trois années d'incapacité (tableau 5). Pour les personnes touchées pendant les six années, l'écart ajusté des heures était appréciable, représentant 1,6 année. La distinction entre les courtes périodes d'incapacité et les plus longues révèle des écarts d'heures travaillées qui étaient masqués dans les données transversales.

Ces écarts ajustés ne prennent pas en considération les différences liées aux caractéristiques du marché du travail, puisque les personnes ayant des heures nulles ne

possèdent pas de caractéristiques d'emploi. Si on limite l'analyse aux personnes ayant des heures positives entre 1999 et 2004, on obtient des résultats très semblables. La prise en compte des caractéristiques d'emploi fait passer l'écart à 0,9 année, et la différence demeure significative.

### Taux de cessation d'emploi comparables

Parmi les personnes faisant partie de la population active, les hommes et les femmes touchés par une incapacité n'étaient pas plus susceptibles que leurs homologues sans incapacité de connaître des cessations d'emploi entre 1999 et 2004 (tableau 6)<sup>3</sup>. Toutefois, les personnes ayant une incapacité étaient plus susceptibles d'opter pour des heures réduites ou pour l'inactivité.

En général, les raisons invoquées pour les cessations d'emploi étaient comparables, peu importe s'il y avait incapacité ou non. Les cessations pour raisons de santé étaient cependant légèrement plus fréquentes chez les personnes ayant des limitations d'activités. C'était le cas pour respectivement 6 % et 8 % de ces hommes et de ces femmes (sans distinction du nombre d'années d'incapacité), comparativement à 0 % et 1 % de leurs homologues sans incapacité. Une étude récente

**Tableau 5 Écart du nombre d'heures cumulées pendant six ans entre les personnes ayant une incapacité et celles sans incapacité**

	Heures nulles incluses				Heures nulles exclues			
	Écart brut		Écart ajusté <sup>1</sup>		Écart brut		Écart ajusté <sup>2</sup>	
	heures	années <sup>3</sup>	heures	années <sup>3</sup>	heures	années <sup>3</sup>	heures	années <sup>3</sup>
<b>Hommes</b>								
Années d'incapacité								
1	74	0,0	-58	0,0	75	0,0	64	0,0
2 ou 3	-992	-0,5*	-865	-0,4*	-993	-0,5*	-482	-0,2*
4 ou 5	-1 595	-0,8*	-1 338	-0,7*	-1 598	-0,8*	-869	-0,4*
6	-3 293	-1,7*	-3 168	-1,6*	-3 305	-1,7*	-1 758	-0,9*
<b>Femmes</b>								
Années d'incapacité								
1	-193	-0,1	-267	-0,1	-192	-0,1	-20	0,0
2 ou 3	-679	-0,3*	-855	-0,4*	-689	-0,4*	-377	-0,2*
4 ou 5	-1 184	-0,6*	-1 510	-0,8*	-1 190	-0,6*	-868	-0,4*
6	-2 751	-1,4*	-3 233	-1,6*	-2 839	-1,4*	-1 751	-0,9*

\* différence significative par rapport aux personnes sans incapacité au seuil de 0,05 ou mieux

1. Calculé à l'aide d'un modèle tobit sur les heures cumulées pendant les six années d'observation.

2. Calculé à l'aide d'un modèle de régression linéaire sur les heures cumulées positives.

3. Indique l'équivalent en nombre d'années à temps plein.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1999 à 2004.

**Tableau 6 Taux de cessation d'emploi<sup>1</sup> selon le nombre d'années d'incapacité et le sexe**

	Années d'incapacité						
	0	1	2	3	4	5	6
<b>Hommes</b>				milliers			
Nombre d'emplois	3 445	815	431	250	203	175	125
				%			
Cessations	17	19	20	16	20	19	20
<b>Femmes</b>				milliers			
Nombre d'emplois	3 052	792	362	255	182	142	152
				%			
Cessations	18	21*	19	24*	20	22	24

\* différence significative par rapport aux personnes sans incapacité au seuil de 0,05 ou mieux  
1. Taux de cessation pour tous les emplois occupés par une personne.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1999 à 2004.

(Marshall, 2006) a d'ailleurs montré que les personnes ayant une incapacité étaient jusqu'à 2,4 fois plus susceptibles de prendre un congé de maladie prolongé et, par conséquent, de subir une diminution salariale. D'autres recherches ont également démontré qu'en plus d'entraîner une baisse du rendement, l'absentéisme peut se traduire par une réduction du salaire et des possibilités de promotion (Harrison et Martocchio, 1998; Yelin et Trupin, 2003).

Tant pour les personnes limitées que pour celles qui ne l'étaient pas, les raisons les plus souvent mentionnées étaient liées à l'emploi,

## Méthodologie

Dans le cas des personnes sans limitations d'activités, la **situation vis-à-vis de l'activité** correspond à une moyenne pondérée au cours des six années. Pour les personnes limitées, les taux d'activité moyens sont calculés pour les années avec et sans incapacité. Être actif signifie qu'une personne était occupée ou en chômage durant toute l'année; être inactif désigne une personne qui, durant toute l'année, n'occupait pas un emploi et n'était pas à la recherche d'un emploi; une situation autre renvoie à des périodes d'activité et d'inactivité pendant l'année. Les différences étaient significatives au seuil de 5 % ou mieux, ce dernier ayant été établi à partir des poids bootstrap. Une méthode semblable a été utilisée pour les estimations sur la **proportion travaillant à temps plein toute l'année**. Une personne occupée à temps plein toute l'année doit avoir travaillé l'équivalent de 1750 à 2199 heures en moyenne par année.

Les estimations du nombre d'heures de travail ajustées proviennent d'un modèle de régression tobit, qui convient bien aux ensembles de données comportant un certain nombre de non-participants à une activité, comme c'est le cas ici en raison des personnes n'ayant travaillé aucune heure durant la période d'observation. La technique prend simultanément en considération la probabilité de travailler et la durée du temps de travail. Le modèle commence par évaluer la probabilité de travailler à l'aide d'une variable binaire, prenant la valeur 1 si les heures sont positives et 0 autrement, puis évalue l'effet des différentes variables indépendantes sur les heures travaillées de façon linéaire. Des modèles séparés ont été estimés pour les hommes et les femmes. Les variables indépendantes étaient les suivantes : le fait d'être limité ou non, l'âge, la scolarité, le type de famille, la province, la région (urbaine ou rurale), le fait d'être le principal soutien économique du ménage, l'appartenance à une minorité visible, l'appartenance à un groupe autochtone et le statut d'immigrant récent. Dans la partie

longitudinale, on prenait aussi en considération les années d'incapacité observées, qui permettent de tenir compte en partie du degré de sévérité du handicap. Chaque modèle comprenait quatre variables binaires indiquant la durée observée de l'incapacité (un an, deux ou trois ans, quatre ou cinq ans, et finalement six ans), en plus des caractéristiques démographiques.

Les régressions portant sur l'écart des gains ont été estimées à l'aide d'un modèle des moindres carrés ordinaires. Des modèles séparés pour les hommes et les femmes ont été estimés. La variable dépendante correspondait au logarithme des gains horaires de 2004, et les variables démographiques étaient les mêmes que dans le modèle sur les heures. Un deuxième modèle incluait, en plus des variables démographiques, certaines caractéristiques du marché du travail comme la taille du lieu de travail, l'industrie, le niveau de compétence de la profession, l'ancienneté et l'affiliation syndicale. On a également estimé des modèles permettant de distinguer les handicaps limitant les personnes au travail ou à l'école des autres handicaps. Cependant, les années d'incapacité et le type d'incapacité n'ont pu être utilisés simultanément en raison de leur corrélation élevée. Seules les personnes ayant des gains positifs ont été retenues pour ces estimations.

Les régressions estimant la probabilité de faible revenu portaient sur l'ensemble des personnes avec et sans heures de travail et ne tenaient compte que des variables démographiques. La variable dépendante était une variable binaire prenant la valeur 1 si le revenu après impôt du ménage était sous le seuil de faible revenu tel que défini dans l'EDTR, et 0 autrement.

L'analyse a été réalisée à l'aide de STATA 10, qui permet l'utilisation de poids bootstrap.

c'est-à-dire à cause d'un licenciement, de la fin d'un contrat ou d'un emploi saisonnier, d'un congédiement, d'une grève ou du déménagement de la compagnie. Ces raisons liées à l'emploi représentaient de 43 % à 53 % des raisons expliquant les cessations d'emploi chez les hommes et de 35 % à 40 % des raisons données par les femmes.

### Écart des gains significatif pour les longues périodes d'incapacité

Les personnes touchées par une incapacité affichent en général des gains horaires moyens inférieurs à ceux de leurs homologues sans incapacité, et l'écart augmente avec le nombre d'années d'incapacité<sup>4</sup>. En 2004, cet écart allait d'une valeur à peu près nulle pour les personnes qui avaient indiqué une année d'incapacité à 20 % et 23 % respectivement pour les hommes et les femmes qui en avaient déclaré six (tableau 7).

Comme les personnes ayant une incapacité peuvent avoir des caractéristiques expliquant leurs gains plus faibles, on a ajusté les gains de façon à neutraliser l'effet de ces caractéristiques. Lorsque les différences liées aux caractéristiques démographiques étaient prises en compte (modèle 1), l'écart des gains diminuait mais demeurait significatif, variant entre 1 % et 19 % selon le nombre d'années d'incapacité. L'ajout des caractéristiques du marché du travail (modèle 2) rétrécissait l'écart, mais celui-ci demeurait significatif à partir de deux ou trois années d'incapacité chez les hommes et à partir de quatre ou cinq années chez les femmes.

L'EDTR ne fournit pas d'indication sur le type d'incapacité, mais il est possible de distinguer les handi-

**Tableau 7 Écart des gains en 2004 entre les personnes ayant une incapacité et celles sans incapacité, selon le nombre d'années d'incapacité**

	Gains horaires moyens	Écart		Écart ajusté	
		Brut	Modèle 1	Modèle 2	
	\$		%		
<b>Hommes</b>					
Années d'incapacité					
0	25,08	...	...	...	...
1	24,19	-4	-4	-1	-1
2 ou 3	21,72	-13*	-10*	-6*	-6*
4 ou 5	21,49	-14*	-8*	-5*	-5*
6	19,97	-20*	-19*	-11*	-11*
Limitations d'activités					
Aucune	25,08	...	...	...	...
Au travail ou à l'école	21,04	-16*	-12*	-7*	-7*
Ailleurs	24,75	-1	-1	0	0
<b>Femmes</b>					
Années d'incapacité					
0	19,21	...	...	...	...
1	18,94	-1	-1	0	0
2 ou 3	17,77	-7*	-7*	-4	-4
4 ou 5	17,04	-11*	-11*	-8*	-8*
6	14,80	-23*	-17*	-10*	-10*
Limitations d'activités					
Aucune	19,21	...	...	...	...
Au travail ou à l'école	16,99	-12*	-10*	-6*	-6*
Ailleurs	19,47	1	-2	-1	-1

\* différence significative par rapport à aucune année d'incapacité au seuil de 0,05 ou mieux  
Note : Pour une description des modèles, voir *Méthodologie*.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1999 à 2004.

caps qui limitent les personnes au travail ou à l'école de ceux qui les limitent dans d'autres activités. Les hommes limités au travail enregistraient un écart défavorable de leurs gains de 16 %. Après ajustements en fonction des caractéristiques démographiques, l'écart demeurait significatif à 12 %. Chez les femmes, l'écart avant les ajustements était de 12 %, et de 10 % après. L'ajout des caractéristiques du marché du travail réduisait l'écart à 7 % et 6 % respectivement. Les personnes ayant une incapacité les limitant ailleurs qu'au travail n'affichaient pas d'écart par rapport aux personnes non limitées, même avant les

ajustements. Être limité au travail constituait donc un désavantage plus prononcé.

En général, on notait peu d'écarts entre les personnes touchées par une incapacité et celles sans incapacité au chapitre de l'affiliation syndicale et de la protection offerte par des régimes de retraite ou d'assurance-maladie. Toutefois, chez les femmes ayant une incapacité pendant les six années, des différences étaient observées quant à la protection par un régime d'assurance-invalidité ou de soins dentaires (tableau 8)<sup>5</sup>.

### Les personnes ayant une incapacité plus à risque de faible revenu

Une personne peut avoir de faibles gains mais vivre dans un ménage qui n'est pas à faible revenu en raison des gains et des revenus des autres membres du ménage. Les taux de faible revenu ont été examinés pour l'ensemble des personnes, quelle que soit la situation vis-à-vis de l'activité. L'activité sur le marché du travail a un effet important sur la probabilité de faible revenu (Kapsalis et Tourigny, 2007). Les personnes ayant une incapacité ont donc un facteur de risque additionnel, puisque leur incapacité réduit leur propension à être actives sur le marché du travail.

Même après la prise en compte des différences relatives aux caractéristiques démographiques, les personnes ayant une incapacité étaient dans l'ensemble plus à risque d'être à faible revenu, et cette probabilité augmentait généralement avec le nombre d'années d'incapacité. Les hommes touchés pendant une période de deux à cinq ans étaient deux fois plus à risque que les hommes sans incapacité, alors que ceux touchés pendant six ans étaient huit fois plus à risque (graphique D). Les femmes qui étaient touchées pendant six ans étaient quatre fois plus à risque que leurs homolo-

gues sans incapacité. Les femmes handicapées pendant moins de six ans affichaient de légères différences par rapport à celles sans incapacité. Parmi les personnes limitées au travail ou à l'école, les hommes étaient presque quatre fois plus à risque d'avoir un faible revenu alors que les femmes l'étaient deux fois plus. Les personnes limitées ailleurs qu'au travail n'affichaient pas d'écart significatif par rapport à celles non limitées. Selon une étude récente, les personnes limitées au travail étaient non seulement plus à risque d'avoir un faible revenu, mais également d'avoir un faible revenu *persistant*, leur lien plus faible avec le marché du travail avait l'effet le plus important sur cette persistance (Kapsalis et Tourigny, 2007).

### Conclusion

L'utilisation des données longitudinales sur l'incapacité apporte un éclairage nouveau sur toute la question des limitations d'activités. On constate d'abord que l'incapacité peut être temporaire ou épisodique, de sorte que les personnes ne sont pas nécessairement touchées de façon continue. De 1999 à 2004, seulement 13 % des personnes ayant indiqué une incapacité ont déclaré en être touchées durant ces six années.

**Tableau 8 Caractéristiques de l'emploi principal des personnes occupées en 2004, selon le nombre d'années d'incapacité**

	Années d'incapacité									
	Hommes					Femmes				
	0	1	2 ou 3	4 ou 5	6	0	1	2 ou 3	4 ou 5	6
<b>Personnes occupées</b>	<b>2 466</b>	<b>546</b>	<b>450</b>	<b>240</b>	<b>76</b>	<b>2 269</b>	<b>569</b>	<b>454</b>	<b>227</b>	<b>99</b>
<b>Avantages</b>	%									
Syndiquées ou assujetties à une convention collective	35	39	39	40	49*	33	41*	34	37	25 <sup>E</sup>
Régime d'assurance-vie ou invalidité de l'employeur	72	65*	67	67	70	61	62	54*	54	40* <sup>E</sup>
Régime d'assurance-maladie de l'employeur	76	70*	73	70	76	64	70*	62	57	52
Régime de soins dentaires de l'employeur	71	68	67	67	66	58	62	54	57	43*
Participation à un régime de retraite	55	55	53	50	49	49	46	45	45	40 <sup>E</sup>

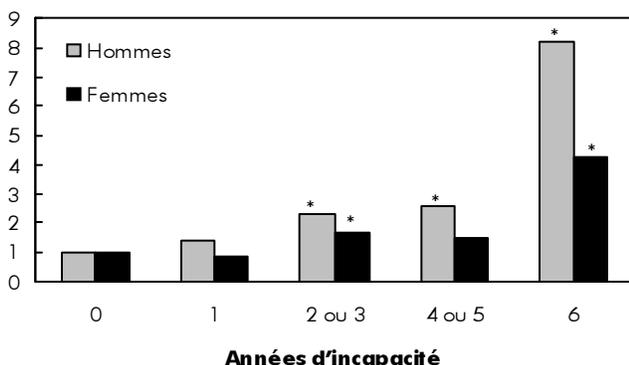
\* différence significative par rapport à aucune année d'incapacité au seuil de 0,05 ou mieux

Note : Les données ont été extraites du panel longitudinal de 1999 à 2004. Compte tenu de la faible variation annuelle des pourcentages dans cet intervalle, les variables sélectionnées font référence à la dernière année, soit 2004.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1999 à 2004.

### Graphique D Le risque de faible revenu est relativement plus important chez les hommes ayant une incapacité

Rapport de cotes



\* différence significative par rapport à aucune année d'incapacité au seuil de 0,05 ou mieux

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1999 à 2004.

À mesure que s'allonge la période d'incapacité, les personnes touchées sont plus susceptibles d'avoir une scolarité moindre, d'être des femmes, d'être plus âgées et de vivre seules. Ces caractéristiques sont souvent associées à une participation moindre au marché du travail. Les personnes ayant une incapacité travaillent en effet un nombre inférieur d'heures par année. Cet écart persiste même après la prise en compte de leurs caractéristiques démographiques. Au cours d'une période de six ans, la différence du nombre d'heures de travail entre les personnes touchées et celles sans incapacité peut s'élever à 1,6 année de temps de travail « perdu ». Après ajustements en fonction des caractéristiques du marché du travail, l'écart demeure significatif et atteint près d'une année.

Pour nombre de personnes touchées, les effets de l'incapacité se font sentir au-delà de la période d'incapacité. En effet, le taux d'activité et les heures de travail par année des personnes touchées sont plus faibles non seulement durant les années d'incapacité, mais aussi pendant les autres années.

Chez les hommes et les femmes, les taux de cessation d'emploi sont semblables à ceux de leurs homologues sans incapacité. Cependant, les personnes ayant une incapacité sont plus susceptibles de cesser de travailler

en raison de problèmes de santé. Les raisons liées à l'emploi (licenciement, fin d'un emploi temporaire ou d'un contrat, etc.) expliquent la plus grande part des cessations d'emploi, tant pour les personnes limitées que pour celles qui ne l'étaient pas.

L'examen des conditions d'emploi montre des différences importantes entre les personnes ayant une incapacité et celles sans incapacité. Ces différences sont très sensibles au nombre d'années d'incapacité et persistent même après la prise en compte des différences relatives aux caractéristiques démographiques. Ainsi, comparativement aux personnes non touchées, les hommes et les femmes ayant une incapacité pendant six ans enregistrent des écarts de gains pouvant atteindre près de 20 %. En général, on note peu d'écarts quant à la protection en matière d'avantages sociaux.

L'activité sur le marché du travail a un effet considérable sur la probabilité de faible revenu. Puisque les personnes ayant une incapacité affichent une plus faible propension à être actives sur le marché du travail, leur risque de faible revenu est plus élevé. Ce risque est relativement plus important chez les hommes : ceux ayant une incapacité pendant quatre ou cinq ans sont deux fois plus à risque, et ceux touchés pendant six ans sont huit fois plus à risque que leurs homologues sans incapacité. Chez les femmes, le risque est quatre fois plus grand lorsqu'elles sont touchées pendant six ans, mais on observe peu de différences quant au risque de faible revenu entre les femmes ayant une incapacité et celles sans incapacité pour les périodes de moins de six ans.

L'utilisation des données longitudinales révèle des écarts au chapitre des heures travaillées, des gains et du faible revenu entre les personnes limitées et celles non limitées qui sont masqués lorsqu'on utilise les données transversales. Elle souligne également l'importance de mieux mesurer le degré de sévérité afin de cerner davantage l'effet de la durée de l'incapacité.

#### Perspective

#### Notes

- Des résultats semblables ont été obtenus dans Uriarte-Landa et Spector (2008).
- Ces différences sont significatives au seuil de 5 % ou mieux. Des taux d'incapacité plus élevés ont également été observés dans l'EPLA pour certaines provinces de l'Atlantique (Statistique Canada, 2008).

3. Il s'agit de tous les emplois occupés par année. Le taux est calculé en fonction du nombre total d'emplois exercés chaque année de 1999 à 2004.
4. L'écart des gains horaires moyens est calculé pour les personnes qui ont gagné un salaire durant l'année de référence 2004.
5. Un certain nombre d'études ont essayé de déterminer dans quelle mesure l'existence de pensions d'invalidité peut inciter les personnes à se déclarer handicapées. Les résultats étaient en général peu concluants (Harkness, 1993; Hum et Simpson, 1996).

#### ■ Documents consultés

CHUNG, Lucy. 2004. « Travailleurs peu rémunérés : combien vivent dans des familles à faible revenu? », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 5, n° 10, octobre, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 5 à 15, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/11004/7364-fra.pdf> (consulté le 20 avril 2009).

CRANSWICK, Kelly. 1999. « Au travail malgré un problème de santé chronique », *Tendances sociales canadiennes*, n° 52, printemps, n° 11-008-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 13 à 18, <http://www.statcan.gc.ca/pub/11-008-x/1998004/article/4419-fra.pdf> (consulté le 29 avril 2009).

HARKNESS, Jon. 1993. « Labour force participation by disabled males in Canada », *Revue canadienne d'Économique*, vol. 26, n° 4, novembre, p. 878 à 889, <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/135826.pdf> (consulté le 29 avril 2009).

HARRISON, David A., et Joseph J. MARTOCCHIO. 1998. « Time for absenteeism: A 20-year review of origins, offshoots, and outcomes », *Journal of Management*, vol. 24, n° 3, p. 305 à 350.

HOLLAND, Paula, Margaret WHITEHEAD, Stephen CLAYTON et Frances DREVER. 2008. *Gender and Social Inequalities in the Employment of Chronically Ill or Disabled People: Evidence from the UK*, Université de Liverpool, Royaume-Uni, communication présentée à la Conférence socioéconomique 2008, mai, Statistique Canada, Ottawa, Ontario.

HUM, Derek, et Wayne SIMPSON. 1996. « Canadians with disabilities and the labour market », *Analyse de Politiques*, vol. 22, n° 3, septembre, 15 p., <http://economics.ca/cgi/jab?journal=cpp&view=v22n3/CPpv22n3p287.pdf> (consulté le 20 avril 2009).

KAPSALIS, Constantine, et Pierre TOURIGNY. 2007. *Profiles and Transitions of Groups most at Risk of Social Exclusion*, Document de recherche, Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique, rapport préparé pour Développement des ressources humaines Canada par Data Probe Economic Consulting Inc., Ottawa, Ontario, 113 p.

MARSHALL, Katherine. 2006. « En congé de maladie », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 7, n° 4, avril, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 16 à 25, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/10406/9185-fra.pdf> (consulté le 20 avril 2009).

RESSOURCES HUMAINES ET DÉVELOPPEMENT SOCIAL CANADA. 2006. *Vers l'intégration des personnes handicapées (2006)*, 124 p., [http://www.hrsdc.gc.ca/fra/condition\\_personnes\\_handicapees/rapports/rhf/2006/vers\\_integregation.pdf](http://www.hrsdc.gc.ca/fra/condition_personnes_handicapees/rapports/rhf/2006/vers_integregation.pdf) (consulté le 20 avril 2009).

STATISTIQUE CANADA. 2008. *L'Enquête sur la participation et les limitations d'activités de 2006 : l'expérience de travail des personnes avec incapacité, au Canada*, n° 007, juillet, n° 89-628-X au catalogue de Statistique Canada, 23 p., <http://www.statcan.gc.ca/pub/89-628-x/89-628-x2008007-fra.pdf> (consulté le 20 avril 2009).

STATISTIQUE CANADA. 2007. *L'Enquête sur la participation et les limitations d'activités de 2006 : rapport analytique*, Document analytique, n° 002, décembre, n° 89-628-XIF au catalogue de Statistique Canada, 39 p., <http://www.statcan.gc.ca/pub/89-628-x/89-628-x2007002-fra.pdf> (consulté le 20 avril 2009).

URIARTE-LANDA, Jorge, et Aron SPECTOR. 2008. *Labour Market Trends of People with Disabilities in Canada (1999-2005)*, Conférence socioéconomique 2008, mai, Statistique Canada, Ottawa, Ontario.

WILLIAMS, Cara. 2006. « L'incapacité en milieu de travail », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 7, n° 2, février, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 18 à 27, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/10206/9096-fra.pdf> (consulté le 20 avril 2009).

YELIN, Edward H., et Laura TRUPIN. 2003. « Disability and the characteristics of employment », *Monthly Labor Review*, vol. 126, n° 5, mai, p. 20 à 31, <http://www.bls.gov/opub/mlr/2003/05/art3full.pdf> (consulté le 20 avril 2009).

# Les pensions en transition

Philippe Gougeon

Pour la planification de leur retraite, les Canadiens comptent sur un système à trois composantes : les régimes publics (le régime universel de la sécurité de la vieillesse et le supplément de revenu garanti ainsi que les régimes de pension du Canada ou des rentes du Québec pour les travailleurs salariés), les régimes parrainés par l'employeur (les régimes de pensions agréés [RPA], les régimes de participation différée aux bénéficiaires et les régimes enregistrés d'épargne-retraite collectifs [REER collectifs]) et l'épargne personnelle — incluant les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER). De 1992 à 2006, l'importance des régimes de retraite privés (régimes parrainés par les particuliers ou les employeurs) dans la composition du revenu de retraite moyen des Canadiens âgés de 65 ans ou plus est passée de 23 % à 32 % de leur revenu total<sup>1</sup>. Les revenus provenant des régimes de retraite privés peuvent être affectés, selon leurs caractéristiques, par les fluctuations de la situation économique mondiale. Vu la situation qui prévaut au Canada, et dans beaucoup d'autres pays, depuis l'automne 2008, la situation financière des retraités actuels et futurs pourrait être touchée selon le type de régime et le type d'investissement.

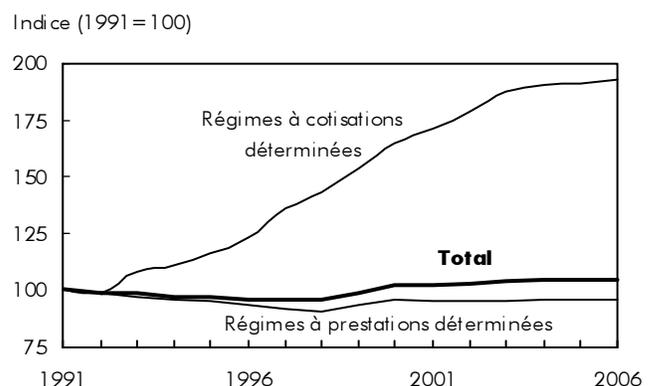
Parmi les régimes de pension agréés, on retrouve les régimes à prestations déterminées (RPD), les régimes à cotisations déterminées (RCD) et les régimes hybrides ou mixtes (RHM)<sup>2</sup>. Ces régimes couvraient respectivement 30 %, 6 % et 1 % des employés en 2006<sup>3</sup>. Au cours des 30 dernières années, une transition progressive vers des régimes autres que les RPD (voir *Source des données et définitions*) a eu lieu dans plusieurs pays, notamment en Angleterre et aux États-Unis (Broadbent et coll., 2006) et, dans une certaine mesure, au Canada.

Philippe Gougeon est au service de la Division de l'analyse des enquêtes auprès des ménages et sur le travail. On peut le joindre au 613-951-6546 ou à [perspective@statcan.gc.ca](mailto:perspective@statcan.gc.ca)

Une variation dans la prévalence de ces régimes impliquerait une modification dans la répartition du risque entre employeurs et employés, ce qui pourrait avoir un effet sur le niveau de vie des futurs retraités canadiens dont le nombre croît rapidement.

Pour les employés, les RPD offrent une certaine sécurité puisque les prestations sont prédéterminées et le risque d'investissement repose essentiellement sur les employeurs. Cependant, les transferts de prestations sont plus complexes advenant un changement d'emploi<sup>4</sup>. Pour les employeurs, les RPD comportent des obligations financières autant pour maintenir la solvabilité que pour effectuer les évaluations actuarielles exigées par les organismes de réglementation en matière de pension.

**Graphique A Le nombre d'adhérents des régimes à cotisations déterminées a presque doublé de 1991 à 2006**



Source : Statistique Canada, Enquête sur les régimes de pension au Canada.

## Source des données et définitions

**L'Enquête sur les régimes de pension au Canada** est un recensement annuel complet de tous les régimes de pension agréés au Canada. Les RPA sont des programmes de prestations de retraite établis par les employeurs ou les syndicats à l'intention des employés. Ces régimes sont enregistrés auprès de l'Agence du revenu du Canada à des fins fiscales, et dans la plupart des cas auprès d'une juridiction provinciale ou fédérale. Les régimes sont enregistrés auprès de la juridiction où l'on retrouve la majorité des adhérents actifs.

**Nouveau régime ou ouverture de régime :** Un régime ouvert entre 1991 et 2006 et toujours ouvert en 2006 était considéré comme étant un nouveau régime. La date d'ouverture renvoie au moment où le régime est mis en place par l'employeur. Un tel régime pouvait être créé à la suite de la fusion d'entreprises ou de négociations collectives.

**Régime de pension agréé (RPA) :** Un régime établi par l'employeur pour fournir une pension aux employés qui prennent leur retraite. Les prestations de retraite sont financées par les cotisations régulières au régime que versent l'employeur et dans de nombreux cas, les employés, ainsi que par les revenus de placement tirés de ces cotisations. Les deux grands types sont les prestations déterminées et les cotisations déterminées.

**Régime à prestations déterminées (RPD) :** Un RPA en vertu duquel les prestations correspondent à un montant fixe ou sont établies au moyen d'une formule prévoyant un élément de pension pour chaque année de service. L'employé peut être tenu de cotiser ou non. L'employeur verse le solde requis pour financer les prestations du régime. La loi exige qu'une évaluation actuarielle soit réalisée au moins une fois tous les trois ans afin d'établir le montant des cotisations requises pour garantir la solvabilité du régime. Les régimes à salaire maximal moyen étaient les plus fréquents en 2006.

**Régime à cotisations déterminées (RCD) :** Il s'agit d'un RPA dans lequel la valeur des cotisations accumulées s'applique à la retraite de l'employé pour fournir un revenu de pension. L'employé peut être tenu de cotiser ou non. Contrairement aux RPD, l'apport de cotisations est connu, mais le montant des prestations n'est connu que lorsque l'employé prend sa retraite. La prestation de l'employé

dépend des bénéfices d'investissement et des taux d'accumulation des prestations de pensions. Les régimes de participation aux bénéfices ont été inclus dans cette catégorie. Ce qui les différencie, c'est que les cotisations de l'employeur sont affectées par la rentabilité de l'entreprise.

**Régimes hybrides ou mixtes (RHM) :** Les régimes hybrides offrent le meilleur des options à prestations déterminées et à cotisations déterminées. Les régimes mixtes offrent un revenu comportant une partie à prestations déterminées et une autre à cotisations déterminées. Ces deux régimes ont été regroupés, car ils comportent tous deux une partie RPD et une partie RCD bien que combinées de manières différentes. De plus, dans les deux cas, certains risques sont partagés entre l'employeur et les employés.

**Régime à prestations déterminées ou à cotisations déterminées (RPD ou RCD) :** Régime dans lequel certains employés sont couverts par un RPD et d'autres sont couverts par un RCD. Cela peut s'appliquer à différentes catégories d'employés ou les employés existants reçoivent un des deux types de régime et les nouveaux employés, l'autre.

**Taille du régime :** **petit** (3 à 99 adhérents actifs); **moyen** (100 à 999); **grand** (1 000 à 9 999); **très grand** (10 000 adhérents ou plus).

**Régime du secteur public :** L'employeur principal est un gouvernement municipal, provincial ou fédéral, une société de la Couronne ou toutes autres organisations considérées publiques.

**Régime du secteur privé :** L'employeur principal est une entreprise constituée en société, une entreprise non constituée (société ou propriétaire unique), une coopérative, une association professionnelle ou un syndicat ouvrier, ou une organisation religieuse, charitable ou à but non lucratif.

**Régime fermé ou résilié :** Un régime fermé entre 1991 et 2006. Les raisons pour la résiliation incluent le remplacement par un nouveau régime, la fusion avec un autre régime, la faillite, l'absence de participants, la désapprobation par l'Agence du revenu du Canada, la dissolution d'une compagnie, des considérations financières ou administratives, la conversion à un REER et la non-conformité avec la loi. Les régimes qui ont été ouverts de nouveau sont exclus de cette catégorie.

Par contre, le risque d'investissement des RCD est essentiellement assumé par les cotisants puisque les prestations de retraite dépendent entièrement des cotisations et des rendements du régime. Cette caractéristique constitue un avantage en période de croissance économique, comme ce fut le cas à la fin des années 1990 et depuis le milieu des années 2000, mais peut s'avérer moins avantageuse dans un contexte plus incertain comme celui qui prévaut depuis l'automne 2008. Ces régimes présentent cependant l'avantage d'être plus facilement transférables vers un nouvel employeur.

## La participation aux cotisations déterminées augmente tandis que celle aux prestations déterminées stagne

En 2006, les RPD englobaient 81 % des travailleurs participant à un régime de pension agréé alors que les RCD en regroupaient 16 %. De 1991 à 2006, le nombre de participants aux RCD a presque doublé, passant de 466 000 à 899 000 (graphique A). Bien que les RPD couvrent toujours la plus grande part des adhérents des RPA (4,6 millions d'adhérents en 2006), ceux-ci ont perdu 192 000 adhérents durant cette

**Tableau 1 Nombre d'adhérents des régimes de pension**

	1991	2006	Variation
	milliers		%
<b>Les deux sexes</b>			
Employés	11 672	15 043	29
Protection en matière de pensions			
RPD	5 239	5 480	5
RCD	4 773	4 581	-4
Taux de couverture (%)	45	36	-19
RPD	41	30	-26
RCD	4	6	50
<b>Hommes</b>			
Employés	6 327	7 889	25
Protection en matière de pensions			
RPD	3 076	2 810	-9
RCD	2 790	2 276	-18
Taux de couverture (%)	49	36	-27
RPD	44	29	-35
RCD	5	7	50
<b>Femmes</b>			
Employées	5 345	7 154	34
Protection en matière de pensions			
RPD	2 163	2 670	23
RCD	1 984	2 305	16
Taux de couverture (%)	40	37	-8
RPD	37	32	-13
RCD	3	5	52

Note : Les régimes de moins de trois adhérents, les régimes non actifs et les régimes hybrides ou mixtes ont été retirés de l'échantillon. Les taux de couverture excluent les adhérents des territoires car ils ne font pas partie de l'Enquête sur la population active.

Source : Statistique Canada, Enquête sur les régimes de pension au Canada.

même période, principalement de 1991 à 1997 (tableau 1). Le nombre de femmes couvertes par des RPD a augmenté, mais cette croissance a été faible.

La diminution du nombre d'adhérents des RPD est encore plus importante si l'on considère que l'emploi a augmenté de 29 % durant la même période. En 1991, 41 % des employés canadiens étaient couverts par un RPD. Quinze ans plus tard, cette proportion était réduite à 30 %.

En ce qui a trait aux RCD, la croissance proportionnelle du nombre d'adhérents a été nettement plus importante que celle de la croissance de l'emploi de sorte que leur taux de couverture est passé de 4 % à 6 %<sup>5</sup>.

### Autres régimes de pension parrainés par l'employeur

Les régimes hybrides et les régimes mixtes sont à mi-chemin entre les RPD et les RCD. Ils présentent des caractéristiques des deux types de régimes. Ils offrent la sécurité des RPD tout en ayant les avantages des RCD. Depuis 2000, le nombre de personnes couvertes par de tels régimes a presque triplé. Avant cela, leur nombre avait été relativement stable. Cependant, vu leur faible poids relatif (à peine 1 % des employées), ils ne sont pas considérés dans cet article. La récente hausse du nombre de leurs adhérents peut laisser présager une augmentation de leur future importance au Canada. Aux États-Unis, le nombre d'adhérents de ces régimes est en hausse depuis plusieurs années (Clark et Schieber, 2000; Coronado et Copeland, 2003).

En 2001, les régimes enregistrés d'épargne-retraite collectifs (REER collectifs)<sup>6</sup> englobaient environ 1,6 million d'employés (Morissette et Zhang, 2004). Très similaires aux RCD, les REER collectifs comptent cependant plus d'adhérents. En les additionnant, les RCD et les REER collectifs comprenaient plus de 2 millions d'employés (17 %) en 2001, soit près de la moitié des adhérents des RPD. Selon une étude récente, ces deux régimes représenteraient maintenant 50 % des employés du secteur privé (Baldwin, 2008). Aux États-Unis, les régimes 401(k) sont en plusieurs points similaires aux REER collectifs (Frenken, 1996). Cependant, parce qu'ils ne font pas partie de la banque de données utilisée pour cette analyse, ils ne peuvent être incorporés dans la définition des RCD.

### Baisse de la participation aux prestations déterminées du secteur privé

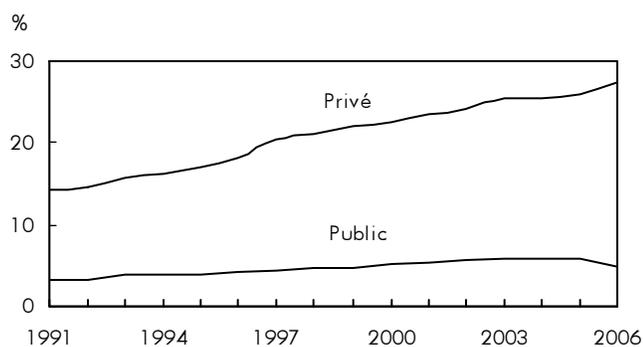
Au Canada, les RPD représentent toujours la majorité des participants aux régimes de pension du secteur privé, mais ils ont perdu des adhérents au cours des dernières années (tableau 2). En 2006, 73 % des adhérents des régimes de pension du secteur privé étaient

**Tableau 2 Protection en matière de régimes de pensions selon le secteur**

	1991	2006
	milliers	
<b>Secteur public</b>		
Employés	2 855,3	3 261,6
Adhérents à un RPD	2 463,7	2 550,8
Adhérents à un RCD	80,9	132,1
<b>Secteur privé</b>		
Employés	8 814,6	11 781,4
Adhérents à un RPD	2 309,7	2 030,5
Adhérents à un RCD	384,9	766,8

Source : Statistique Canada, Enquête sur les régimes de pension au Canada.

**Graphique B Le secteur privé est la source principale de changements dans la protection en matière de RCD**



Source : Statistique Canada, Enquête sur les régimes de pension au Canada.

couverts par un RPD comparativement à 86 % en 1991. Cela représente une baisse de 279 000 adhérents. Au cours de cette période, le nombre d'employés du secteur privé a augmenté de 34 %. Ainsi, malgré la croissance de l'emploi, ces régimes ont perdu 12 % de leurs adhérents.

Le nombre d'adhérents des RCD du secteur privé a presque doublé au cours de cette période, d'où un taux de couverture passant de 14 % à 27 % (graphique B).

Par contre, la situation est très différente dans le secteur public où le nombre d'adhérents des RCD a certes augmenté, mais demeure une petite minorité dans ce secteur.

Que ce soit pour le secteur privé ou public, RPD ou RCD, les fluctuations ont été similaires pour les hommes et les femmes. De plus, tant pour les hommes que les femmes, la couverture des RCD a changé presque exclusivement dans le secteur privé.

Ces tendances s'apparentent à celles survenues aux États-Unis où le nombre d'adhérents des RCD du secteur privé, autrefois inférieur à celui des RPD, est maintenant près du double. En 1975, 26 % des adhérents de régimes de retraite du secteur privé étaient membres de RCD. En 2005, cette proportion était passée à 64 % (U.S. Department of Labor, 2008). Comme dans plusieurs autres pays, le secteur public a connu très peu de mouvements vers de tels régimes (Broadbent et coll, 2006).

### La taille des RCD en augmentation

En 2006, tout comme en 1991, les RCD étaient plus fréquents parmi les petits employeurs. Durant la période de 1991 à 2006, ils ont cependant gagné du terrain au sein des régimes de toutes tailles de groupes (tableau 3). Par contre, les RPD ont vu leur nombre d'adhérents chuter, de façon parfois importante, au sein de tous les groupes à l'exception des régimes de très grandes tailles. Ces derniers demeurent d'ailleurs en très grande majorité des RPD.

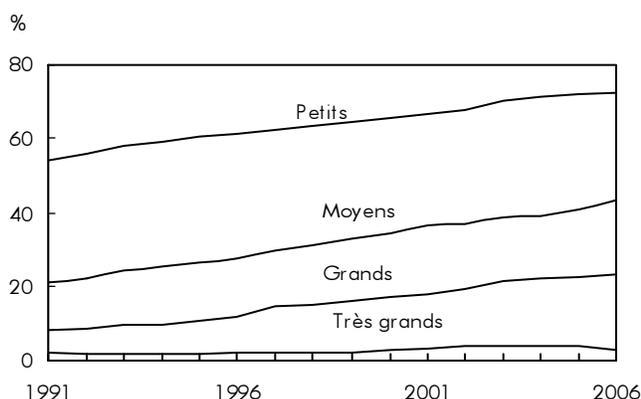
La croissance des RCD dans les régimes de presque toutes les tailles a été constante dans le temps (graphique C). Les régimes de très grandes tailles ont cependant enregistré un léger recul qui s'est produit principalement de 2001 à 2006.

**Tableau 3 Protection en matière de pensions selon la taille du régime**

	1991		2006	
	milliers	%	milliers	%
<b>Petits régimes</b>	269,3	100,0	219,3	100,0
Prestations déterminées	122,9	45,6	60,4	27,5
Cotisations déterminées	146,4	54,4	158,9	72,5
<b>Régimes moyens</b>	794,9	100,0	818,9	100,0
Prestations déterminées	630,4	79,3	461,5	56,4
Cotisations déterminées	164,5	20,7	357,4	43,6
<b>Grands régimes</b>	1 186,6	100,0	1 259,6	100,0
Prestations déterminées	1 092,1	92,0	968,3	76,9
Cotisations déterminées	94,5	8,0	291,3	23,1
<b>Très grands régimes</b>	2 988,4	100,0	3 182,5	100,0
Prestations déterminées	2 928,0	98,0	3 091,2	97,1
Cotisations déterminées	60,4	2,0	91,3	2,9

Note : Voir *Source des données et définitions* pour la description des tailles des régimes.  
Source : Statistique Canada, Enquête sur les régimes de pension au Canada.

### Graphique C Les régimes à cotisations déterminées de toutes les tailles gagnent du terrain



Note : Voir *Source des données et définitions* pour une description des tailles des régimes.  
Source : Statistique Canada, Enquête sur les régimes de pension au Canada.

### Sources des changements

Les tendances observées dans le nombre d'adhérents peuvent être attribuables à trois facteurs : les conversions de régimes (RPD à RCD, par exemple), les ouvertures et les fermetures de régimes ainsi que la variation du nombre d'adhérents au sein des régimes actifs.

La conversion vers d'autres types de régimes explique 78 % des 192,1 milliers de pertes d'adhérents des RPD (tableau 4). La plupart ont alors adhéré à des régimes hybrides ou mixtes. De telles conversions peuvent signifier que les employeurs tentent d'offrir aux travailleurs un régime de retraite offrant les avantages des deux types de régimes tout en palliant aux désavantages de ceux-ci. (Clark et Schieber, 2000). Malgré le nombre accru d'adhérents aux RHM, ces derniers couvrent peu d'employés. En 2006, ils comptaient à peine 152 000 adhérents, soit environ un sixième des RCD.

Les ouvertures et les fermetures de régimes expliquaient moins de 10 % de la perte d'adhérents aux

RPD alors que la variation des effectifs des régimes actifs en représentait 15 %. Les ouvertures et les fermetures de régimes peuvent être liées en raison d'une conversion indirecte d'un régime ou d'une fusion de deux ou plusieurs régimes<sup>7</sup>.

Des 433 000 adhérents supplémentaires aux RCD, 64 % provenaient de l'augmentation du nombre d'adhérents aux régimes actifs. Les ouvertures et les fermetures expliquaient pour leur part 23 % de la croissance des RCD, principalement dans le secteur privé. Les conversions de régimes expliquaient quant à elles 13 % de la hausse d'adhérents. Au total, 90 % de tous les mouvements d'adhérents qui sont survenus de 1991 à 2006 ont eu lieu au sein du secteur privé.

### Croissance des RCD dans toutes les industries

En 1991, la majorité des membres de toutes les industries cotisaient à un RPD. Quinze ans plus tard, la part des RCD avait augmenté dans toutes les industries et ces derniers regroupaient même la plupart des employés dans certaines d'entre elles, notamment dans celle de l'extraction minière, exploitation en carrière et extraction de pétrole et de gaz et dans le commerce de gros (tableau 5).

### Les changements sectoriels n'expliquent pas la croissance des RCD

La croissance de la prévalence des RCD peut avoir été provoquée en partie par un changement dans la structure du marché du travail (Ippolito, 1995; Gustman et Steinmeier, 1992; Aaronson et Coronado, 2005). Par exemple, si les travailleurs sont maintenant plus sus-

**Tableau 4 Sources de changements dans le nombre d'adhérents de régimes**

	Prestations déterminées		Cotisations déterminées	
	milliers	%	milliers	%
<b>Variation du nombre d'adhérents</b>	<b>-192,1</b>	<b>100,0</b>	<b>433,2</b>	<b>100,0</b>
Conversions de régimes	-149,4	77,8	56,4	13,0
Ouvertures et fermetures de régimes	-14,2	7,4	98,7	22,8
Variation du nombre d'adhérents	-28,5	14,9	278,1	64,2

Source : Statistique Canada, Enquête sur les régimes de pension au Canada, 1991 à 2006.

**Tableau 5 Nombre d'adhérents des régimes de pensions selon l'industrie**

	1991		2006	
	RPD	RCD	RPD	RCD
<b>Industrie</b>	91,1	8,9	83,6	16,4
Agriculture, foresterie, pêche et chasse	55,1	44,9	44,4	55,6
Extraction minière, exploitation en carrière, et extraction de pétrole et de gaz	82,6	17,4	45,8	54,2
Services publics	99,4	0,6	94,3	5,7
Construction	90,5	9,5	85,9	14,1
Fabrication	90,5	9,5	76,5	23,5
Commerce de gros	71,7	28,3	48,9	51,1
Commerce de détail	79,2	20,8	75,4	24,6
Transport et entreposage	89,0	11,0	81,5	18,5
Information, culture, arts, spectacles et loisirs	93,8	6,2	57,5	42,5
Finances et assurances, services administratifs et professionnels, services immobiliers	87,3	12,7	77,4	22,6
Enseignement, soins de santé et assistance sociale	93,8	6,2	89,4	10,6
Hébergement et services de restauration	81,4	18,6	70,8	29,2
Autres services	71,5	28,5	34,9	65,1
Administrations publiques	96,9	3,1	95,9	4,1

Note : Sont exclus tous les régimes avec moins de trois adhérents, les régimes non actifs et les régimes autres que les RPD et les RCD.

Source : Statistique Canada, Enquête sur les régimes de pension au Canada.

ceptibles de faire partie d'une industrie donnée, et qu'il y a davantage de travailleurs de cette industrie qui sont historiquement membres des RCD, la plus grande prévalence de ces régimes au niveau global pourrait être en partie attribuable à la croissance de cette industrie.

Pour comprendre dans quelle mesure les changements au niveau de la structure industrielle, de la taille des régimes, de la répartition des participants par sexe et par province de juridiction entre 1991 et 2006 expliquent l'augmentation de la prévalence des RCD, on a estimé deux régressions logistiques (voir *Régression logistique*). La première porte sur les années 1991 à 1993 et la seconde sur la période de 2004 à 2006. Même après avoir pris en compte l'ensemble de ces facteurs, la probabilité qu'un régime

## Méthodologie

Les années 1991 à 2006 ont été utilisées et les régimes de moins de trois adhérents ont été exclus, car ils s'apparentent davantage à des régimes individuels. Les régimes hybrides et mixtes ont été exclus à cause du petit nombre d'adhérents. Les RPD et les RCD (moins de 80 000 adhérents en 2006) ont également été omis parce que les renseignements fournis ne permettent pas de distinguer les parties prestations déterminées des parties cotisations déterminées des régimes. Finalement, les régimes non actifs ont été exclus sauf lors de la discussion concernant les fermetures de régimes.

Pour déterminer le nombre de régimes ouverts et fermés au cours de la période à l'étude, et surtout le nombre d'adhérents touchés au moment de la fermeture, ce sont les fichiers de 2006 qui ont été utilisés avec les dates d'ouverture et de fermeture des régimes. Les régimes fermés demeurent dans la base de données. Pour les régimes ouverts, on a utilisé ceux qui ont été ouverts de 1991 à 2006, ainsi que leurs caractéristiques pour 2006.

Pour trouver le nombre d'adhérents touchés par une conversion de régimes, les fichiers de deux années consécutives ont été comparés par numéro de régime pour voir si

le type de régime avait changé d'une année à l'autre. Puisque les régimes peuvent changer de catégories plus d'une fois, ils pourraient être recomptés à d'autres périodes. Il y avait cependant des risques de sous-estimer le nombre d'adhérents touchés par les conversions parce que parfois, les employeurs fermaient un régime en place et en ouvraient un nouveau lorsqu'ils désiraient faire ce genre de transition. De plus, pendant plusieurs années, les numéros d'identification des régimes n'étaient pas uniformes à travers le Canada. Il se peut donc que certains régimes toujours existants n'aient pu être suivis d'une année à l'autre. L'ampleur de ces sous-estimations n'a pu être évaluée, mais, étant donné leur nature, elle ne peut vraisemblablement fausser la tendance observée.

Les codes SCIAN à deux chiffres n'étaient pas utilisés dans la base de données avant 1998. Les codes de la classification type des industries (CTI-1970) servaient à identifier l'industrie. Une table de conversion a servi à convertir les codes CTI-1970 en SCIAN à deux chiffres. Certaines industries ont dû être regroupées afin de s'assurer que les données de 1991 à 1993, initialement codées selon la CTI-70, étaient compatibles avec celles de 2004 à 2006, codées selon le SCIAN.

**Tableau 6 Coefficients de régression logistique pour la probabilité d'un régime à cotisations déterminées**

	1991 à 1993		2004 à 2006	
	Coef- ficient	Proba- bilité	Coef- ficient	Proba- bilité
		%		%
<b>Régime à cotisations déterminées</b>	-1,998*	11,9	-0,811*	30,8
<b>Adhérents</b> (réf. 400 à 499)				
3 à 49	2,373*	59,3	1,695*	70,8
50 à 99	1,267*	32,5	1,198*	59,5
100 à 199	0,857*	24,2	0,747*	48,4
200 à 299	0,488*	18,1	0,413*	40,2
300 à 399	0,205	14,3	0,234	36,0
500 à 749	-0,177	10,2	-0,358*	23,7
750 à 999	-0,265	9,4	-0,403*	22,9
1 000 à 2 499	-0,729*	6,1	-0,653*	18,8
2 500 à 4 999	-1,779*	2,2	-0,814*	16,5
5 000 à 9 999	-1,178*	4,0	-1,651*	7,9
10 000 et plus	-2,132*	1,6	-2,387*	3,9
<b>Autorité compétente</b> (réf. Ontario)				
Terre-Neuve	0,326*	15,8	0,233	35,9
Île-du-Prince-Édouard	1,148*	29,9	0,551	43,5
Nouvelle-Écosse	0,655*	20,7	0,464*	41,4
Nouveau-Brunswick	0,578*	19,5	0,402*	39,9
Québec	-0,035	11,6	-0,714*	17,9
Manitoba	0,666*	20,9	0,592*	44,5
Saskatchewan	0,709*	21,6	0,525*	42,9
Alberta	0,641*	20,5	0,752*	48,5
Colombie-Britannique	0,868*	24,4	0,419*	40,3
Autres juridictions <sup>1</sup>	0,102	13,0	0,075	32,4
<b>Secteur d'activité</b> (réf. Privé)				
Public	-0,335*	8,8	-0,476*	21,6
<b>Femmes adhérentes</b> (réf. 40 % à 59 %)				
0 % à 19 %	-0,370*	8,6	-0,384*	23,2
20 % à 39 %	-0,090	11,3	-0,114	28,4
60 % à 79 %	0,020	12,2	0,235*	36,0
80 % à 100 %	0,364*	16,3	0,466*	41,5
<b>Industrie</b> (réf. Fabrication)				
Agriculture, foresterie, pêche et chasse	0,773*	22,7	0,503*	42,4
Extraction minière, exploitation en carrière, et extraction du pétrole et du gaz	-0,060	11,3	0,215	35,5
Services publics	-0,555	7,2	-0,544*	20,5
Construction	1,154*	30,1	0,994*	54,6
Commerce de gros	0,639*	20,4	0,628*	45,4
Commerce de détail	1,461*	36,9	1,277*	61,5
Transport et entreposage	0,764*	22,6	0,381*	39,4
Information, culture, arts, spectacles et loisirs	0,644*	20,5	0,302*	37,6
Finances et assurances, services administratifs et professionnels, services immobiliers	0,430*	17,3	0,379*	39,4
Enseignement, soins de santé et assistance sociale	1,370*	34,8	1,164*	58,7
Hébergement et services de restauration	0,719*	21,8	0,477*	41,7
Autres services	0,542*	18,9	0,173	34,6
Administrations publiques	1,336*	34,0	1,155*	58,5

\* différence significative par rapport au groupe de référence (réf.) au niveau de 0,05 ou mieux  
1. Fédéral, Québec ou fédéral, non agréé par l'autorité compétente en matière de pensions.  
Source : Statistique Canada, Enquête sur les régimes de pension au Canada.

soit à cotisations déterminées était plus de 2,5 fois plus grande au cours de la dernière période (tableau 6). Cette tendance semble donc robuste et ne semble pas dépendre de changements au niveau de la structure industrielle. Cette tendance est également visible dans des résultats précédents (Ippolito, 1995).

Une décomposition d'Oaxaca (Oaxaca, 1973) confirmait également le faible apport de ces facteurs dans la plus forte prévalence des RCD. En fait, ces changements auraient dû, au contraire, contribuer à faire augmenter légèrement la part des RPD.

## Conclusion

Un changement dans la prévalence des régimes à cotisations déterminées peut avoir un effet important sur les employeurs et les travailleurs. De 1991 à 2006, le nombre d'adhérents couverts par un RCD a presque doublé augmentant grandement la prévalence de ces derniers au détriment des RPD. Cette augmentation de la prévalence des RCD a de plus été relativement constante tout au long de la période étudiée. D'ailleurs, une part importante de la baisse du nombre d'adhérents couverts par un RPD vient des conversions vers les régimes à cotisations déterminées ou des régimes hybrides ou mixtes. Bien que les RCD comportent certains avantages indéniables pour les employés, l'augmentation de leur prévalence donne à penser qu'il y a eu un transfert du risque des employeurs vers les travailleurs depuis 1991.

L'augmentation de la prévalence des RCD se reflète dans presque toutes les tailles de régimes, mais a

## Régression logistique

Un modèle logistique a été choisi en se basant sur une étude utilisant une méthodologie similaire (Ippolito, 1995). La régression logistique modélise la probabilité des régimes d'être à cotisations déterminées en fonction de certaines caractéristiques. L'équation utilisée était

$$RCD = \alpha + \beta_1 T_g + \beta_2 J_i + \beta_3 Public + \beta_4 S_f + \beta_5 I_i.$$

$RCD$  est une variable dépendante binaire égale à 1 lorsqu'il s'agit d'un RCD et 0 lorsqu'il s'agit d'un RPD<sup>8</sup>.  $T_g$  est un vecteur de variables binaires de taille de régime en termes du nombre d'adhérents.  $J_i$  est un vecteur de variables binaires représentant chacune des autorités compétentes auprès desquelles les régimes peuvent être enregistrés.  $Public$  est une variable binaire égale à 1 pour un régime du secteur public et 0 pour le secteur privé.  $S_f$  représente la proportion de femmes membres de régimes de retraite

et  $I_i$  est une variable binaire représentant les différentes industries. Les industries ont été identifiées selon le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) à deux chiffres<sup>9</sup>. Le grand nombre de variables de taille permet de mieux considérer l'effet des adhérents et de leur nombre sur la probabilité d'être à cotisations déterminées.

La régression a été faite sur un regroupement des régimes de trois années consécutives au début (1991 à 1993) et à la fin (2004 à 2006) de la période étudiée. Ces années ont été choisies afin de vérifier s'il y a eu un changement dans la probabilité des régimes d'être à cotisations déterminées.

Aucune information sur la syndicalisation, comme celle qu'Ippolito avait en 1995, n'était disponible.

eu lieu presque exclusivement dans le secteur privé. Une analyse de régression montre que les changements industriels, par exemple, ne paraissent pas avoir eu un rôle à jouer. En fait, le changement de la structure du marché du travail aurait dû favoriser une croissance, bien que faible, des RPD mais, au contraire, il semble que l'augmentation de la prévalence des RCD viendrait d'un changement fondamental des pratiques des employeurs du secteur privé.

### Perspective

#### Notes

1. Ces données proviennent de la banque de Données administratives longitudinales (DAL).
2. Voir *Autres régimes de pension parrainés par l'employeur*.
3. Pour ces taux de couverture, les membres des territoires canadiens ont été retirés, car ils ne font pas partie de l'Enquête sur la population active. Les régimes de moins de trois adhérents ainsi que les régimes inactifs ont été retirés de l'échantillon.
4. Pour plus de détails sur l'effet des changements d'emploi sur les revenus de retraite, voir Blake, 2003.
5. Cette tendance est encore plus prononcée si l'on considère les REER collectifs. Ceux-ci ne font pas partie de la base de données utilisée ici et ne peuvent pas être pris en compte.
6. Voir Morissette et Zhang, 2004 pour une présentation des caractéristiques des RPA et des REER collectifs.

7. Voir *Méthodologie* pour les raisons pouvant mener à une fermeture de régime.
8. Les RHM ont été exclus de l'échantillon.
9. Voir *Méthodologie*.

#### Documents consultés

- AARONSON, Stephanie, et Julia CORONADO. 2005. *Are firms or workers behind the shift away from DB pension plans?*, Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series, Document de travail n° 2005-17, février, 33 p., <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2005/200517/200517pap.pdf> (consulté le 28 avril 2009).
- BALDWIN, Bob. 2008. « The shift from DB to DC coverage : A reflection on the issues », *Analyse de politiques*, vol. 34, novembre, numéro spécial, p. 30 à 37, <http://economics.ca/cgi/jab?journal=cpp&view=v34s1/CPV34s1p029.pdf> (consulté le 28 avril 2009).
- BLAKE, David. 2003. « The UK pension system: Key issues », *Pensions*, The Pensions Institute, Document de discussion PI-0107, vol. 8, n° 4, juillet, p. 330 à 375, [www.pensions-institute.org/workingpapers/wp0107.pdf](http://www.pensions-institute.org/workingpapers/wp0107.pdf) (consulté le 28 avril 2009).
- BROADBENT, John, Michael PALUMBO, et Elizabeth WOODMAN. 2006. *The shift from defined benefit to defined contribution pension plans – implications for asset allocation and risk management*, document préparé pour un groupe de travail sur les investisseurs institutionnels,

l'épargne mondiale et l'allocation des actifs, groupe créé par le comité du système financier mondial, 59 p., [www.bis.org/publ/wgpapers/cgfs27broadbent3.pdf](http://www.bis.org/publ/wgpapers/cgfs27broadbent3.pdf) (consulté le 28 avril 2009).

CLARK, Robert L., et Sylvester J. SCHIEBER. 2000. *An empirical analysis of the transition to hybrid pension plans in the United States*, paper presented at the Conference on public policies and private pensions, Washington D.C., septembre, 54 p., [www.brookings.edu/ES/Events/pension/01clark\\_schieb.pdf](http://www.brookings.edu/ES/Events/pension/01clark_schieb.pdf) (consulté le 28 avril 2009).

CORONADO Julia L., et Phillip C. COPELAND. 2003. *Cash balance pension plan conversions and the new economy*, Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series, Document de travail n° 2003-63, novembre, 30 p., [www.federalreserve.gov/Pubs/feds/2003/200363/200363pap.pdf](http://www.federalreserve.gov/Pubs/feds/2003/200363/200363pap.pdf) (consulté le 28 avril 2009).

FRENKEN, Hubert. 1996. « Régimes de retraite : Le vrai et le faux », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 8, n° 2, été, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 25 à 28., <http://www.statcan.gc.ca/studies-etudes/75-001/archive/f-pdf/2888-fra.pdf> (consulté le 28 avril 2009).

GUSTMAN Alan L., et Thomas L. STEINMEIER. 1992. « The stampede toward defined contribution pension plans: Fact or fiction? », *Industrial Relations*, vol. 31, n° 2, printemps. National Bureau of Economic Research, document de travail n° W3086, p. 361 à 369, <http://www.nber.org/papers/w3086.pdf> (consulté le 28 avril 2009).

HEISZ, Andrew. 2002. *Évolution de la stabilité d'emploi au Canada: tendances et comparaisons avec les résultats américains*, Direction des études analytiques, document de recherche n° 162, octobre, n° 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada, 50 p., <http://www.statcan.gc.ca/pub/11f0019m/11f0019m2002162-fra.pdf> (consulté le 28 avril 2009).

IPPOLITO, Richard A. 1995. « Toward explaining the growth of defined contribution plans », *Industrial Relations*, vol. 34, n° 1, janvier, p. 1 à 20.

MORISSETTE, René, et Xuelin ZHANG. 2004. « Connaissance des régimes de retraite », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 16, n° 1, printemps, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 12 à 19, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/10104/6757-fra.pdf> (consulté le 28 avril 2009).

OAXACA, Ronald, 1973. « Male-female wage differentials in urban labour market », *International Economic Review*, vol. 14, n° 3, octobre, p. 693 à 709. <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2525981.pdf> (consulté le 28 avril 2009).

U.S. Department of Labor. 2008. *Private pension plan bulletin historical tables*, U. S. Department of Labor, Employee benefits security administration, février, 31 p., <http://www.dol.gov/ebsa/pdf/privatepensionplanbulletinhistoricaltables.pdf> (consulté le 28 avril 2009).