

N° 75-001-X au catalogue

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

Juillet 2009

Vol. 10, n° 7

- Le point sur le Supplément de revenu garanti
- Obstacles à l'accès à la formation
- Jeux de hasard



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).

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. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel à 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 télécommunications 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

Service 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 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 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 ^s	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

■ Le point sur le Supplément de revenu garanti

- Le nombre de personnes âgées admissibles au Supplément de revenu garanti (SRG) mais qui n'en profitaient pas a fléchi, passant de 191 700 en 2000 à 159 400 en 2006.
- Entre 2000 et 2006, le taux de participation au SRG est passé de 87 % à 90 %. Les personnes qui touchaient des prestations annuelles de moins de 500 \$ et de 500 \$ à 999 \$ ont enregistré les plus fortes hausses — de 17 et de 12 points de pourcentage respectivement.
- Le taux de demande du SRG est passé de 45 % à 57 %. Les personnes de 80 ans ou plus ont connu l'augmentation la plus importante (27 points de pourcentage), suivies de celles de 70 à 79 ans (près de 25 points).
- En 2000, la probabilité de ne pas présenter de demande pour le SRG lorsqu'on y avait droit était significative et inversement liée au montant des prestations annuelles, alors que ce n'était plus le cas en 2006. Cela donne à penser qu'en 2006, les personnes qui touchaient des prestations peu élevées du SRG étaient aussi susceptibles de présenter une demande que celles qui recevaient le montant maximal.

- De même, l'âge n'était plus un facteur statistiquement significatif en 2006 lorsqu'on excluait de l'échantillon les personnes qui présentaient automatiquement une demande (celles âgées de 65 ans), ce qui semble indiquer qu'en 2006, les personnes les plus âgées (70 ans ou plus) étaient aussi susceptibles de présenter une demande que leurs homologues moins âgés (66 à 69 ans).

■ Obstacles à l'accès à la formation

- Environ 60 % de tous les travailleurs ont reçu au moins une des trois catégories de formation parrainée par l'employeur en 2005, alors qu'environ 12 % ont refusé la formation.
- Dans l'ensemble, les femmes étaient autant susceptibles que les hommes d'avoir accès à la formation parrainée par l'employeur. Cependant, des différences apparaissaient lorsque l'on considérait les travailleurs à faible revenu (femmes 43 % vs hommes 50 %), les travailleurs moins instruits (42 % vs 52 %), les travailleurs non syndiqués (57 % vs 60 %) ou les travailleurs à faible revenu, moins instruits et non syndiqués (37 % vs 47 %). Cependant, les femmes dans ces quatre groupes étaient moins susceptibles de refuser une formation parrainée par l'employeur, même en tenant compte de leur plus faible accès à la formation.

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!*

BON DE COMMANDE

ENVOYEZ À
Statistique Canada
Division des finances
100, promenade Tunney's
Pasture, 6^e étage
Ottawa (Ontario)
Canada, K1A 0T6

TÉLÉPHONE
1-800-267-6677

TÉLÉCOPIEUR
1-877-287-4369
613-951-0581

COURRIEL
Infostats@statcan.gc.ca

Mentionnez PF027090

Nom _____

Entreprise _____ Service _____

Adresse _____ Ville _____ Province _____

Code postal _____ Téléphone _____ Télécopieur _____

Courriel _____

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

*Frais de port : aucuns frais pour les envois au Canada. À l'extérieur du Canada, veuillez ajouter les frais de port comme indiqué. Les clients canadiens ajoutent soit la TPS de 6 % et la TVP en vigueur, soit la TVH (TPS numéro R121491807). Les clients de l'étranger paient en dollars canadiens tirés sur une banque canadienne ou en dollars US tirés sur une banque américaine selon le taux de change quotidien en vigueur. Les ministères du gouvernement fédéral doivent indiquer sur toutes les commandes leur code d'organisme RI _____ et leur code de référence RI _____

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

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

MODALITÉS DE PAIEMENT (cochez une seule case)

Veuillez débiter mon compte : MasterCard VISA American Express

N° de carte _____ Date d'expiration _____

Signature _____

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

Paiement inclus _____ \$

Signature de la personne autorisée _____

Abonnement	Canada (\$ CA)	Quantité	Total \$ CA
1 an	63,00		
2 ans	100,80		
3 ans	132,30		
Total			
TPS (6 %)			
TVP en vigueur			
TVH en vigueur (N.-É., N.-B., T.-N.-L.)			
Frais de port : États-Unis 24 \$ CA, autres pays 40 \$ CA			
Total général			

Le point sur le Supplément de revenu garanti

May Luong

On estime qu'en 2006, 1,4 million de personnes âgées admissibles recevaient le Supplément de revenu garanti (SRG). Cependant, environ 159 400 personnes âgées admissibles ne touchaient aucune prestation du SRG (tableau 1). Si les chiffres de 2006 font état d'une amélioration de la participation au SRG au fil des ans, il importe néanmoins de connaître les caractéristiques des non-bénéficiaires admissibles (voir *Admissibilité au SRG*).

Le SRG a été établi en 1967 pour offrir des prestations supplémentaires aux prestataires à faible revenu de la Sécurité de la vieillesse (SV) au Canada. Au fil des ans, l'ensemble du système de revenu de retraite (la SV, le SRG, le Régime de pensions du Canada, le Régime de rentes du Québec et les régimes privés de retraite) a réduit de façon très marquée la fréquence du faible revenu chez les personnes âgées (Myles, 2000). Toutefois, en 2001, le Comité permanent du développement des ressources humaines et de la condition des personnes handicapées a constaté qu'un nombre important de personnes âgées

admissibles ne recevaient pas le SRG (HUMA, 2001). Par conséquent, Ressources humaines et Développement des compétences Canada (RHDCC), de concert avec l'Agence du revenu du Canada (ARC), s'est employé à réduire le nombre de non-bénéficiaires admissibles en intensifiant les activités de sensibilisation et en simplifiant le processus de demande (voir *Initiatives et programmes de sensibilisation liés au SRG*).

Pour être admissible au SRG, un particulier doit avoir droit aux prestations de la SV et répondre à des exigences précises fondées sur son revenu familial annuel. Par exemple, en avril 2009, une personne âgée qui produisait une déclaration de revenus à titre de personne seule devait avoir un revenu inférieur à 15 672 \$. La prestation mensuelle maximale d'avril à juin 2009 pour une personne seule était de 652,51 \$ (voir *Admissibilité au SRG*).

Initiatives et programmes de sensibilisation liés au SRG

Depuis 2002, Ressources humaines et Développement des compétences Canada (RHDCC), Service Canada et l'Agence du revenu du Canada (ARC) réunissent et diffusent de l'information afin de joindre les bénéficiaires éventuels.

En 2002, RHDCC et l'ARC ont commencé à cibler les personnes âgées à faible revenu dont la déclaration de revenus indiquait qu'elles étaient peut-être admissibles aux prestations du SRG. Depuis, RHDCC fait parvenir à ces particuliers des formulaires de demande simplifiés comportant des renseignements pré-remplis fondés sur leur déclaration de revenus. En 2003, RHDCC a encore simplifié le processus en ramenant de six à deux le nombre de formulaires de demande du SRG et en fournissant des feuillets d'instructions. En 2007, l'adoption du projet de loi C-36, modifiant le Régime de pensions du Canada et la *Loi sur la sécurité de la vieillesse*, a eu pour effet de supprimer l'obligation de présenter une nouvelle demande après avoir présenté une demande initiale. Les bénéficiaires qui produisent une déclaration de revenus

n'ont plus à présenter une nouvelle demande, et reçoivent les prestations du SRG pour toutes les années où leur revenu répond aux conditions d'admissibilité (RHDCC, 2007).

RHDCC a lancé en 2002 une campagne nationale de sensibilisation axée sur les personnes âgées qui n'avaient pas encore présenté de demande de SRG. On a eu recours à la publicité à la télévision, à la radio et dans les journaux. RHDCC a aussi cherché à joindre les personnes les plus vulnérables, comme les personnes âgées isolées, les sans-abri, les personnes ayant une incapacité, les immigrants et les Autochtones. Pour ce faire, on a installé des kiosques et distribué des trousseaux d'information dans les centres commerciaux et les salons d'information, présenté des reportages dans les médias, procédé à des envois postaux ciblés et formé des fournisseurs de services. De plus, les organismes communautaires qui avaient accès aux personnes âgées difficiles à joindre ont été mis à contribution. Enfin, l'ARC a envoyé, au nom de RHDCC et de Service Canada, des lettres d'information aux particuliers de 65 ans ou plus qui ne recevaient ni la SV ni le SRG.

May Luong est au service de la Division de l'analyse des enquêtes auprès des ménages et sur le travail. On peut la joindre au 613-951-6014 ou à perspective@statcan.gc.ca.

Avant 1999, RHDCC exigeait qu'un particulier présente une nouvelle demande de prestations chaque année en remplissant un formulaire de demande et un état détaillé du revenu. Depuis 1999, l'admissibilité d'un prestataire qui produit une déclaration de revenus est automatiquement renouvelée chaque année. Une personne qui ne produit pas de déclaration de revenus doit toujours présenter une demande et un état détaillé du revenu. Toutefois, un déclarant ayant cessé d'être admissible une année donnée parce que son revenu avait dépassé le seuil devait présenter une nouvelle demande. Bon nombre de personnes âgées admissibles ne recevaient probablement pas le SRG car elles ignoraient qu'il fallait présenter une nouvelle demande après avoir cessé d'être admissibles. En 2007, l'adoption du projet de loi C-36, modifiant le Régime de pensions du Canada et la *Loi sur la sécurité de la vieillesse*, a éliminé la question des personnes âgées admissibles ne présentant pas de demande après avoir perdu leur admissibilité au cours d'une année. Désormais, les personnes âgées admissibles doivent simplement produire chaque année, après leur demande initiale, une déclaration de revenus ou un état du revenu afin de toucher des prestations supplémentaires pour les années au cours desquelles leur revenu est inférieur au seuil du SRG.

Si les données n'expliquent pas directement pourquoi des personnes âgées admissibles ne présentent pas de demande, on peut toutefois penser que l'isolement, la méconnaissance du programme et du processus de demande, des problèmes de santé physique ou mentale, la barrière linguistique, de faibles compétences en littératie ou l'itinérance sont des causes possibles. De plus, une enquête menée par RHDCC a révélé que certaines personnes âgées ne demandent pas le SRG pour des raisons d'ordre religieux ou moral, car elles le perçoivent comme une aide sociale (HUMA, 2001).

Parmi les familles de personnes âgées, celles qui reçoivent le SRG semblent les moins fortunées. Une étude antérieure a révélé que le patrimoine médian des bénéficiaires du SRG qui étaient seuls ne représentait que le sixième de celui des non-bénéficiaires seuls¹. Sur le plan financier, les familles prestataires du SRG étaient plus vulnérables que d'autres familles de personnes âgées et moins en mesure d'assumer une dépense importante imprévue (Poon, 2005). Outre qu'ils ont un revenu moindre parce qu'ils ne reçoivent pas le SRG, les non-bénéficiaires admissibles subissent des effets secondaires. Par exemple, dans plusieurs provinces, l'admissibilité aux régimes de médicaments d'ordonnance, aux suppléments de revenu, aux subventions à

l'achat de mazout et aux programmes de soins à domicile dépend de la réception du SRG (HUMA, 2001). Ainsi, les non-bénéficiaires admissibles profiteraient non seulement des prestations du SRG sur le plan financier, mais peut-être aussi d'autres programmes.

On dispose de deux sources pour étudier les non-bénéficiaires admissibles au SRG : les données administratives longitudinales et les données d'enquêtes longitudinales. Les données administratives portent sur des périodes de référence plus longues et des échantillons beaucoup plus grands, mais elles contiennent peu de renseignements sur les caractéristiques personnelles (à part l'âge, le sexe et l'état matrimonial) qui permettraient d'expliquer les tendances relatives à l'admissibilité et aux demandes. Quant aux enquêtes, elles portent généralement sur des périodes plus brèves et des échantillons plus restreints, mais fournissent une foule de renseignements personnels et socioéconomiques.

Fondée sur les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 1999 à 2001, une étude antérieure (Poon, 2005) s'est penchée sur les personnes âgées admissibles qui ne recevaient pas le SRG. La présente étude met à jour les résultats à l'aide des données de 2005 et 2006. Plus précisément, elle examine l'évolution de la participation au SRG et du taux de demande entre 2000 et 2006. Des régressions logistiques ont permis d'estimer, en maintenant les autres caractéristiques constantes, la probabilité de ne pas demander le SRG alors qu'on y aurait droit. De plus, on a comparé dans le temps les caractéristiques liées à la vraisemblance de ne pas présenter une demande.

Tableau 1 Bénéficiaires du SRG et non-bénéficiaires admissibles

	DAL	EDTR
	milliers	
Ensemble des personnes âgées	4 122,7	4 006,8
Prestataires de la SV	4 010,3	3 861,4
Bénéficiaires du SRG et non-bénéficiaires admissibles	1 710,6	1 577,5
Bénéficiaires	1 565,1	1 418,1
Non-bénéficiaires	145,5	159,4

Sources : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2006.

La participation au SRG a crû entre 2000 et 2006

Le taux de participation est le pourcentage de particuliers qui reçoivent des prestations du SRG par rapport au total des personnes admissibles au SRG (voir *Sources des données et définitions*). Entre 2000 et 2006, le nombre de non-bénéficiaires admissibles a reculé, passant d'environ 191 700 à 159 400², alors que la population totale des personnes âgées a augmenté, passant de 3,6 millions à 4,0 millions (tableau 1). Dans la banque de Données administratives longitudinales (DAL) comme dans l'EDTR, le nombre estimatif de personnes âgées est inférieur aux 4,3 millions déclarés dans le Recensement de 2006. Dans le cas de la banque DAL, cet écart est surtout attribuable à l'obligation de produire une déclaration de revenus pour deux années consécutives afin d'être inclus. Pour ce qui est de l'EDTR, les personnes âgées sont sous-représentées parce que l'enquête vise environ 97 % de la population canadienne, sauf les résidents des territoires, des établissements institutionnels, des réserves des Premières nations et des casernes militaires.

Dans l'ensemble, les estimations de la population et du nombre de bénéficiaires du SRG et de non-bénéficiaires admissibles produites par l'EDTR correspondent à celles des données fiscales. Les écarts sont surtout attribuables au fait que la banque DAL représente 20 % des déclarants, alors que la taille des échantillons de l'EDTR est beaucoup plus restreinte. Dans la présente étude, on utilise l'EDTR pour obtenir des renseignements sociodémographiques que ne fournit pas la banque DAL. Toutefois, les données de la banque DAL seraient plus exactes pour estimer le nombre total de non-bénéficiaires admissibles.

En 2006, la participation avait augmenté dans la plupart des groupes, le taux global étant passé de 87 % en 2000 à 90 % (tableau 2). Comme on pouvait s'y attendre, les personnes qui avaient droit à des prestations élevées (2 000 \$ ou plus) ont enregistré le taux de participation le plus élevé en 2000 comme en 2006. Si on observe des hausses significatives dans les deux groupes qui touchaient les prestations les moins élevées (moins de 500 \$ et de 500 \$ à 999 \$), leurs taux de participation étaient tout de même nettement inférieurs à celui du groupe ayant droit à des prestations élevées. Le taux de participation du groupe aux prestations de moins de 500 \$ est passé de 55 % à 72 %; celui du groupe aux prestations de 500 \$ à 999 \$, de 70 % à 82 %. Il est possible que des personnes âgées admis-

sibles aux paiements peu élevés décident de ne pas demander le SRG parce que les montants sont trop faibles pour les intéresser ou que le processus de demande n'en vaut pas la peine.

Le taux de participation des personnes âgées de 70 ans ou plus s'était aussi nettement amélioré en 2006, tant chez les hommes que chez les femmes. Si le taux de participation des femmes était plus élevé en 2006, la hausse enregistrée entre 2000 et 2006 était cependant légèrement supérieure chez les hommes.

On observe également une amélioration des taux de participation des personnes dont la santé est bonne ou passable, des propriétaires et des immigrants. Si les taux ont augmenté dans toutes les provinces sauf au Québec, la hausse n'est statistiquement significative qu'en Ontario. Dans l'ensemble, ces améliorations ont permis aux autres provinces de se rapprocher des niveaux de participation élevés déjà observés au Québec et dans les provinces de l'Atlantique.

Modèles

On a procédé à des régressions logistiques distinctes des données de 2000 et de 2006 pour examiner les caractéristiques liées au fait qu'un particulier admissible présente ou non une demande durant l'année en question. La taille des échantillons était de 895 (représentant 345 800 personnes âgées) en 2000 et de 876 (pour 369 100 personnes âgées) en 2006. La régression logistique sert à estimer la probabilité d'un résultat donné (ici, le fait qu'une personne admissible ne présente pas de demande) en fonction de plusieurs variables explicatives. On a étudié le lien entre chaque variable explicative et le résultat en maintenant toutes les autres variables constantes. Pour tenir compte de la complexité du plan d'enquête, on a utilisé des poids bootstrap.

Pour vérifier si les coefficients étaient différents de manière significative entre les années de référence, toutes les autres variables étant maintenues constantes, on a regroupé les deux ensembles de données, y compris les poids bootstrap. On a créé une variable nominale de panel dont on a établi la valeur à 0 pour les répondants de 2000 et à 1 pour ceux de 2006. On a inclus dans le modèle les paramètres d'interaction — le groupe d'âge, le montant du SRG, l'état de santé, le niveau de scolarité et la région de résidence — entre la variable nominale de panel et les variables spécifiques. On a d'abord inclus d'autres variables, soit la famille économique, le sexe, l'activité principale, le statut d'immigrant et la propriété d'un logement, mais on les a écartées par la suite parce qu'elles n'avaient aucune signification statistique et que leur inclusion n'améliorait pas le modèle.

Tableau 2 Caractéristiques des non-bénéficiaires admissibles, taux de participation et de demande globaux

	Non-bénéficiaires admissibles		Taux de participation		Taux de demande	
	2000 (réf.)	2006	2000 (réf.)	2006	2000 (réf.)	2006
			%			
Les deux sexes	100,0	100,0 ^(*)	87,0	89,9 ^(*)	44,6	56,8 ^(*)
Hommes (réf.)	46,3	44,5	84,1	88,2 ^(*)	43,9	58,6 ^(*)
Femmes	53,7	55,5	88,7 [*]	90,9 ^(*)	45,1	55,3 ^(*)
Âge						
65 à 69 ans	25,3 [*]	32,4	87,7	87,8	70,1 [*]	68,2 [*]
70 à 79 ans (réf.)	46,8	41,4	87,1	90,6 ^(*)	24,6	49,4 ^(*)
80 ans ou plus	27,9 [*]	26,1 [*]	85,9	90,7 ^(*)	17,8 ^E	45,0 ^(*)
Région						
Atlantique	4,7 ^{*E}	5,4 ^{*E}	94,3 [*]	94,6 [*]	63,8 [*]	65,0
Québec	19,6 [*]	29,0 ^(*)	91,3 [*]	90,8	51,5	51,5
Ontario (réf.)	41,7	35,9	82,7	88,1 ^(*)	40,0	59,1 ^(*)
Manitoba et Saskatchewan	8,9 [*]	6,8 [*]	86,6	90,4	36,9	59,4 ^(*)
Alberta	11,7 ^{*E}	9,5 ^{*E}	80,8	87,9	36,1 ^E	47,9
Colombie-Britannique	13,4 [*]	13,3 ^{*E}	85,1	89,4	46,7	59,9
Famille économique						
Personne seule (réf.)	37,3	36,6	88,5	90,7	37,6	55,6 ^(*)
Couple marié, moins de 65 ans ¹	3,9 ^{*E}	5,4 ^{*E}	92,2	92,9	68,1 [*]	66,9
Couple marié, 65 ans ou plus ¹	40,2	40,9	83,6 [*]	87,9 [*]	45,3	57,1 ^(*)
Autre	18,6 [*]	17,1 [*]	87,5	90,7	46,8	54,5
Activité principale²						
Travail (réf.) ³	4,7 ^{*E}	6,2 ^{*E}	71,9 [*]	78,4 [*]	54,3 ^E	56,7 ^E
Retraite (réf.)	79,9	68,6 ^(*)	87,4	90,3 ^(*)	43,8	58,3 ^(*)
Autre	8,1 ^{*E}	14,9 ^(*)	88,5	91,4	52,0	57,9
Plus haut niveau de scolarité atteint²						
Moins qu'une 9 ^e année (réf.)	35,1	32,0	90,5	91,2	48,5	51,7
Études secondaires partielles	23,0 [*]	19,0 [*]	84,5 [*]	88,7	40,1	63,5 ^(*)
Diplôme d'études secondaires	17,4 [*]	12,1 ^{*E}	80,4 [*]	89,0 ^(*)	41,9	60,4 ^(*)
Études postsecondaires terminées ou non	17,4 [*]	23,9	83,3 [*]	87,9	44,8	57,6
Santé²						
Excellente ou très bonne	30,5 [*]	29,6 [*]	86,1	88,1	47,6	52,6
Bonne ou passable (réf.)	55,4	49,7	86,7	90,9 ^(*)	43,0	61,9 ^(*)
Médiocre	5,1 ^{*E}	10,1 ^{*E}	93,6 [*]	90,3	54,3	52,2 ^E
Statut d'immigrant²						
Immigrant	26,8 [*]	19,6 [*]	85,6	92,3 ^(*)	45,0	66,7 ^(*)
Non-immigrant (réf.)	69,4	78,4 ^(*)	87,4	89,1	44,2	53,1 ^(*)
Logement						
Appartenant à un membre de la famille (réf.)	76,0	75,0	84,7	88,2 ^(*)	45,2	55,8 ^(*)
N'appartenant pas à un membre de la famille	24,0 [*]	25,0 [*]	91,2 [*]	93,0 [*]	42,4	59,5 ^(*)
SRG annuel						
Moins de 500 \$	30,9	23,0 [*]	55,3 [*]	72,3 ^(*)	38,2 [*]	58,4 ^(*)
500 \$ à 999 \$	20,6	13,7 ^{*E}	70,1 [*]	82,1 ^(*)	38,4 [*]	52,1 ^E
1 000 \$ à 1 999 \$	23,9	23,0 [*]	83,7 [*]	85,2 [*]	41,6 [*]	47,6 [*]
2 000 \$ ou plus (réf.)	24,6	40,3 ^(*)	94,9	94,0	56,1	61,2

* statistiquement significatif par rapport au groupe de référence (réf.) au niveau de 5 %

(*) signification statistique entre les panels au niveau de 5 %

1. Âge du principal soutien économique.

2. La somme ne correspond pas à 100 % puisque certains chiffres n'étaient pas disponibles.

3. Groupe de référence quant aux taux de demande.

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

Les taux de demande ont aussi crû

Le taux de demande est la proportion des bénéficiaires du SRG qui n'ont pas touché de prestations pendant l'année précédente et qui doivent donc présenter une demande pour en recevoir durant l'année en cours (voir *Sources des données et définitions*). Le taux de participation fournit des renseignements sur les personnes qui reçoivent le SRG, et le taux de demande, sur les personnes qui demandent le SRG parce qu'elles y ont droit. Par exemple, le taux de participation comprend une grande partie des bénéficiaires dont l'admissibilité est automatiquement renouvelée chaque année. Toutefois, certains particuliers cessent d'être admissibles au cours d'une année donnée si leur revenu dépasse le seuil du SRG durant cette année. Si leur revenu retombe sous le seuil du SRG par la suite et qu'ils redeviennent admissibles, ils doivent présenter une nouvelle demande de prestations.

Dans l'ensemble, 45 % des personnes âgées admissibles qui devaient présenter une demande de prestations du SRG en 2000 l'ont fait. Les raisons pour lesquelles des personnes âgées admissibles ne demandent pas le SRG peuvent être multiples. Par exemple, elles ignorent peut-être l'existence du programme ou le processus de demande. Au cours de la période visée par la présente étude, le projet de loi C-36 n'avait pas encore été adopté. Les personnes qui cessaient d'être admissibles pouvaient ignorer qu'elles devaient présenter une nouvelle demande lorsqu'elles redevenaient admissibles. Quelles que soient les raisons, un comité parlementaire a conclu en 2001 (HUMA, 2001) qu'on ne déployait pas assez d'efforts pour sensibiliser les personnes âgées « non inscrites ». Depuis, on a simplifié le processus de demande et mis en œuvre plusieurs programmes de sensibilisation pour mieux faire connaître le SRG (voir *Initiatives et programmes de sensibilisation liés au SRG*).

En 2006, le taux de demande avait augmenté de manière significative pour atteindre près de 57 %. L'une des hausses les plus importantes était celle du taux de demande de prestations annuelles du SRG de moins de 500 \$: entre 2000 et 2006, il a grimpé de plus de 20 points de pourcentage et n'était plus différent de manière significative de celui des personnes dont les prestations pouvaient s'élever à 2 000 \$ ou plus.

En 2000 comme en 2006, les personnes âgées de 65 à 69 ans enregistraient le taux de demande le plus élevé. Toutefois, les personnes de 80 ans ou plus ont connu au cours de la période la hausse la plus importante, suivies de celles de 70 à 79 ans. Les taux de demande

des hommes et des femmes ont aussi augmenté de manière significative, soit respectivement d'environ 15 et 10 points de pourcentage.

En 2000, les taux de demande des personnes ayant fait des études secondaires partielles ou complètes ou ayant fait des études postsecondaires (terminées ou non) n'étaient pas statistiquement différents de celui des personnes ayant moins qu'une 9^e année. Le taux avait cependant augmenté de manière significative en 2006 chez les personnes ayant fait des études secondaires partielles et chez les diplômés du secondaire.

On observe également des taux de demande plus élevés en Ontario ainsi qu'au Manitoba et en Saskatchewan, chez les personnes seules, les couples mariés âgés, les retraités, les personnes dont la santé est bonne ou passable, les immigrants et les non-immigrants.

Les personnes admissibles : qui ne présente pas de demande?

La régression logistique permet de mieux cerner les caractéristiques des prestataires admissibles tout en neutralisant d'autres caractéristiques. On a soumis les données de 2000 et de 2006 à des modèles distincts pour vérifier la signification statistique des écarts entre les caractéristiques au sein de chaque panel. Pour établir des comparaisons entre les panels, on a regroupé les données de 2005 et 2006 avec celles de 1999 à 2001. On a procédé à des régressions distinctes en utilisant différents profils de référence afin de vérifier si les coefficients étaient statistiquement différents entre les deux panels³. De plus, on a soumis les modèles logistiques à des tests distincts selon le sexe, mais on a constaté peu d'écarts. Les modèles utilisés dans la présente section comprennent donc les hommes et les femmes⁴.

En général, les échantillons étaient petits, ce qui entraînait souvent des erreurs types importantes, d'où le risque d'une erreur de type II⁵. Autrement dit, les modèles peuvent avoir une signification statistique minimale à cause de la taille des échantillons utilisés, alors que des échantillons plus grands produiraient des estimations plus précises, donc des erreurs types moindres. Néanmoins, on a relevé des différences significatives entre 2000 et 2006.

Dans l'ensemble, entre 2000 et 2006, la probabilité de ne pas demander le SRG alors qu'on y aurait droit a diminué de manière significative chez les groupes les plus âgés (de 70 à 79 ans et de 80 ans ou plus) [tableau 3]. Autrement dit, les personnes de 70 ans ou plus étaient beaucoup plus susceptibles de demander le

Tableau 3 Probabilité de ne pas présenter de demande malgré le fait d'être admissible

	2000		2006		Valeur p du modèle conjoint
	Coef-ficient	Probabilité prédite	Coef-ficient	Probabilité prédite	
Ordonnée à l'origine	-0,402	% 40	-0,925	% 28	0,286
Âge (réf. : 65 à 69 ans)					
70 à 79 ans	1,918*	82	0,850*	48	0,001*
80 ans ou plus	2,458*	89	1,064*	53	0,001*
SRG annuel (réf. : moins de 500 \$)					
500 \$ à 999 \$	-0,049	39	0,347	36	0,825
1 000 \$ à 1 999 \$	-0,022	40	0,456	38	0,926
2 000 \$ ou plus	-0,768*	24	0,011	29	0,567
Santé (réf. : excellente ou très bonne)					
Bonne ou passable	-0,022	40	-0,408	21	0,053
Médiocre	-0,368	32	0,069	30	0,897
Région (réf. : Ontario)					
Atlantique	-0,750*	24	-0,133	26	0,858
Québec	-0,204	35	0,485	39	0,743
Manitoba et Saskatchewan	-0,118	37	-0,119	26	0,345
Alberta	0,001	40	0,448	38	0,902
Colombie-Britannique	-0,364	32	0,150	32	0,989

* statistiquement significatif par rapport au groupe de référence (réf.) au niveau de 5 %
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

SRG en 2006 qu'en 2000. Cette tendance est particulièrement digne de mention puisque ces personnes sont souvent plus isolées et plus vulnérables financièrement. Néanmoins, malgré le recul de la probabilité de ne pas présenter de demande en 2006, les personnes les plus âgées étaient encore nettement plus susceptibles de ne pas présenter de demande que celles de 65 à 69 ans.

En 2000, la probabilité de ne pas présenter de demande alors qu'on y aurait droit était, de manière significative, liée à l'admissibilité annuelle au SRG. Ainsi, les person-

nes âgées admissibles qui avaient droit aux prestations de 2 000 \$ ou plus étaient les moins susceptibles de ne pas avoir demandé le SRG. Toutefois, en 2006, leur probabilité de ne pas présenter de demande n'était plus statistiquement différente de celle d'autres groupes admissibles, ce qui est probablement attribuable à la hausse du taux de demande des personnes qui avaient droit à des prestations annuelles de moins de 500 \$.

Globalement, entre 2000 et 2006, la probabilité de ne pas demander le SRG alors qu'on y aurait droit a reculé. Toutefois, les variations

n'étaient statistiquement différentes que pour certaines variables. Néanmoins, les résultats d'un test de signification conjointe pour tous les paramètres d'interaction entre chaque variable et un indicateur de panel donnent à penser que la tendance globale de l'abstention de présenter une demande a changé de manière significative.

Les personnes âgées admissibles plus susceptibles de présenter une demande en 2006

Étant donné qu'à 65 ans, les personnes âgées qui demandent la SV peuvent demander en même temps le SRG, le processus de demande est beaucoup plus simple pour elles que pour celles qui cessent d'être admissibles et qui doivent présenter ultérieurement une nouvelle demande. Afin de comprendre les facteurs liés à la présentation d'une nouvelle demande de prestations du SRG, on a écarté les personnes âgées de 65 ans. De plus, l'exclusion des personnes de 65 ans, qui présentaient sans doute une demande pour la première fois, a permis d'examiner l'effet pur de l'âge.

Entre 2000 et 2006, le nombre de personnes âgées admissibles de 66 ans ou plus qui présentaient une demande a presque doublé (passant de 78 000 à 151 600), alors que celui des personnes admissibles qui ne présentaient pas de demande a fléchi (passant de 189 000 à 146 400).

On a répété les régressions logistiques pour ce sous-échantillon de personnes âgées admissibles⁶. La taille restreinte de l'échantillon a réduit la précision des estimations, ce qui a entraîné des erreurs types et des valeurs p plus importantes.

Globalement, les résultats étaient semblables à ceux du modèle de l'ensemble de l'échantillon (tableau 4). Toutefois, la probabilité de ne pas demander le SRG alors qu'on y aurait droit était beaucoup plus élevée. À l'opposé du modèle de l'ensemble de l'échantillon, l'effet de l'âge n'était plus significatif en 2006, une fois les personnes de 65 ans exclues, ce qui donne à penser que l'effet de l'âge constaté dans le modèle de l'en-

semble de l'échantillon tenait probablement au fait que ces personnes sont plus susceptibles de présenter une demande puisqu'elles peuvent demander le SRG en même temps que la SV.

Un test de signification conjointe, qui consistait à tester tous les paramètres d'interaction et la variable nominale du panel, a donné des résultats semblables à ceux

Sources des données et définitions

L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) porte sur à peu près 97 % de la population canadienne, à l'exclusion des résidents des territoires, des établissements institutionnels, des réserves des Premières nations et des casernes militaires. Chaque panel de répondants — environ 15 000 ménages et 30 000 adultes — est sondé pendant six années consécutives. On ajoute un nouveau panel tous les trois ans, de sorte que deux panels se chevauchent constamment. Dans la présente étude, on a utilisé les échantillons chevauchants combinés de 1999 à 2001 et de 2005 et 2006. On disposait des données de trois années pour l'analyse initiale (de 1999 à 2001), mais de celles de deux années seulement pour la mise à jour (2005 et 2006) puisque les données de 2007 n'étaient pas encore disponibles. Toutefois, comme on n'a utilisé les données de 2001 que pour imputer un nombre limité de cas, l'absence des données de 2007 n'a sans doute eu qu'une incidence minimale sur les conclusions globales de l'étude.

La **banque de Données administratives longitudinales** (banque DAL) est un échantillon de 20 % des déclarants canadiens. Une fois choisis, les particuliers font partie de l'échantillon chaque année où ils produisent une déclaration de revenus. En outre, une partie de l'échantillon établi chaque année comprend les particuliers qui en font partie pour la première fois, de sorte que l'échantillon est actuel et transversalement représentatif. En 2000, la banque DAL comprenait près de cinq millions de particuliers.

Les **non-bénéficiaires admissibles** sont les particuliers âgés de 65 ans ou plus réputés admissibles aux prestations du SRG mais qui ne reçoivent aucun paiement pour l'année de référence. Ils sont répartis en quatre groupes : les personnes seules, les personnes mariées à un non-pensionné, les personnes mariées à un pensionné et les personnes dont le conjoint reçoit l'Allocation. (L'Allocation au conjoint est une prestation versée aux personnes âgées à faible revenu de 60 à 64 ans dont le conjoint ou le conjoint de fait reçoit la Sécurité de la vieillesse [SV] et le Supplément de revenu garanti [SRG] ou y a droit. Pour être admissible à l'Allocation, une personne doit être citoyen canadien ou résident autorisé au moment de l'approbation de l'Allocation ou lorsqu'elle résidait au Canada la dernière fois. Elle doit également avoir vécu au Canada pendant au moins 10 ans depuis l'âge de 18 ans.) L'un des critères d'admissibilité étant le fait de recevoir la SV, les non-prestataires de la SV sont automatiquement classés comme non admissibles au SRG⁷. On a ensuite calculé le revenu, conformément à

la définition utilisée aux fins du SRG, pour chaque enregistrement en fonction du revenu de 1999 ou de 2005. Dans le cas des couples mariés ou des conjoints de fait, on a tenu compte du revenu combiné du pensionné et du conjoint ou du conjoint de fait. On a ensuite appliqué des seuils par rapport au revenu familial pour déterminer l'admissibilité en 2000 et en 2006. Les seuils publiés par RHDCC sont ceux applicables aux personnes recevant le montant maximal des prestations de la SV; dans le cas des autres particuliers, les seuils dépendent du montant de leurs prestations de la SV⁸. On a vérifié dans les enregistrements si des prestations du SRG avaient été versées en 2000 et en 2006 et on a classé les répondants en trois groupes : les personnes non admissibles, les personnes admissibles bénéficiaires et les personnes admissibles mais non bénéficiaires⁹. On a calculé le montant théorique des paiements dans le cas des non-bénéficiaires admissibles, alors qu'on a utilisé le montant réel des paiements dans le cas des bénéficiaires.

Le **taux de participation** est le pourcentage des bénéficiaires du SRG par rapport aux personnes admissibles.

Taux de participation =

$$\frac{\text{bénéficiaires du SRG pour l'année en cours}}{\text{bénéficiaires du SRG} + \text{non-bénéficiaires admissibles}}$$

Le **taux de demande** est le pourcentage de bénéficiaires du SRG en 2006 (2000) qui n'ont pas reçu le SRG en 2005 (1999) par rapport aux bénéficiaires du SRG en 2006 (2000) qui n'ont pas reçu le SRG en 2005 (1999) et aux non-bénéficiaires admissibles en 2006 (2000).

Par exemple :

Taux de demande (2006) =

$$\frac{\text{bénéficiaires en 2006 n'ayant pas reçu le SRG en 2005}}{\text{bénéficiaires en 2006 n'ayant pas reçu le SRG en 2005} + \text{non-bénéficiaires admissibles en 2006}}$$

Les bénéficiaires du SRG en 2006 (2000) qui n'ont pas reçu le SRG en 2005 (1999) étaient réputés représenter ceux demandant le SRG en 2006 (2000); leur admissibilité n'était pas automatiquement renouvelée puisqu'ils n'ont reçu aucun paiement l'année précédente. Les particuliers admissibles en 2006 (2000) qui n'ont pas reçu le SRG en 2005 (1999) représentaient ceux qui auraient pu présenter une demande en 2006 (2000).

Tableau 4 Régressions logistiques des personnes admissibles âgées de 66 ans ou plus ne présentant pas de demande

	2000		2006		Valeur p du modèle conjoint
	Coef- ficient	Probabilité prédite %	Coef- ficient	Probabilité prédite %	
Ordonnée à l'origine	0,261	56	-0,162	46	0,450
Âge (réf. : 65 à 69 ans)					
70 à 79 ans	0,853*	75	0,381	55	0,089
80 ans ou plus	1,385*	84	0,530	59	0,027*
SRG annuel (réf. : moins de 500 \$)					
500 \$ à 999 \$	0,133	60	0,602	61	0,945
1 000 \$ à 1 999 \$	-0,214	51	0,704*	63	0,392
2 000 \$ ou plus	-0,783*	37	-0,054	45	0,547
Plus haut niveau de scolarité atteint (réf. : moins qu'une 9 ^e année)					
Études secondaires partielles	0,258	63	-0,274	39	0,107
Diplôme d'études secondaires	0,443	67	-0,389	37	0,043*
Études postsecondaires terminées ou non	0,120	59	-0,061	44	0,250
Santé (réf. : excellente ou très bonne)					
Bonne ou passable	0,110	59	-0,463*	35	0,067
Médiocre	0,207	61	0,113	49	0,520

* statistiquement significatif par rapport au groupe de référence (réf.) au niveau de 5 %
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

de l'analyse de l'ensemble de l'échantillon : la tendance globale en ce qui concerne le fait de ne pas présenter une demande a changé de manière significative entre les cohortes de 2000 et de 2006.

Sommaire

Depuis l'établissement du SRG, de nombreuses personnes âgées dont le revenu autre que les prestations de la SV est faible ou inexistant ont bénéficié de ce revenu supplémentaire. S'ajoutant à l'ensemble du système de revenu de retraite, le SRG a joué un rôle déterminant dans la

réduction du nombre de personnes âgées ayant un faible revenu. Une étude antérieure a toutefois révélé qu'en 2000, un nombre élevé de personnes âgées admissibles ne recevaient pas le SRG (Poon, 2005). Pour donner suite aux recommandations d'un comité permanent de la Chambre des communes, RHDCC et l'Agence du revenu du Canada (ARC) se sont employés à résoudre ce problème en simplifiant le processus de demande et en amorçant des efforts de sensibilisation pour mieux faire connaître le programme du SRG. De plus,

RHDCC et l'ARC réunissent et diffusent de l'information afin de joindre les bénéficiaires éventuels.

Entre 2000 et 2006, le nombre de non-bénéficiaires admissibles a fléchi alors que les taux de participation ont augmenté. Les personnes qui touchaient des prestations annuelles du SRG de moins de 500 \$ et de 500 \$ à 999 \$ ont enregistré les plus fortes hausses — de 17 et de 12 points de pourcentage respectivement —, peut-être en raison de la simplification du processus de demande. Les personnes âgées sont peut-être plus portées à présenter une demande de SRG, même pour toucher des prestations peu élevées, puisque le processus de demande est maintenant moins long et moins complexe.

Parallèlement, le nombre de personnes âgées qui demandent le SRG est passé d'environ 154 200 à 209 700, ce qui représente un bond de 36 %. Les personnes de 80 ans ou plus ont enregistré la hausse la plus importante (27 points de pourcentage), suivies de celles de 70 à 79 ans (près de 25 points). À l'échelle régionale, le Manitoba et la Saskatchewan, d'une part, et l'Ontario, d'autre part, ont enregistré les plus fortes augmentations (de 23 et de 19 points respectivement).

Dans l'ensemble, les modèles statistiques corroborent les résultats des analyses descriptives. Les modèles indiquent que si, en 2000, le montant des prestations annuelles du SRG était inversement lié à la probabilité de ne pas présenter de demande, ce n'était plus le cas en 2006. Cela est probablement attribuable au bond significatif du taux de demande du SRG chez les personnes qui recevaient moins de 500 \$ en 2006. Globalement, les résultats donnent à penser qu'en

Admissibilité au SRG

Pour être admissible au Supplément de revenu garanti (SRG), un particulier doit avoir droit à la Sécurité de la vieillesse (SV) et répondre aux exigences concernant le revenu. Un particulier est admissible à la SV s'il a 65 ans ou plus, s'il est citoyen canadien ou résident autorisé, et s'il a vécu au Canada pendant au moins 10 ans après l'âge de 18 ans dans le cas où il demeure au Canada, ou pendant au moins 20 ans après l'âge de 18 ans dans le cas où il demeure à l'extérieur du Canada.

Les revenus annuels maximaux utilisés dans la présente étude diffèrent de ceux qui figurent ici (tableau 5) puisque les périodes de référence se rapportaient aux années 2000 et 2006. Le revenu annuel maximal et la prestation mensuelle maximale augmentent chaque trimestre en fonction de l'inflation. Par exemple, en 2006, le revenu annuel maximal d'une personne seule était de 14 352 \$.

Tableau 5 Seuils de revenu et taux des prestations du SRG, avril à juin 2009

	Revenu annuel maximal	Prestation mensuelle maximale
		\$
Personne seule	15 672	652,51
Conjoint d'un pensionné	20 688	430,90
Conjoint d'un non-pensionné	37 584	652,51
Conjoint d'un bénéficiaire de l'Allocation	37 584	430,90

Source : Ressources humaines et Développement des compétences Canada.

2006, les personnes qui touchaient des prestations peu élevées du SRG étaient aussi susceptibles de présenter une demande que celles qui recevaient le montant maximal.

Entre 2000 et 2006, la probabilité de ne pas demander le SRG a également reculé de manière significative chez les deux groupes les plus âgés (de 70 à 79 ans et de 80 ans ou plus). Et si on exclut les personnes qui présentaient automatiquement une demande pour la première fois (à l'âge de 65 ans), les probabilités des deux groupes les plus âgés n'étaient plus statistiquement différentes de celle du groupe le moins âgé (de 66 à 69 ans), ce qui donne à penser qu'en 2006, les personnes les plus âgées étaient aussi susceptibles de présenter une demande que leurs homologues moins âgés.

Les taux de participation et de demande du SRG ont connu des hausses significatives entre 2000 et 2006, RHDCC ayant mis en œuvre un certain nombre d'initiatives et de modifications au processus de demande du SRG. Depuis l'adoption du projet de loi C-36, les personnes âgées n'ont à présenter qu'une seule demande afin de recevoir les prestations du SRG pour toutes les années d'admissibilité. On constatera l'incidence des taux de participation et de demande lorsqu'on disposera de données plus récentes.

Perspective

Notes

1. Les non-bénéficiaires du SRG, y compris les prestataires et les non-prestataires de la SV.
2. Le nombre estimatif de non-bénéficiaires admissibles selon Poon (2005) diffère légèrement de celui de la présente étude, surtout parce que Poon a utilisé le revenu de l'année en cours afin d'estimer l'admissibilité pour l'année en cours dans le cas des personnes dont le revenu était inconnu l'année précédente, alors que la présente étude a simplement exclu les particuliers dont le revenu de l'année précédente était inconnu. Néanmoins, les résultats des modèles et des statistiques descriptives sont presque identiques.
3. On a également regroupé des poids bootstrap pour les deux ensembles de données et on les a utilisés dans la régression.
4. On a testé d'autres variables, soit le sexe, le niveau de scolarité, le statut d'immigrant, la propriété d'un logement, l'activité principale et le type de famille économique, mais on les a ensuite écartées parce qu'elles n'avaient ni signification statistique ni valeur explicative. L'exclusion de ces variables n'a guère influé sur les coefficients des autres variables indépendantes. On a inclus l'état de santé et la région malgré leur signification statistique inexistante parce que leur exclusion aurait eu une grande incidence sur les coefficients des variables restantes. Toutefois, leur inclusion n'a pas modifié la signification statistique des autres variables ni la conclusion générale des modèles.
5. Une erreur de type II consiste à ne pas rejeter l'hypothèse nulle de la non-signification statistique alors qu'on aurait dû le faire.
6. Comme dans le cas du modèle de l'ensemble de l'échantillon, on a testé d'autres variables qu'on a ensuite écartées parce qu'elles n'avaient aucune signification statistique au sein du panel ou au fil du temps.

7. Les personnes qui n'ont pas demandé la SV, qui ont cessé d'y avoir droit ou qui ne sont pas admissibles à la SV (parce qu'elles ne répondent pas aux critères de résidence) sont considérées comme non admissibles au SRG.
8. De façon générale, les prestations du SRG aux personnes qui reçoivent des prestations de la SV inférieures au montant maximal seront majorées d'un montant équivalent à l'écart entre le montant maximal des prestations de la SV et les prestations de la SV qui leur sont versées. Il n'en a pas été tenu compte dans la présente analyse. Toutefois, les personnes qui reçoivent des prestations de la SV inférieures au montant maximal ne représentent qu'une faible proportion des prestataires au Canada (4 % en 2000 et 6 % en 2006).
9. On a formulé un certain nombre d'hypothèses afin de rendre compte de l'écart entre l'année du versement des paiements (de juillet à juin) et l'année civile : un non-bénéficiaire admissible demeurerait un non-bénéficiaire durant la totalité de l'année; un particulier recevant des prestations du SRG en 2000 ou 2006 mais qui n'était pas admissible compte tenu de son revenu en 1999 ou 2005 était réputé ne pas être admissible et ne pas recevoir de prestations s'il déclarait avoir reçu des prestations du SRG en 1999 ou 2005; un particulier recevant des prestations du SRG en 2000 ou 2006 mais qui n'était pas admissible compte tenu de son revenu en 1999 ou 2005 et qui ne déclarait aucune prestation du SRG en 1999 ou 2005 était classé parmi les bénéficiaires admissibles pouvant se prévaloir d'un choix (dans certaines circonstances, comme au moment de la retraite, un particulier peut demander qu'on utilise une estimation de son revenu plutôt que son revenu réel). Ces hypothèses n'étaient pas censées avoir une incidence significative sur les résultats.

■ Documents consultés

COMITÉ PERMANENT DU DÉVELOPPEMENT DES RESSOURCES HUMAINES ET DE LA CONDITION DES PERSONNES HANDICAPÉES (HUMA). 2001. *Le Supplément de revenu garanti à la portée de tous : un devoir*, sixième rapport, publié sous la présidence de Judi Longfield (députée), Ottawa, Chambre des communes, <http://www2.parl.gc.ca/HousePublications/Publication.aspx?DocId=1032030&Mode=1&Parl=37&Ses=1&Language=F&File=2> (consulté le 8 juillet 2009).

MYLES, John. 2000. *La maturation du système de revenu de retraite du Canada : niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés*, n° 11F0019MPF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 24 p., « Direction des études analytiques : documents de recherche », n° 147, <http://www.statcan.gc.ca/pub/11f0019m/11f0019m2000147-fra.pdf> (consulté le 8 juillet 2009).

POON, Preston. 2005. « Le SRG : qui n'en profite pas? », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 6, n° 10, octobre, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 5 à 16, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/11005/8704-fra.pdf> (consulté le 8 juillet 2009).

RESSOURCES HUMAINES ET DÉVELOPPEMENT SOCIAL CANADA (RHDSC). 2007. *Le nouveau gouvernement du Canada améliore l'accès aux prestations du Régime de pensions du Canada et de la Sécurité de la vieillesse*, communiqué de presse, 3 mai, Ottawa, <http://nouvelles.gc.ca/web/article-fra.do?nid=299649&> (consulté le 8 juillet 2009).

L'auteure remercie Preston Poon de son soutien et de sa précieuse collaboration.

Obstacles à l'accès à la formation

Gordon B. Cooke, Isik U. Zeytinoglu et James Chowhan

Plusieurs chercheurs affirment que la formation de la main-d'œuvre est un moyen d'obtenir et de maintenir un avantage concurrentiel sur les marchés mondiaux d'aujourd'hui (Aragon-Sanchez et coll., 2003; Industrie Canada, 2002; Turcotte et Rennison, 2004). Par conséquent, l'offre de formation a été préconisée comme politique sociale efficace en matière de compétitivité (Conference Board du Canada, 2008; OCDE, 2006). Récemment, le Conference Board du Canada (2008) signalait que le Canada ne dispose pas d'une stratégie ciblée pour assurer la priorité du développement des compétences professionnelles et de l'éducation permanente. En outre, les employeurs canadiens investissent peu dans les programmes de formation en milieu de travail, en termes absolus (Betcherman et coll., 1998) et comparativement à leurs homologues européens (Goldenberg, 2006).

D'autres soutiennent que les conditions de travail au Canada sont polarisées (Betcherman et Lowe, 1997). Bref, un nombre important de travailleurs occupent un emploi qui offre relativement peu d'avantages sociaux, de sécurité et de stabilité ainsi qu'une faible rémunération (Chaykowski, 2005; Morissette et Zhang, 2005). De plus, cette dichotomie semble s'étendre à la formation parrainée par l'employeur, alors que certains bénéficient de beaucoup plus de formation que d'autres (Peters, 2004; Saunders, 2003; Sussman, 2002).

De nombreuses études canadiennes et internationales indiquent que les travailleurs moins instruits sont beaucoup plus susceptibles que les autres d'avoir des emplois moins bien rémunérés (p. ex., Cooke, 2007; OCDE, 2005 et 2006). Il n'est pas surprenant de constater que ces travailleurs sont parmi ceux dont l'accès à

la formation est relativement restreint (Zeytinoglu et coll., 2008). Traditionnellement, la syndicalisation a amélioré les conditions de travail, et des études récentes laissent entendre que la syndicalisation continue d'être associée à une meilleure rémunération (Fang et Verma, 2002). Bien que les avantages de la syndicalisation soient susceptibles de s'effriter à l'ère des marchés libres et mondiaux, des informations récentes laissent entendre que les travailleurs syndiqués continuent de bénéficier d'un meilleur accès à la formation que les travailleurs non syndiqués (Boheim et Booth, 2004; Cooke, 2007; Turcotte et coll., 2003), quoique les résultats diffèrent pour les hommes et pour les femmes (Hurst, 2008).

Les femmes sont surreprésentées dans les emplois de piètre qualité (Cranford et coll., 2003; McGovern et coll., 2004). Ces auteurs mentionnent également que les femmes continuent à être désavantagées même parmi ceux qui occupent un emploi de piètre qualité, ce que corrobore la notion historique selon laquelle les femmes ont dû composer avec des obstacles supplémentaires sur le marché du travail, intentionnellement ou autrement (p. ex., Padavic et Reskin, 2002). En ce qui concerne la formation en particulier, les études antérieures portant sur la formation parrainée par l'employeur à l'intention des femmes ne sont pas concluantes.

Certaines études montrent que, par rapport à leurs homologues masculins, les femmes sont moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur (p. ex., Frazis et coll., 2000; Knoke et Ishio, 1998; OCDE, 2006; Sussman, 2002), alors que d'autres études rapportent des différences négligeables ou un accès légèrement plus ouvert pour les femmes (p. ex., Peters, 2004; Turcotte et coll., 2003; Underhill,

Gordon B. Cooke est au service de la Memorial University of Newfoundland; on peut le joindre au 709-737-6204. Isik U. Zeytinoglu est au service de la McMaster University; on peut la joindre au 905-525-9140 (poste 23957). James Chowhan est au service de la McMaster University; on peut le joindre au 905-525-9140 (poste 27967). On peut communiquer avec les auteurs à perspective@statcan.gc.ca

2006; Simpson et Stroh, 2002). En outre, les écarts dans l'accès à une formation parrainée par l'employeur, lorsque l'on compare les hommes et les femmes, ne sont pas toujours apparents, sauf si l'incidence d'autres facteurs connexes en milieu de travail est prise en compte (Knoke et Ishio, 1998). Par conséquent, il peut être avancé que, parmi les caractéristiques clés connexes, toutes choses étant égales par ailleurs, les emplois de piètre qualité sont occupés par des travailleurs à faible revenu, qui ont fait moins d'études, qui ne sont pas protégés par un syndicat et qui, en particulier, sont des femmes. Pour rester fidèles aux résultats actuels de la recherche (p. ex., Saunders, 2003; Chaykowski, 2005; Vallée, 2005), dans le présent article, les personnes qui affichent ces caractéristiques sont appelées des travailleurs vulnérables. Bien que les travailleurs avec des caractéristiques de « vulnérabilité » ne constituent de toute évidence pas un groupe homogène, la documentation laisse entendre que ces travailleurs sont, en moyenne, relativement vulnérables comparativement aux autres travailleurs.

En utilisant les Enquêtes sur le milieu de travail et les employés (EMTE) de 2003 et de 2005, le présent article explore la prestation de formation parrainée par l'employeur à l'intention de ces travailleurs dits vulnérables (voir *Source des données et définitions*). La formation peut aider à hausser la rémunération et améliorer les perspectives d'emploi de meilleure qualité (OCDE, 2005 et 2006; Morissette et Zhang, 2005; Vallée, 2005). Une main-d'œuvre bien formée permet également aux employeurs de bénéficier de travailleurs plus productifs et plus flexibles, compte tenu, particulièrement, de la pénurie de travailleurs qualifiés qui se profile à l'horizon canadien (p. ex., Aragon-Sanchez et coll., 2003; Goldenberg, 2006). Il importe donc de vérifier si certains sous-groupes de travailleurs identifiables bénéficient de beaucoup plus ou de beaucoup moins de formation de leur employeur. En deuxième lieu, l'article prend également en considération la proportion de travailleurs qui refusent la formation parrainée par leur employeur. Bien que les raisons expliquant ces refus soient sans aucun doute nombreuses, elles peuvent offrir un aperçu général de l'importance de la formation pour chaque travailleur¹.

En ce qui concerne les fondements théoriques de la formation parrainée par l'employeur, la théorie du marché du travail de Becker (1964) propose que les travailleurs devraient payer pour toute formation générale menant à l'acquisition de nouvelles compétences et à une meilleure rémunération, et que les em-

ployeurs payent uniquement la formation particulière à l'entreprise. Toutefois, des études empiriques laissent entendre que la théorie de Becker constitue davantage une façon de comprendre les investissements dans le capital humain dans sa forme pure qu'une description de la réalité (Acemoglu et Pischke, 1998 et 1999; Ahlstrand et coll., 2003). Dans la pratique, les employeurs offrent de la formation à trois fins : pour accroître la productivité ou le rendement des travailleurs, pour atteindre les objectifs de l'organisation et pour investir dans les employés afin de réussir dans l'environnement imprévisible et turbulent des affaires (Belcourt et coll., 2000). Par conséquent, les employeurs sont susceptibles de réserver leurs ressources en matière de formation à leurs meilleurs employés à des fins commerciales stratégiques et de priver ainsi les employés moins privilégiés (Rainbird, 2000).

Cette étude examine cinq groupes de travailleurs se chevauchant : tous les travailleurs; les travailleurs à faible revenu; les travailleurs moins instruits; les travailleurs non syndiqués; ainsi que le groupe des travailleurs à faible revenu, moins instruits et non syndiqués. Les cinq groupes ont été de plus divisés selon le sexe. Dans l'analyse multidimensionnelle, la formation parrainée par l'employeur constituait la variable dépendante, et le sexe, la rémunération, l'éducation et la syndicalisation étaient examinés à titre de variable indépendante, avec des variables d'interaction, le cas échéant. Plusieurs autres facteurs liés aux travailleurs, au travail, au milieu de travail et au secteur d'activité peuvent, individuellement et collectivement, influencer la tendance d'un employeur à offrir de la formation. Un bon nombre de ces facteurs sont pris en compte en tant que variable de contrôle, notamment le statut professionnel, l'emploi, l'état matrimonial, la charge d'enfants, la durée d'emploi, la taille et la rentabilité du lieu de travail, l'âge des travailleurs et le secteur d'activité².

Prestation de formation parrainée par l'employeur pour l'ensemble des travailleurs

Environ 60 % de tous les travailleurs bénéficient d'une formation parrainée par l'employeur, alors que 12 % refusent ce type de formation (tableau 1). Ces chiffres correspondent à d'autres estimations, lorsque l'on tient compte du fait que la définition élargie de l'accès comprend trois types de formation parrainée par l'employeur, y compris la formation offerte par l'employeur, mais refusée par l'employé. Une étude

Tableau 1 Caractéristiques de tous les travailleurs

	%
Variables dépendantes	
Formation reçue parrainée par l'employeur	60,1
En cours d'emploi	32,9
En classe	36,5
Externe	4,4
Formation refusée	12,2
Variables indépendantes	
Femmes	52,2
Faible revenu	25,6
Études	
Études secondaires non terminées	10,0
Études secondaires terminées	16,6
Études postsecondaires non universitaire	52,3
Diplôme universitaire	21,1
Non syndiqué	73,1
Faible revenu, moins instruit, non syndiqué	8,7
Variables de contrôle : travailleur	
Non permanent	9,1
Temps partiel	15,7
Profession	
Gestionnaire	12,6
Professionnel	17,2
Col blanc	22,8
Col bleu	47,4
État matrimonial	
Marié/en union de fait	68,4
Autre	31,6
Enfants à charge	43,5
Durée d'emploi ¹	8,7
Durée d'emploi au carré ¹	152,9
Âge des travailleurs ¹	40,9
Âge des travailleurs au carré ¹	1 814,7
Variables de contrôle : milieu de travail	
Taille du lieu de travail (employés) ¹	482,7
Taille du lieu de travail (formule) ¹	1,8
Secteur d'activité	
Primaire	1,7
Fabrication et secteur connexe	31,8
Commerce de détail	24,3
Finance et assurances	4,7
Éducation et santé	21,8
Autres services	15,6
Entreprise à but lucratif	66,5

1. Indique la moyenne de l'ensemble des travailleurs, tous les autres nombres indiquent la proportion des travailleurs ayant des caractéristiques particulières.

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

antérieure a montré qu'environ la moitié des travailleurs canadiens bénéficient d'une formation parrainée par l'employeur dans une année donnée (Turcotte, Leonard et Montmarquette, 2003). Selon la présente étude, 33 % des travailleurs ont bénéficié d'une formation en cours d'emploi, 37 % ont suivi une forma-

Limites

Bien que l'Enquête sur le milieu de travail et les employés porte sur la plus grande partie du marché du travail canadien, les travailleurs non permanents y sont quelque peu sous-représentés, car seuls les employés qui reçoivent des feuillets T4 de leur employeur sont inclus. Par conséquent, les travailleurs temporaires des agences de placement ne sont pris en compte que si l'agence elle-même est incluse à titre d'employeur. En outre, les travailleurs occasionnels et sur demande peuvent s'être identifiés comme étant des employés « réguliers », même s'ils sont davantage considérés comme des employés non permanents.

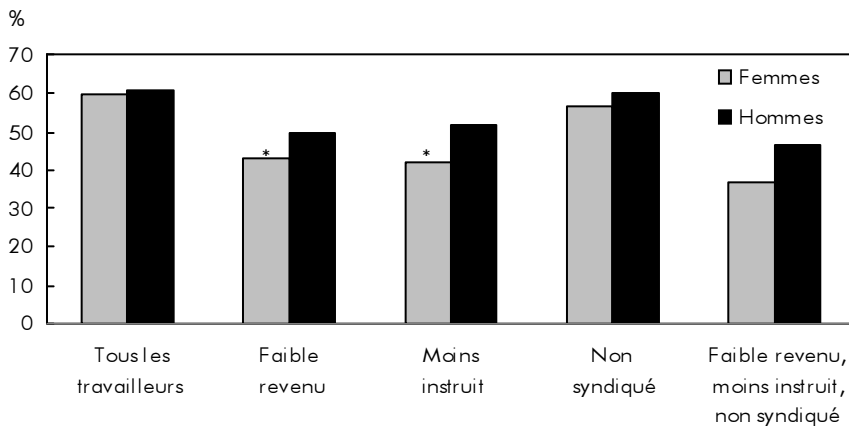
Par ailleurs, il est raisonnable de supposer que les modèles comportent des variables biaisées qui n'ont pas été prises en compte. En termes plus simples, de nombreux facteurs liés au lieu de travail et aux travailleurs ont probablement une incidence sur la prestation de formation. Alors que plusieurs de ces facteurs ont été pris en compte, tous les facteurs pertinents n'ont peut-être pas été pris en compte. Par exemple, la perception d'un employeur relativement au « talent » d'un employé pourrait avoir une incidence sur les possibilités de formation. La nature hiérarchique ou en grappe des données de l'EMTE est une autre question connexe, puisque les répondants ont été choisis au hasard dans certaines organisations. Quoi qu'il en soit, l'une des hypothèses concernant les modèles de régression était que toutes les constatations (c.-à-d. les travailleurs) étaient indépendantes, ce qui ne serait pas le cas si les variables liées au lieu de travail (p. ex., les stratégies des employeurs) avaient un effet sur la prestation de formation. Enfin, il n'était pas possible de séparer les travailleurs en fonction de leur province de travail³, ce qui aurait été utile, puisque des écarts faibles, mais perceptibles (et apparemment en régression) dans la prestation de la formation ont été constatés selon la province (Peters, 2004).

Bien que ces limites aient leur importance, les résultats devraient quand même être pertinents. Toutefois, les résultats des régressions auraient probablement été plus solides si la géographie et d'autres variables omises avaient été prises en compte. La question potentiellement la plus problématique est la nature hiérarchique des données de l'EMTE, puisque cette hiérarchisation pourrait entraîner une surestimation du lien entre les variables liées au lieu de travail et la prestation de formation. Dans l'ensemble, le modèle choisi, bien qu'il soit commun dans la documentation et apte à fournir des renseignements utiles sur les questions liées à la formation, constitue une simplification importante de l'ensemble des facteurs qui concernent la formation.

tion en classe et un faible pourcentage de travailleurs ont suivi une formation « externe » parrainée par l'employeur. Environ le huitième des travailleurs ont refusé la formation pendant la dernière année.

Un peu plus de la moitié des répondants étaient des femmes, alors que le quart des répondants étaient classés dans la catégorie des travailleurs à faible revenu. En matière d'éducation, 1 répondant sur 10 n'avait pas

Graphique A Les femmes de certains groupes sont moins susceptibles de recevoir une formation parrainée par l'employeur



* différence statistiquement significative au niveau de 0,10 ou mieux
 Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

fait ses études secondaires, alors que 1 répondant sur 6 avait terminé ses études secondaires, mais n'avait pas fait d'études postsecondaires. Environ 1 travailleur sur 5 possédait un diplôme universitaire, pendant qu'un peu plus de la moitié des travailleurs avaient fait des études postsecondaires, mais n'avaient pas obtenu de diplôme. Pour certaines analyses, 27 % de travailleurs qui avaient terminé, au plus, leurs études secondaires ont également été classés dans le groupe des travailleurs moins instruits, alors que les autres 73 % avaient fait au moins des études postsecondaires. Enfin, près des trois quarts des travailleurs n'étaient pas syndiqués (c.-à-d. qu'ils n'étaient pas protégés par une convention collective).

Dévoiler l'obstacle à la formation basé sur le sexe

Pour l'ensemble des travailleurs, les femmes étaient, non significativement, un peu moins susceptibles

que les hommes (60 % contre 61 %) de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur (graphique A). Toutefois, cet écart devenait significatif lorsque l'on ne tenait compte que des travailleurs à faible revenu (43 % contre 50 %) ou des travailleurs moins instruits (42 % contre 52 %). L'écart était non significatif, mais quand même présent chez les travailleurs non syndiqués (57 % contre 60 %) et chez les travailleurs à faible revenu, moins instruits et non syndiqués (37 % contre 47 %). Deux observations principales peuvent être faites. D'abord, les travailleurs à faible revenu, moins instruits ou non syndiqués ont bénéficié de moins de formation parrainée par l'employeur par rapport à l'ensemble des travailleurs, bien que seulement dans une faible mesure pour les travailleurs non syndiqués. En outre, cette disparité est particulièrement importante lorsque l'on compare le groupe des travailleurs

à faible revenu, moins instruits ou non syndiqués à l'ensemble des travailleurs. Ensuite, bien que, dans l'ensemble, les femmes et les hommes bénéficient essentiellement d'une part équivalente de la formation parrainée par l'employeur, les femmes sont moins susceptibles de bénéficier d'une telle formation que leurs collègues mâles dans les quatre plus petits sous-échantillons. Même s'ils ne sont pas présentés, des écarts analogues existaient également en 2003. Ces écarts persistants entre les femmes et les hommes pour plusieurs sous-échantillons et plusieurs années pourraient être le signe d'un « obstacle à la formation basé sur le sexe ». (Pour en savoir davantage sur la signification substantielle ou statistique de ces écarts, voir *Source des données et définitions*.)

À titre de confirmation de l'existence d'un obstacle à la formation, nous avons calculé la proportion des travailleurs qui ont refusé une formation parrainée par l'employeur au cours de la dernière année. Si les femmes, en moyenne, sont désavantagées en raison d'un accès relativement restreint à la formation parrainée par l'employeur, on pourrait s'attendre à ce qu'elles soient moins susceptibles de refuser cette formation (graphique B). Or, pour l'ensemble des travailleurs, les femmes étaient seulement un peu moins susceptibles que les hommes de refuser la formation parrainée par l'employeur (12,0 % contre 12,4 %), mais l'écart s'est accru dans le groupe des travailleurs à faible revenu (5,2 % contre 7,7 %). Un écart analogue existait dans le groupe des travailleurs moins instruits (5,1 % contre 7,6 %). L'écart a diminué, mais était toujours visible dans le groupe des travailleurs non syndiqués

Source des données et définitions

L'échantillon de 2005 de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) portait sur 24 197 employés de 6 693 lieux de travail, et les taux de réponse étaient de 81,2 % et 77,7 % respectivement. Sur une base pondérée, cet échantillon représentait 12,2 millions de travailleurs. L'EMTE couvre tous les emplacements d'affaires au Canada, à l'exception des employeurs du Yukon, du Nunavut et des Territoires du Nord-Ouest, ainsi que des employeurs des secteurs de la production végétale et animale, de la pêche, de la chasse et du piégeage, des ménages privés, des organisations religieuses et de la fonction publique. (Pour en savoir davantage sur les échantillonnages et les plans d'échantillonnage, voir Statistique Canada, 2008.) Bien que toutes les données présentées proviennent de l'ensemble de données de 2005 de l'EMTE, les données de 2003 ont également été utilisées.

La formation parrainée par l'employeur est une formation en classe, au travail ou à l'« extérieur » parrainée ou fournie par un employeur au cours des 12 derniers mois. Quoiqu'elle ne soit pas présentée, la prestation de chacun de ces trois types de formation est positivement corrélée aux autres.

Bien qu'il n'existe aucune définition standard de la vulnérabilité, la définition à laquelle nous avons recours dans la présente étude est également utilisée dans plusieurs études canadiennes (p. ex., Saunders, 2003; Chaykowski, 2005; Vallée, 2005), soit les travailleurs qui présentent plusieurs ou toutes les caractéristiques suivantes : femme, faible revenu, niveau de scolarité moindre et absence de syndicalisation. Ces caractéristiques de vulnérabilité forment l'ensemble des variables indépendantes. Pour la rémunération, une limite de 13,00 \$ l'heure a été fixée. Cette limite est attribuable à l'analyse de la répartition des salaires dans l'ensemble de données. Puisqu'il n'existe aucune définition standard d'un travailleur à faible revenu, une limite a été établie afin de déterminer les travailleurs du quartile le moins bien rémunéré. Ces travailleurs devraient ou pourraient être confrontés à des conditions de travail différentes de celles des travailleurs mieux rémunérés. Des valeurs de cellules suffisamment grandes ont été également fournies pour trier les travailleurs selon leur niveau d'études et leur statut syndical. Les travailleurs ont été divisés en quatre catégories, en fonction de leur niveau d'études. Les deux premières catégories comprennent les travailleurs n'ayant pas fait leurs études secondaires et ceux qui ont obtenu seulement un diplôme d'études secondaires. Pour éviter une faible fréquence par cellule, dans certains cas (p. ex., le niveau de rémunération), ces deux catégories ont été combinées. Les deux autres catégories sont celles des travailleurs ayant fait des études postsecondaires (mais sans diplôme), et ceux ayant obtenu au moins un baccalauréat. Encore une fois, dans certaines analyses, il a été nécessaire de combiner ces deux catégories.

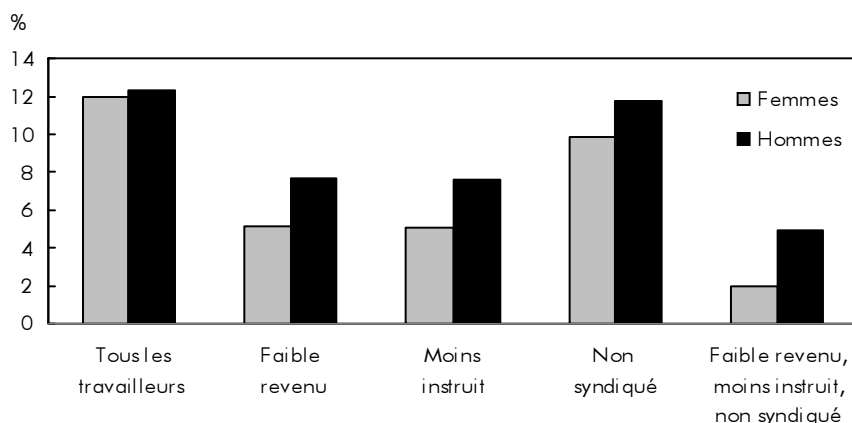
Dans toutes les analyses de régression, en plus des variables d'estimation de la vulnérabilité, nous avons pris en compte les effets possibles d'un certain nombre de facteurs supplémentaires, notamment le statut professionnel, l'emploi, l'état matrimonial, la charge d'enfants, la durée d'emploi, l'âge des travailleurs, la taille du lieu de travail, le secteur d'activité et la rentabilité du lieu de travail. Le statut professionnel fait la distinction entre les emplois permanents et non permanents ainsi que les emplois à temps plein ou à temps partiel (la limite étant fixée à 30 heures par

semaine). Quatre catégories professionnelles ont été définies : les emplois de gestion, les emplois professionnels, les cols blancs de niveau inférieur (c.-à-d. le marketing, les ventes, l'administration et les postes de commis) et les cols bleus (c.-à-d. les postes techniques, les métiers de même que les travailleurs de la production, des opérations et de l'entretien). L'état matrimonial comprend les travailleurs mariés (y compris ceux en union de fait) ou les autres (c.-à-d. séparé, divorcé, veuf ou célibataire). La présence d'enfants à charge indiquait une personne ayant au moins un enfant à charge. La durée d'emploi indiquait depuis combien d'années l'employé était au service de l'employeur actuel. La durée d'emploi au carré a également été incluse pour les cas où le lien entre la durée d'emploi et la formation n'était pas linéaire. L'âge des travailleurs et l'âge des travailleurs au carré ont été mesurés en années à partir de la date de naissance. La taille du lieu de travail représentait le nombre d'employés au lieu de travail de l'employeur. Nous avons utilisé la forme logarithmique de cette variable pour normaliser la répartition. Six catégories de secteurs d'activité ont été définies : les secteurs primaires (c.-à-d. la foresterie, les mines ainsi que l'extraction du pétrole et du gaz), les secteurs de la fabrication et les secteurs connexes (la construction, le transport, l'entreposage, les communications et d'autres services), les secteurs du commerce de détail, des finances, de l'assurance, de l'éducation et de la santé et autre. La dernière variable de contrôle, la rentabilité du lieu de travail, identifiait les employeurs dont le revenu brut excédait les dépenses brutes pour ce lieu de travail.

Un rapport de cotes peut être interprété comme étant le nombre de possibilités en plus (ou en moins, si inférieur à 1) du groupe faisant l'objet d'un examen d'accéder à la formation parrainée par l'employeur. La qualité de l'ajustement a été mesurée avec le pseudo R^2 et le chi-carré du test de Wald. Pour l'analyse, nous avons eu recours à des microdonnées pondérées par le biais des centres de données de recherche de Statistique Canada. Les résultats des régressions ont été amorcés automatiquement à l'aide du jeu de poids recommandé par Statistique Canada, par le biais de la fonction Stata (Chowhan et Buckley, 2005).

La signification statistique représente la situation où la probabilité arithmétique indique qu'un résultat donné pourrait très probablement se produire de façon aléatoire. En revanche, la signification substantielle représente l'ampleur ou l'importance d'un résultat donné. Les chercheurs ont une confiance élevée dans un résultat donné, comme l'obstacle à la formation basé sur le sexe, si ce résultat affiche constamment une signification statistique et substantielle. Si, d'autre part, un résultat est statistiquement significatif, mais non substantiellement significatif, alors l'importance de la constatation est faible, et un résultat qui est substantiellement significatif, mais non statistiquement significatif serait considéré simplement comme une anomalie intéressante. Dans le présent document, les écarts entre les hommes et les femmes sont tangibles et reproductibles sur plusieurs années. Toutefois, la signification statistique des graphiques à barres (et par le biais des tests t) et les rapports de cotes des régressions multiples sont quelque peu moins élevés en 2005 qu'en 2003, mais ils apparaissent quand même fréquemment dans les deux années, indiquant essentiellement une plus grande variation dans ces variables clés en 2005.

Graphique B Les femmes sont moins susceptibles de refuser une formation parrainée par l'employeur



Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

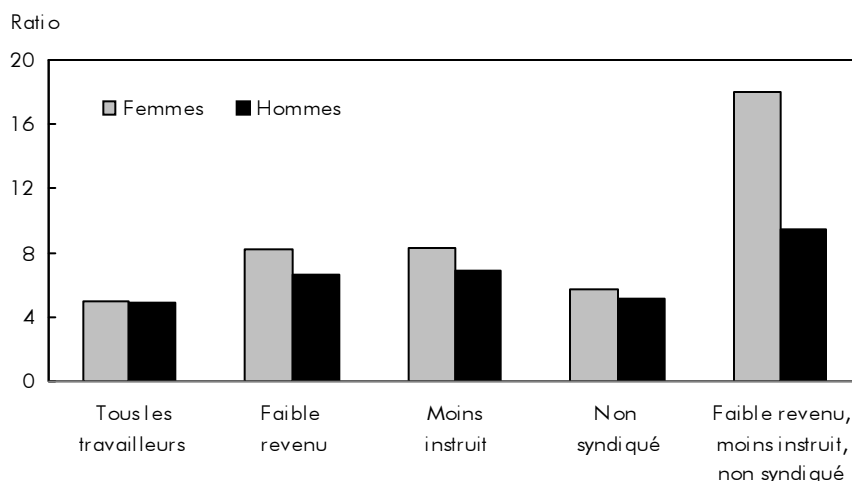
(9,9 % contre 11,8 %). Enfin, dans le groupe des travailleurs à faible revenu, moins instruits et non syndiqués, l'écart était minime en termes absolus, mais très important en termes relatifs (à 2,0 % contre 4,9 %). Dans l'ensemble, les travailleurs des quatre sous-échantillons ont bénéficié de moins de formation parrainée par l'employeur et étaient moins susceptibles de refuser cette formation. En outre, dans chaque sous-échantillon, les femmes étaient moins susceptibles que les hommes de bénéficier d'une formation et également moins susceptibles de refuser cette formation, en particulier parmi les travailleurs à faible revenu, moins instruits et non syndiqués.

Bien que la tendance de ceux qui refusaient la formation était distincte, l'une des explications possibles est que ces travailleurs étaient moins susceptibles de refuser une formation parce qu'ils étaient moins susceptibles d'en bénéficier. Une

« estimation de la vulnérabilité » pour la formation (le ratio de la proportion des travailleurs qui bénéficient d'une formation parrainée par l'employeur par rapport à la proportion de ceux qui refusent cette formation) a été créée en vue de tester cette hypothèse. Parmi l'ensemble des hommes et des femmes, environ cinq travailleurs ont bénéficié d'une formation parrainée par l'employeur pour chaque travailleur qui refusait une telle formation (graphique C). Toutefois, parmi les hommes à faible revenu, moins instruits et non syndiqués, environ neuf travailleurs ont bénéficié d'une formation parrainée par l'employeur pour chaque travailleur qui refusait la formation. Ces données laissent entendre que ces hommes étaient plus hésitants, en moyenne, à refuser la formation parrainée par l'employeur que ceux qui ne partageaient pas ces attributs. Cependant, chez les femmes dans la même situation, 18 femmes bénéficiaient de la formation pour chaque femme qui la refusait. Par conséquent, si l'hypothèse est cor-

née par l'employeur par rapport à la proportion de ceux qui refusent cette formation) a été créée en vue de tester cette hypothèse. Parmi l'ensemble des hommes et des femmes, environ cinq travailleurs ont bénéficié d'une formation parrainée par l'employeur pour chaque travailleur qui refusait une telle formation (graphique C). Toutefois, parmi les hommes à faible revenu, moins instruits et non syndiqués, environ neuf travailleurs ont bénéficié d'une formation parrainée par l'employeur pour chaque travailleur qui refusait la formation. Ces données laissent entendre que ces hommes étaient plus hésitants, en moyenne, à refuser la formation parrainée par l'employeur que ceux qui ne partageaient pas ces attributs. Cependant, chez les femmes dans la même situation, 18 femmes bénéficiaient de la formation pour chaque femme qui la refusait. Par conséquent, si l'hypothèse est cor-

Graphique C Le ratio d'accès à la formation parrainée par l'employeur versus celui du refus est plus élevé parmi les femmes



Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

Tableau 2 Rapports de cotes associés à la formation parrainée par l'employeur parmi tous les travailleurs

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
	Rapport de cotes		
Variables indépendantes			
Femmes (réf. hommes)	0,93	1,22	0,94
Faible revenu (réf. revenu plus élevé)	0,61*	0,68*	0,62*
Moins instruit (réf. plus instruit)	0,74*	0,85	0,74*
Non syndiqué (réf. syndiqué)	1,16*	1,26*	1,17*
Femmes et faible revenu	...	0,84	...
Femmes et moins instruit	...	0,73*	...
Femmes et non syndiqué	...	0,84	...
Faible revenu, moins instruit, non syndiqué	0,94
Variables de contrôle			
Non permanent (réf. permanent)	0,66*	0,65*	0,66*
Temps partiel	0,89	0,90	0,89
Profession (réf. professionnel)			
Gestionnaire	0,94	0,95	0,94
Col blanc	0,53*	0,54*	0,53*
Col bleu	0,74*	0,74*	0,74*
Autre état matrimonial (réf. marié)	0,82*	0,82*	0,82*
Enfants à charge	0,99	1,00	0,99
Durée d'emploi	0,97*	0,97*	0,97*
Durée d'emploi au carré	1,00	1,00	1,00
Âge des travailleurs	0,94*	0,94*	0,94*
Âge des travailleurs au carré	1,00*	1,00*	1,00*
Taille du lieu de travail	1,52*	1,52*	1,52*
Secteur d'activité (réf. fabrication et secteur connexe)			
Primaire	1,43*	1,42*	1,43*
Commerce de détail	1,01	1,01	1,01
Finance et assurances	3,23*	3,18*	3,22*
Éducation et santé	1,65*	1,59*	1,65*
Autres services	1,16	1,16	1,16
Entreprise à but lucratif	0,87*	0,87	0,87*

* statistiquement significatif pour le groupe de référence (réf.) au niveau de 0,10 ou mieux

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

recte relativement aux travailleurs plus susceptibles d'accepter une formation parrainée par l'employeur, alors les femmes à faible revenu, moins instruites et non syndiquées sont les plus vulnérables, ce qui correspond aux thèmes trouvés dans la documentation universitaire récente qui explore les malheurs des travailleurs dits « vulnérables » (p. ex., Saunders, 2003; Chaykowski, 2005; Vallée, 2005).

Des régressions multivariées ont été utilisées pour déterminer si les tendances descriptives se répétaient, tout en tenant compte d'autres variables liées aux travailleurs et aux lieux de travail qui pourraient avoir une influence (tableau 2). Le modèle 1 montrait l'effet relatif de chaque caractéristique de vulnérabilité. Dans le modèle 2, des variables ont été ajoutées pour isoler les liens entre les sexes et chacune des variables de faible revenu, de moindre instruction et de non-syndicalisation. Le modèle 3 était identique au modèle 1, à l'exception de l'ajout d'une variable d'interaction visant la compréhension de l'effet combiné des caractéristiques de faible revenu, de moindre éducation et de non-syndicalisation. Pour récapituler, les recherches antérieures portant sur la prestation de formation aux femmes ne semblaient pas concluantes. Alors que certaines études indiquaient que les femmes étaient moins susceptibles que les hommes de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, d'autres études ont rapporté soit un écart non significatif, soit un accès légèrement plus ouvert pour les femmes. Dans la présente étude, les femmes étaient moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur (environ 93 % autant susceptibles que les hommes), bien que l'effet ne soit pas statistiquement significatif. Dans le modèle 2, les femmes à faible revenu, moins instruites ou non syndiquées étaient toutes moins susceptibles de bénéficier d'une formation, comme le montrent les rapports de cotes pour les variables d'interaction. Plus précisément, les femmes moins instruites étaient beaucoup moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur que les femmes qui ne présentaient pas ces caractéristiques. En revanche, les femmes qui n'avaient pas un faible revenu, qui étaient plus instruites et qui faisaient partie d'un syndicat étaient 22 % plus susceptibles que les hommes de bénéficier d'une formation (bien que cet écart n'était pas statistiquement significatif).

Seulement environ les deux tiers des travailleurs à faible revenu étaient aussi susceptibles que les travailleurs à revenu plus élevé de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, cet écart étant statistiquement significatif pour les trois modèles. En outre, les trois quarts des travailleurs moins instruits étaient aussi susceptibles que les travailleurs plus instruits de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, cet écart étant statistiquement significatif pour deux des trois modèles. Dans le modèle 2, les femmes moins instruites étaient beaucoup moins susceptibles que les fem-

mes ne présentant pas ces caractéristiques de bénéficiaire d'une formation parrainée par l'employeur, alors que les hommes moins instruits ne vivaient pas la même situation. Les trois modèles montrent que les travailleurs non syndiqués sont beaucoup plus susceptibles que les travailleurs syndiqués de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, et ce, dans une proportion de 16 % ou plus, compte tenu des autres facteurs. Enfin, le modèle 3 a montré que les travailleurs à faible revenu, moins instruits et non syndiqués n'ont pas bénéficié de beaucoup moins de formation parrainée par l'employeur que les autres travailleurs. Néanmoins, chacun de ces traits était lié individuellement à la prestation d'une formation parrainée par l'employeur, avec un lien négatif pour les caractéristiques de faible revenu et de moindre éducation, et un lien positif pour la non-syndicalisation.

Étant donné le grand nombre de variables de contrôle incluses dans les résultats des régressions, seules des observations générales peuvent être faites. Dans la présente étude, les variables de contrôle statistiquement associées à la formation parrainée par l'employeur étaient les suivantes : le statut d'emploi, la profession, l'état matrimonial, la durée d'emploi, l'âge des travailleurs, la taille du lieu de travail et le secteur d'activité. Les travailleurs non permanents étaient moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, comparativement aux travailleurs permanents, alors que les cols blancs et les cols bleus de niveau inférieur étaient moins susceptibles que les professionnels de bénéficier de cette formation. Les travailleurs mariés ou en union de fait étaient plus susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur que les travailleurs affichant un autre état matrimonial. Compte tenu d'autres facteurs, la durée d'emploi et l'âge étaient négativement liés à la prestation d'une formation parrainée par l'employeur, bien que l'effet soit très minime dans les deux cas. En ce qui concerne l'ordre d'importance, les deux variables qui semblaient influencer les résultats le plus étaient la taille du lieu de travail et le secteur d'activité. Les travailleurs qui occupaient un emploi dans un lieu de travail plus grand étaient beaucoup plus susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur que ceux qui travaillaient dans un lieu de travail plus petit, alors que les travailleurs des secteurs primaires, soit les finances, l'assurance, l'éducation et la santé, étaient beaucoup plus susceptibles que les travailleurs des secteurs de la fabrication et des secteurs connexes de bénéficier d'une formation. Il est quelque

peu surprenant de constater que travailler dans une entreprise rentable était associé à moins de formation parrainée par l'employeur. La situation des travailleurs qui occupent un emploi dans une entreprise rentable est contraire à la logique, puisque les entreprises rentables disposent de plus de ressources pour la formation, et que les investissements dans la formation ont habituellement une incidence favorable sur les résultats de l'organisation (Turcotte et Rennison, 2004).

Les travailleurs vulnérables ont-ils accès à une formation parrainée par l'employeur?

Nous avons également exécuté les régressions pour les quatre sous-échantillons de travailleurs. Chez les travailleurs à faible revenu, les travailleurs les moins instruits (c.-à-d. ceux qui n'ont pas terminé leurs études secondaires) étaient beaucoup moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, et ce, par une marge substantielle (tableau 3). Aucune autre caractéristique clé n'était statistiquement significative pour ce groupe. Chez les travailleurs moins instruits, les femmes étaient moins susceptibles que les hommes de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, et les travailleurs à faible revenu étaient moins susceptibles que ceux disposant d'un revenu plus élevé de bénéficier de cette formation. En outre, les travailleurs non syndiqués de ce groupe étaient plus susceptibles que les travailleurs syndiqués de bénéficier d'une formation, quoiqu'à un niveau peu élevé de signification. Dans les résultats des régressions pour les travailleurs non syndiqués, ceux à faible revenu étaient moins susceptibles que les travailleurs mieux rémunérés de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, alors que ceux qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires ont bénéficié de moins de formation que ceux ayant fait des études plus avancées. Chez les travailleurs à faible revenu, moins instruits et non syndiqués, les femmes étaient, dans une proportion de 25 %, moins susceptibles que les hommes de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, bien que cet écart ne soit pas statistiquement significatif.

Plusieurs variables de contrôle étaient associées de façon significative à la formation dans l'un ou l'autre des modèles. Plus précisément, la durée d'emploi était associée de façon négative avec la formation parrainée par l'employeur dans les quatre sous-échantillons, ce qui signifie que les travailleurs ayant moins d'ancienneté étaient moins susceptibles de bénéficier d'une for-

Tableau 3 Rapports de cotes associés à la formation parrainée par l'employeur parmi les sous-échantillons d'intérêt des travailleurs

	Faible revenu	Moins instruit	Non syndiqué	Faible revenu, moins instruit, non syndiqué
Rapport de cote				
Variables indépendantes				
Femmes (réf. hommes)	0,77	0,72*	0,88	0,75
Faible revenu (réf. revenu plus élevé)	...	0,64*	0,58*	...
Étude (réf. études postsecondaires)				
Études secondaires non terminées	0,58*	...	0,63*	...
Études secondaires terminées	1,04	...	0,89	...
Diplôme universitaire	1,08	...	1,14	...
Non syndiqué (réf. syndiqué)	1,07	1,34*
Variables de contrôle				
Non permanent (réf. permanent)	0,73	0,91	0,72*	0,88
Temps partiel	0,85	0,78	0,92	0,67
Profession (réf. professionnel)				
Gestionnaire	1,56	1,52	0,93	4,48
Col blanc	0,72	0,95	0,60*	1,10
Col bleu	0,92	1,22	0,81*	1,32
Autre état matrimonial (réf. marié)	0,76*	0,82	0,83*	0,91
Enfants à charge	0,98	1,10	1,00	1,35
Durée d'emploi	0,91*	0,96*	0,96*	0,87*
Durée d'emploi au carré	1,00	1,00	1,00*	1,00
Âge des travailleurs	0,94*	0,95	0,93*	1,00
Âge des travailleurs au carré	1,00	1,00	1,00*	1,00
Taille du lieu de travail	1,61*	1,61*	1,64*	1,91*
Secteur d'activité (réf. fabrication et secteur connexe)				
Primaire	2,08	0,89	1,69*	5,46*
Commerce de détail	1,31	0,87	1,12	1,58*
Finance et assurances	3,92*	4,21*	3,50*	11,06*
Éducation et santé	2,56*	1,50*	1,62*	2,81*
Autres services	1,40*	1,41	1,20	2,41*
Entreprise à but lucratif	0,82	0,75	0,87	0,68

* statistiquement significatif pour le groupe de référence (réf.) au niveau de 0,10 ou mieux

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

mation que les travailleurs plus anciens. La taille du lieu de travail était encore une fois associée de façon positive et significative à la formation parrainée par l'employeur, c'est-à-dire que les travailleurs qui occupaient un emploi dans un grand lieu de travail étaient plus susceptibles de bénéficier d'une formation. Les travailleurs des secteurs des finances, de l'assurance, de l'éducation et de la santé

avaient aussi beaucoup plus de chance de bénéficier d'une formation que ceux des secteurs de la fabrication et des secteurs connexes. Le statut d'emploi non permanent, la profession et l'âge des travailleurs constituent d'autres variables qui sont parfois associées de façon significative à la prestation d'une formation parrainée par l'employeur, bien qu'aucune tendance particulière n'ait été consta-

tée entre les sous-échantillons. Les travailleurs non permanents, à temps partiel ou qui occupent un emploi dans une entreprise rentable avaient relativement peu de chances de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, bien que de façon significative dans un cas seulement.

Analyses de sensibilité : Un autre regard sur la formation pour les hommes et les femmes

Les modèles de régression ont été générés séparément pour les hommes et les femmes, afin de déterminer si le rôle des autres variables indépendantes différait en fonction du sexe (tableau 4). Dans les deux sous-échantillons, les travailleurs à faible revenu et les travailleurs moins instruits étaient considérablement et significativement moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur. Ceci étant dit, les rapports de cotes montrent que les travailleurs qui ne terminent pas leurs études secondaires sont beaucoup moins susceptibles de bénéficier d'une formation chez les femmes que chez les hommes. Les autres niveaux d'études et la non-syndicalisation avaient des effets non significatifs pour des cotes similaires pour les deux sexes.

Pour ce qui est des variables de contrôle, celles qui présentaient des associations différentes pour les femmes et les hommes étaient le statut d'emploi, la profession et le secteur d'activité. Bien que les travailleurs non permanents soient généralement moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, l'effet n'était pas significatif pour les hommes, mais les femmes qui occupaient de

Tableau 4 Rapports de cotes associés à la formation parrainée par l'employeur parmi tous les travailleurs selon le sexe

	Femmes	Hommes
	Rapport de cote	
Variables indépendantes		
Faible revenu (réf. revenu plus élevé)	0,64*	0,65*
Étude (réf. études postsecondaires)		
Études secondaires non terminées	0,42*	0,73*
Études secondaires terminées	0,79	0,90
Diplôme universitaire	1,08	1,22
Non syndiqué (réf. syndiqué)	1,15	1,17
Variables de contrôle		
Non permanent (réf. permanent)	0,57*	0,79
Temps partiel	0,99	0,71*
Profession (réf. professionnel)		
Gestionnaire	0,59*	1,42
Col blanc	0,38*	0,91
Col bleu	0,56*	1,06
Autre état matrimonial (réf. marié)	0,90	0,71*
Enfants à charge	1,04	0,95
Durée d'emploi	0,97	0,97
Durée d'emploi au carré	1,00	1,00
Âge des travailleurs	0,92*	0,94*
Âge des travailleurs au carré	1,00*	1,00
Taille du lieu de travail	1,53*	1,56*
Secteur d'activité (réf. fabrication et commerce)		
Primaire	1,65	1,34*
Commerce de détail	0,99	1,06
Finance et assurances	3,42*	2,92*
Éducation et santé	1,82*	1,07
Autres services	1,21	1,11
Entreprise à but lucratif	0,92	0,80*

* statistiquement significatif pour le groupe de référence (réf.) au niveau de 0,10 ou mieux

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

tels emplois étaient seulement environ à moitié aussi susceptibles que les travailleurs permanents de bénéficier d'une formation. Chez les hommes, l'emploi n'était pas lié de façon significative à la formation parrainée par l'employeur. À l'inverse, les femmes professionnelles étaient environ deux fois plus susceptibles que les femmes occupant d'autres emplois de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur. Enfin, indépendamment du sexe, les travailleurs des secteurs des finances et de l'assurance étaient environ trois fois plus susceptibles que ceux des secteurs de la fabrication et des secteurs connexes de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur. Alors qu'aucun

autre écart sectoriel significatif n'était constaté chez les hommes, les femmes qui travaillaient dans les secteurs de l'éducation et de la santé étaient aussi beaucoup plus susceptibles de bénéficier d'une formation. Selon les résultats, bien que des similarités existent entre les hommes et les femmes pour ce qui est des facteurs associés à la formation parrainée par l'employeur, une variation beaucoup plus importante est constatée entre les femmes relativement à deux facteurs structureaux : le statut d'emploi et la profession. En d'autres mots, occuper un emploi non permanent ou non professionnel était associé à des chances considérablement plus minces, pour les femmes, mais non pour les hommes, de bénéficier d'une formation.

Conclusion

Conformément à la théorie sur le capital humain et aux résultats de recherche existants, on pourrait s'attendre à ce que les travailleurs plus instruits qui bénéficient d'un meilleur revenu aient un accès plus ouvert à la formation parrainée par leur employeur (Becker, 1964; Underhill, 2006; Hurst, 2008). Selon des résultats disponibles (p. ex., Boheim et Booth, 2004; Turcotte et coll., 2003), on s'attendait également à ce que les travailleurs non syndiqués aient un accès relativement restreint à la formation parrainée par l'employeur. Enfin, après avoir pris en compte d'autres caractéristiques liées aux travailleurs, aux emplois et aux lieux de travail, on s'attendait à ce que l'accès à la formation soit plus limité pour les femmes que pour les hommes, même si des études récentes ont donné lieu à des résultats variables. Cette attente était fondée sur de la documentation qui laisse entendre que les femmes sont surreprésentées dans la population des travailleurs considérés vulnérables (p. ex., Saunders, 2003), qui occupent un emploi de moins bonne qualité (p. ex., Cranford et coll., 2003; Padavic et Reskin, 2002). La présente étude s'est appuyée sur la documentation existante (Saunders, 2003; Chaykowski, 2005; Vallée, 2005) pour la sélection de certaines des caractéristiques clés des travailleurs « vulnérables » : femme, revenu faible, éducation moindre et absence de syndicalisation.

Les travailleurs des quatre groupes « vulnérables » étaient moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur et aussi moins susceptibles de refuser cette formation. En outre, dans chaque groupe, les femmes étaient moins susceptibles que les hommes de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur et aussi moins susceptibles de refuser cette

formation, en particulier chez celles qui sont en théorie plus « vulnérables », donc celles qui sont moins bien rémunérées, moins instruites et non syndiquées. Ces différences persistantes entre les femmes et les hommes dans plusieurs sous-échantillons et pour plusieurs années indiquent la présence d'un « obstacle à la formation basé sur le sexe ».

Dans l'ensemble, les résultats des régressions ont montré de façon constante que, lorsqu'on tient compte d'autres facteurs, les travailleurs à faible revenu et moins instruits étaient moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur. Contrairement aux attentes, les travailleurs non syndiqués avaient habituellement plus de chances de bénéficier d'une formation que les travailleurs syndiqués. Ce résultat était également contraire aux constatations d'autres études sur la formation. Bien que d'autres études soient nécessaires, une explication possible est que la syndicalisation donne généralement lieu à une meilleure rémunération ainsi qu'à un emploi permanent à temps plein. La prise en compte de ces facteurs annule les avantages de la syndicalisation. Les rapports de cotes indiquaient de façon constante que les femmes sont moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, bien que l'effet ne soit statistiquement significatif que dans deux des six modèles. Ceci étant dit, dans les sous-échantillons de travailleurs ayant les caractéristiques liées à la vulnérabilité, environ un quart moins de femmes avaient bénéficié d'une formation que d'hommes dans une situation comparable.

Les modèles de régression séparés pour les femmes et les hommes ont présenté deux constatations possiblement importantes. D'abord, le fait d'avoir un faible niveau de scolarité semble constituer un problème plus grave pour les femmes, puisque les rapports de cotes ont montré que, dans le cas des travailleurs qui n'ont pas fait leurs études secondaires, les femmes étaient moins susceptibles de bénéficier d'une formation que les hommes. Ensuite, les emplois non permanents ou non professionnels étaient associés à des chances beaucoup plus réduites de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur pour les femmes, mais non pour les hommes. Ces résultats donnent une indication supplémentaire que les femmes sont peut-être désavantagées en ce qui concerne la formation, quoiqu'il serait prudent de vérifier si ces résultats se répètent dans d'autres études. Comme c'était le cas dans d'autres travaux de recherche (Turcotte et coll., 2003; Peters, 2004), la présente étude a montré que, dans l'ensemble, les hommes et les fem-

mes bénéficient des mêmes chances de formation. La raison pour laquelle la présente étude indique que les femmes bénéficient de moins de formation, c'est que l'écart apparaît uniquement dans les groupes présentant des caractéristiques de « vulnérabilité ».

Le manque partiel d'une signification statistique selon le sexe dans les résultats des régressions ne signifie pas que l'obstacle à la formation basé sur le sexe, qui a été constaté dans les statistiques descriptives, est illusoire. Au contraire, l'importance de ces écarts montre que cet obstacle est bien réel. Par conséquent, les résultats quelque peu différents qui sont obtenus lorsque les autres facteurs sont pris en compte aident à jeter de la lumière sur la réalité. Plus précisément, les résultats d'ensemble laissent entendre que la prestation d'une formation ne varie pas uniquement en fonction du sexe, mais encore en fonction d'une partie ou de l'ensemble des facteurs suivants : le salaire, l'éducation, la syndicalisation, le statut d'emploi, la profession, la durée d'emploi, l'âge des travailleurs et le secteur d'activité. Ces résultats correspondent habituellement à ceux d'autres études (p. ex., Turcotte et coll., 2003; Hurst, 2008; Peters, 2004).

Puisqu'il a été bien établi que les femmes sont surreprésentées dans les emplois de piètre qualité et que certaines des caractéristiques des emplois de piètre qualité sont associées à moins de formation, c'est tout autant une question philosophique que mathématique que de quantifier l'incidence du sexe sur la prestation de formation. Quoiqu'il en soit, selon les résultats globaux, les travailleurs qui présentent des soi-disant caractéristiques de vulnérabilité sont effectivement moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur au Canada. Ceci étant dit, il n'est pas évident de déterminer si l'obstacle à la formation est attribuable au fait d'appartenir à la gent féminine ou au fait que ces femmes sont surreprésentées chez les travailleurs qui ne bénéficient pas de beaucoup de formation de leur employeur. Alors que la réponse reste insaisissable, il n'y a aucun doute que les travailleurs vulnérables sont moins susceptibles de bénéficier d'une formation et que les femmes sont relativement plus désavantagées parmi ces travailleurs. (Pour une discussion plus philosophique sur ce dilemme, voir Cooke et Zeytinoglu, 2006.)

Pour jeter plus de lumière sur la question, il importe d'examiner davantage le rôle du statut d'emploi, de l'âge des travailleurs et de la durée d'emploi dans la prestation de formation. En outre, les raisons pour lesquelles divers groupes de travailleurs acceptent ou

refusent la formation justifient un examen supplémentaire. Il est également raisonnable de s'attendre à ce que certains travailleurs souhaitent une formation plus que d'autres, et à ce que les travailleurs de certains secteurs d'activité ou occupant certains postes aient besoin de plus de formation que d'autres. Par conséquent, il serait avantageux de bénéficier de résultats de recherche plus abondants portant sur le processus de prise de décisions de la direction, afin d'éclairer la façon dont les employeurs répartissent les ressources en matière de formation entre les travailleurs et les motifs de cette répartition.

Perspective

■ Notes

1. Puisque le refus de formation est défini afin d'inclure le cas où les travailleurs choisissent de ne pas bénéficier de la formation offerte par leur employeur, les « besoins de formation insatisfaits » sont explorés, selon Peters (2004).
2. Pour d'autres renseignements, voir *Source des données et définitions*. Les dernières études portant sur les liens entre la formation et les diverses variables sur les travailleurs et les lieux de travail au Canada sont disponibles, voir Turcotte et coll., 2003; Hurst, 2008; Peters, 2004. Pour une perspective internationale de la valeur de l'acquisition de compétences pour les travailleurs, voir OCDE, 2005.
3. Bien que l'ensemble de données de l'EMTE contienne des identificateurs provinciaux, cette information ne fait pas partie de l'ensemble de données mis à la disposition des chercheurs par le biais des centres de données de recherche de Statistique Canada.

■ Documents consultés

ACEMOGLU, Daron, et Jörn-Steffen PISCHKE. 1999. « Beyond Becker: Training in imperfect labour markets », *The Economic Journal*. vol. 109, n° 453, février, p. F112 à F142, <http://www3.interscience.wiley.com/cgi-bin/fulltext/119060653/PDFSTART> (consulté le 13 juillet 2009).

ACEMOGLU, Daron, et Jörn-Steffen PISCHKE. 1998. « Why Do Firms Train? Theory and evidence », *The Quarterly Journal of Economics*, février, p. 79 à 119, <http://www.mitpressjournals.org/doi/pdfplus/10.1162/003355398555531> (consulté le 13 juillet 2009).

AHLSTRAND, Amanda L., Laurie J. BASSI et Daniel P. MCMURRER. 2003. *Workplace Education for Low-wage Workers*. Kalamazoo, Michigan. W.E. Upjohn Institute for Employment Research, p.1 à 8, <http://www.upjohninst.org/publications/ch1/we.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

ARAGON-SANCHEZ, Antonio, Isabel BARBARAGON et Raquel SANZ-VALLE. 2003. « Effects of training on business results », *International Journal of Human Resource Management*. vol. 14, n° 6, septembre, p. 956 à 980.

BECKER, Gary S. 1964. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. New York. National Bureau of Economic Research. 22 p., <http://www.nber.org/chapters/c3730.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

BELCOURT, Monica, Philip C. WRIGHT et Alan M. SAKS. 2000. *Managing Performance Through Training and Development*, deuxième édition, Scarborough, Ontario, Nelson Series in Human Resources Management.

BETCHERMAN, Gordon, Norm LECKIE et Kathryn MCMULLEN. 1998. *Barriers to Employer-sponsored Training in Canada*, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, 28 p., http://www.cprn.org/documents/18373_en.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

BETCHERMAN, Gordon, et Gary S. LOWE. 1997. *The Future of Work in Canada: A Synthesis Report*, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, 57 p., http://www.cprn.org/documents/24985_en.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

BÖHEIM, René, et Alison L. BOOTH. 2004. « Trade union presence and employer-provided training in Great Britain », *Relations Industrielles*, vol. 43, n° 3, juillet, p. 520 à 545, <http://www3.interscience.wiley.com/cgi-bin/fulltext/118753792/PDFSTART> (consulté le 13 juillet 2009).

CHAYKOWSKI, Richard P. 2005. *Non-standard Work and Economic Vulnerability*. Vulnerable Workers Series. n° 3, mars, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, 67 p., http://www.cprn.org/documents/35591_en.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

CHOWHAN, James, et Neil J. BUCKLEY. 2005. « Utilisation de poids Bootstrap moyens dans Stata : une révision de BSWREG », vol. 2, n° 1, printemps,

Bulletin technique et d'information des Centres de données de recherche, n° 12-002-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 24 à 48,
<http://www.statcan.gc.ca/pub/12-002-x/12-002-x2005001-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

CONFERENCE BOARD DU CANADA. 2008. *Les performances du Canada : Bilan comparatif*,
<http://www.conferenceboard.ca/HCP/overview/Economie.aspx> (consulté le 13 juillet 2009).

COOKE, Gordon B. 2007. « Alternative work schedules and related issues among Atlantic Canadians », *The Workplace Review*, vol. 4, n° 2, novembre, p. 8 à 15,
<http://www.smu.ca/academic/sobey/workplacereview/Nov2007/alternative.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

COOKE, Gordon B. et Isik U. ZEYTIINOGLU. 2006. « Females still face barriers: A commentary on the training gap in Canada », *The Workplace Review*, vol. 3, n° 1, avril, p. 29 à 32,
<http://www.smu.ca/academic/sobey/workplacereview/May2006/FemalesFaceBarriers.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

CRANFORD, Cynthia J., Leah F. VOSKO et Nancy ZUKEWICH. 2003. « The gender of precarious employment in Canada », *Relations Industrielles*, vol. 58, n° 3, résumé en français, p. 454 à 482,
<http://www.erudit.org/revue/ri/2003/v58/n3/007495ar.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

FANG, Tony, et Anil VERMA. 2002. « L'avantage salarial des travailleurs syndiqués », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 3, n° 9, septembre, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 14 à 21,
<http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/75-001-x2002009-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

FRAZIS, Harley, Maury GITTLEMAN et Mary JOYCE. 2000. « Correlates of training: An analysis using both employer and employee characteristics », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 53, n° 3, p. 443 à 462,
<http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2695968.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

GOLDENBERG, Mark. 2006. *Investissements des employeurs dans l'apprentissage en milieu de travail au Canada*, document de recherche, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques au nom du Conseil canadien sur l'apprentissage, 67 p.,
http://www.cprn.org/documents/45529_fr.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

HURST, Matt. 2008. « La formation liée au travail », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 20, n° 2, été, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 14 à 24,
<http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/2008104/pdf/10555-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

INDUSTRIE CANADA. 2002. *Atteindre l'excellence : investir dans les gens, le savoir et les possibilités*, La Stratégie d'innovation du Canada, 91 p.,
[http://www.collectionscanada.gc.ca/webarchives/20071116043005/http://innovation.gc.ca/gol/innovation/site.nsf/vdownload/page_pdf/\\$file/atteindre.pdf](http://www.collectionscanada.gc.ca/webarchives/20071116043005/http://innovation.gc.ca/gol/innovation/site.nsf/vdownload/page_pdf/$file/atteindre.pdf) (consulté le 13 juillet 2009).

KNOKE, David et Yoshito ISHIO. 1998. « The gender gap in company job training », *Work and Occupations*, vol. 25, n° 2, p.141 à 167.

MCGOVERN, Patrick, Deborah SMEATON et Stephen HILL. 2004. « Bad jobs in Britain », *Work and Occupations*, vol. 31, n° 2, p. 225 à 249.

MORISSETTE, René and Xuelin ZHANG. 2005. « Échapper aux faibles gains », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 6, n° 4, avril, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 13 à 21,
<http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/10405/7826-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (OCDE). 2006. « Stimuler l'emploi et les revenus : les leçons à tirer de la réévaluation de la Stratégie de l'OCDE pour l'emploi », *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2006*, 280 p.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (OCDE). 2005. *De l'école à la vie active : une transition difficile pour les jeunes adultes peu qualifiés*, Rapport de recherche, OCDE et Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, Paris, 113 p.,
http://ftp.cprn.org/documents/37157_fr.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

PADAVIC, Irene et Barbara RESKIN. 2002. « An overview of sex inequality at work », *Women and Men at Work*, deuxième édition, chapitre 3, Thousand Oaks, California, Pine Forge Press, Sage Publications, p. 37 à 55,
http://books.google.ca/books?id=-YAMIKD5DXAC&pg=PA37&lpq=PA37&dq=An+overview+of+sex+inequality+at+work.+In+Woman+and+Men+at+Work&source=bl&ots=Zk2aCyDtHU&sig=4nQonQUqmQSRovmfZv4fyGQVIXs&hl=en&ei=ZdhISoZNP LWNb_84ZoB&sa=X&oi=book_result&ct=result&resnum=1 (consulté le 13 juillet 2009).

PETERS, Valerie. 2004. *Travail et formation : premiers résultats de l'Enquête sur l'éducation et la formation des adultes de 2003*, n° 81-595-MIF — n° 015 au catalogue de Statistique Canada, document de recherche, Statistique Canada et Ressources humaines et Développement des compétences Canada, Ottawa, 67 p., <http://www.statcan.gc.ca/pub/81-595-m/81-595-m2004015-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

RAINBIRD, Helen. 2000. « Skilling the unskilled: Access to work-based learning and the lifelong learning agenda », *Journal of Education and Work*, vol. 13, n° 2, juin, p.183 à 197.

SAUNDERS, Ron. 2003. *Defining Vulnerability in the Labour Market*. Vulnerable Workers Series. n° 1, novembre, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, 24 p., http://www.cprn.org/documents/25148_en.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

SIMPSON, Patricia A., et Linda K. STROH. 2002. « Revisiting gender variation in training », *Feminist Economics*, vol. 8, n° 3, novembre, p. 21 à 53.

STATISTIQUE CANADA. 2008. *Enquête sur le milieu de travail et les employés – 2005*, Numéro d'enregistrement : 2615, http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SurvId=2615&SurvVer=1&SDDS=2615&InstaId=13978&InstaVer=8&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2 (consulté le 13 juillet 2009).

SUSSMAN, Deborah. 2002. « Obstacles à la formation liée à l'emploi », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 3, n° 3, mars, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 5 à 13, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/75-001-x2002003-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

TURCOTTE, Julie, et Lori WHEMELL RENNISON. 2004. *Enquête canadienne reliant les établissements et leurs employés – Enquête de 1999 sur le milieu de travail et les employés*, document de travail 2004-01, Ministère des Finances, Ottawa, résumé en français, 52 p., http://www.csls.ca/ipm/9/turcotte_rennison-un-e.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

TURCOTTE, Julie, André LÉONARD, et Claude MONTMARQUETTE. 2003. *Nouveaux résultats sur les déterminants de la formation dans les emplacements canadiens*, Série sur le milieu de travail en évolution, n° 71-584-MIF au catalogue de Statistique Canada – N° 8, Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, Ottawa, 66 p., <http://www.statcan.gc.ca/pub/71-584-m/71-584-m2003008-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

UNDERHILL, Cathy. 2006. « La formation à différents âges », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 7, n° 10, octobre, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 18 à 29, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/11006/9502-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

VALLÉE, Guylaine. 2005. *Pour une meilleure protection des travailleurs vulnérables : des scénarios de politiques publiques*. Rapport de recherche, mars, Collection sur les travailleurs vulnérables, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, 81 pages, http://www.cprn.org/documents/35589_fr.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

ZEYTINOGLU, Isik U., Gordon B. COOKE, Karlene HARRY et James CHOWHAN. 2008. « La formation en cours d'emploi au Canada : le cas des travailleurs à faible rémunération », *Relations Industrielles*, hiver, vol. 63, n° 1, résumé en français, p. 5 à 29, <http://www.erudit.org/revue/ri/2008/v63/n1/018120ar.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

Cette étude a été soutenue par une subvention du Conseil de recherches en sciences de recherche de Statistique Canada bien que les opinions exprimées ne représentent pas nécessairement le point de vue de Statistique Canada.

PERSPECTIVE

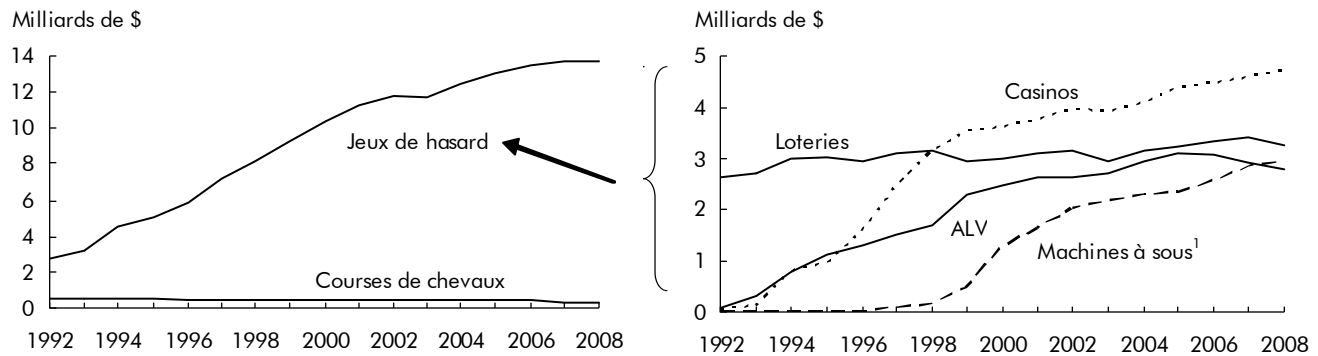
Jeux de hasard

juillet 2009

- Les recettes nettes tirées des loteries, des appareils de loterie vidéo (ALV), des casinos et des machines à sous à l'extérieur des casinos gérés par l'État ont augmenté de façon soutenue, passant de 2,73 milliards de dollars en 1992 pour se stabiliser et demeurer à plus de 13 milliards de dollars depuis 2005, avant de fléchir pour la première fois en 2008 à 13,67 milliards de dollars par rapport à 13,70 milliards en 2007¹.
 - Les recettes nettes provenant des paris mutuels (courses de chevaux) ont chuté, passant de 532 millions de dollars à 378 millions au cours de la même période (1992 à 2008).
 - Les casinos et les machines à sous à l'extérieur des casinos (principalement dans les hippodromes) ont continué d'accroître leur part dans l'industrie du jeu en 2008 (atteignant 34 % et 22 % respectivement), tandis que les recettes et la proportion que celles-ci représentaient ont reculé dans le cas des loteries (24 %) et des ALV (20 %).
 - Les recettes moyennes de jeu par personne de 18 ans et plus en 2008 allaient de 114 \$ dans les trois territoires à 825 \$ en Saskatchewan, avec une moyenne nationale de 528 \$².
 - Les travailleurs du secteur des jeux de hasard étaient plus susceptibles, comparativement à ceux des autres secteurs, d'être non syndiqués (74 % contre 69 %), d'être rémunérés à l'heure (81 % contre 65 %), de
- toucher un revenu inférieur (19,85 \$ l'heure comparativement à 21,30 \$) et de recevoir des pourboires (33 % contre 7 %).
 - La part de l'emploi occupée par les hommes dans l'industrie du jeu a augmenté, passant de 35 % en 1992 à 51 % en 2008. De la même manière, le taux d'emploi à plein temps a crû, passant de 60 % à 84 % entre ces deux années³.
 - Un peu moins que la moitié des femmes et des hommes vivant seuls ont déclaré dépenser de l'argent pour au moins une activité liée aux jeux de hasard. Cependant, les hommes ont dépensé 50 % de plus que les femmes, soit 814 \$ comparativement à 516 \$⁴.
 - Le taux de participation aux jeux de hasard et les dépenses qui y sont liées ont progressé en fonction du revenu des ménages. Par exemple, 34 % des ménages ayant un revenu de moins de 20 000 \$ ont joué en 2007 et y ont consacré en moyenne 678 \$, tandis que les chiffres correspondants dans le cas des ménages touchant un revenu de 80 000 \$ ou plus étaient de 58 % et de 798 \$.

Pour plus de renseignements, on peut joindre Katherine Marshall, Division de l'analyse des enquêtes auprès des ménages et sur le travail, au 613-951-6890 ou à perspective@statcan.gc.ca.



Graphique A Les recettes nettes tirées des jeux de hasard gérés par l'État ont constamment augmenté

1. Il s'agit de celles qui se trouvent à l'extérieur des casinos gérés par l'État.
Source : Statistique Canada, Comptes nationaux.

Tableau 1 Recettes et bénéfices liés aux jeux de hasard

	Recettes tirées des jeux de hasard ¹		Bénéfices tirés des jeux de hasard ²		Proportion des recettes totales ³		Recettes par personne (18 ans et plus) ⁴	
	1992	2008	1992	2008	1992	2006	1992	2008
	millions de \$ (courants)				%		\$	
Canada	2 734	13 926	1 680	7 144	1,9	4,8	128	528
Terre-Neuve-et-Labrador	80	197	42	99	2,3	4,1	189	477
Île-du-Prince-Édouard	20	46	7	16	2,7	3,3	209	413
Nouvelle-Écosse	125	324	72	143	2,8	4,5	180	426
Nouveau-Brunswick	117	219	49	129	2,7	3,3	209	363
Québec	693	2 790	472	1 539	1,8	3,9	128	449
Ontario	853	4 841	529	1 680	1,9	5,2	106	475
Manitoba	153	645	105	358	2,5	5,3	186	696
Saskatchewan	62	641	39	325	1,1	5,4	86	825
Alberta	225	2 254	125	1 759	1,6	5,5	118	809
Colombie-Britannique	403	1 962	239	1 089	2,2	5,2	153	556
Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut	5	9	1	7	0,3	0,3	82	114

1. Total de l'argent parié dans les loteries gérées par l'État, les casinos et les ALV, moins les prix et les lots. Les révisions concernant les estimations provinciales seront faites en novembre 2009.

2. Recettes nettes des gouvernements provinciaux provenant des recettes de jeu totales, moins les frais d'exploitation et les autres frais (voir Sources des données et définitions).

3. Le calcul de la proportion des recettes totales pour 2006 se base sur les recettes tirées des jeux de hasard de 2006 et sur les recettes provinciales totales de 2006. Les chiffres des recettes provinciales pour 2007 seront disponibles à l'automne 2009.

4. Personnes de 18 ans et plus, puisqu'il s'agit de l'âge légal pour participer aux jeux de hasard dans la plupart des provinces.

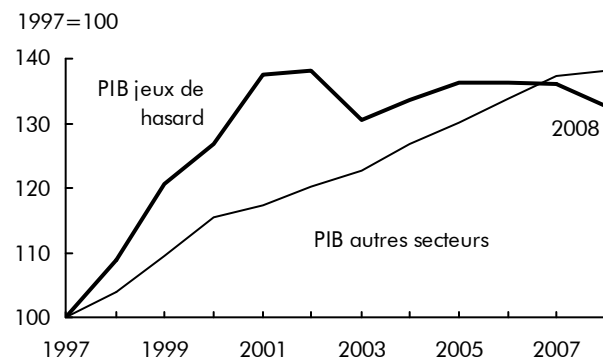
Sources : Statistique Canada, Comptes nationaux, Division des institutions publiques (statistiques de gestion financière) et estimations postcensitaires de la population.

Tableau 2 Caractéristiques des travailleurs

	Jeux de hasard ¹		Autres	
	1992	2008	1992	2008
Total des travailleurs	11	41	12 720	17 084
		milliers		
		%		
Sexe				
Hommes	35	51	55	53
Femmes	65	49	45	47
Âge				
15 à 34	57	42	45	37
35 ans et plus	43	58	55	63
Scolarité				
Diplôme d'études secondaires ou moins	66	47	57	41
Certificat ou diplôme d'études postsecondaires	21	34	27	35
Diplôme universitaire	13	19	16	24
Régime de travail				
Temps plein	60	84	81	82
Temps partiel	40	16	19	18
Provinces				
Provinces de l'Atlantique	8	3	7	6
Québec	F	16	24	23
Ontario	28	39	39	39
Provinces des Prairies	30	20	17	18
Colombie-Britannique	25	22	13	13
Catégorie de travailleurs				
Employés	99	98	85	85
Travailleurs autonomes	F	F	15	15

1. L'emploi dans les hippodromes, y compris ceux où l'on retrouve des machines à sous ou d'autres jeux de hasard, est exclu. Ces activités sont plutôt codées sous la catégorie « sports-spectacles ».

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Graphique B La croissance liée aux jeux de hasard s'est stabilisée

Note : Le prix (prix de base) des biens et des services produits. Le PIB propre au secteur des jeux de hasard se rapporte strictement aux activités comportant des paris, par exemple, les ventes de billets de loterie ou celles générées par les ALV ainsi que les paris aux casinos. Les autres retombées économiques reliées au secteur, comme celles touchant l'hôtellerie, la restauration, les services de sécurité, l'entretien des édifices et de l'équipement, ne sont pas incluses.

Source : Statistique Canada, Comptes nationaux.

Tableau 3 Caractéristiques des emplois

	Jeux de hasard		Autres	
	1997	2008	1997	2008
			milliers	
Employés¹	33	41	11 323	14 456
			%	
Syndiqués ²	29	26	34	31
Non syndiqués	71	74	66	69
Emploi permanent	91	91	89	88
Emploi temporaire	9	9	11	12
Recevant habituellement des pourboires	27	33	7	7
Pas de pourboires	73	67	93	93
Rémunérés à l'heure	80	81	61	65
Non rémunérés à l'heure	20	19	39	35
Gains horaires moyens³			\$	
Hommes, temps plein	13,50	23,00	17,85	24,30
Femmes, temps plein	13,05	18,70	14,80	20,80

1. Des questions plus détaillées sur les employés ont été incorporées à la suite du remaniement de l'Enquête sur la population active en 1997.

2. Comprend les personnes non syndiquées mais dont l'emploi est assujéti à une convention collective.

3. Comprend les pourboires et les commissions.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Tableau 4 Dépenses des ménages consacrées aux jeux de hasard

	Au moins un jeu de hasard		Loteries d'État		Autres loteries, tombolas, etc.		Casinos, machines à sous et ALV		Bingos	
	\$	%	\$	%	\$	%	\$	%	\$	%
Ensemble des ménages										
2000	492	74	239	63	82	31	523	21	729	9
2001	513	72	249	61	94	29	536	20	797	9
2002	570	73	252	63	123	30	679	21	901	7
2003	506	74	237	64	95	28	649	19	800	8
2004	514	71	262	61	100	28	653	19	802	6
2005	549	69	251	60	141	26	712	17	946	6
2006	493	73	254	64	109	28	686	19	521	6
2007 ¹	646	52	282	48	123	17	850	17	792	4
Ménages ne comptant qu'une personne²										
Hommes	670	45	241	40	150	12	1 111	14	774	3
18 à 44	814	49	312	44	226	12	1 438	15	892	2
45 à 64	578	49	155	41	118	12	1 033	19	F	F
65 ans et plus	1 084	54	384	51	163	14	2 895	11	F	F
Femmes	874	42	545	38	780	8	772	13	F	F
18 à 44	516	40	165	36	87	13	795	14	717	4
45 à 64	285	39	147	35	80	16	246	18	F	F
65 ans et plus	679	50	176	47	87	15	1 586	14	657	4
	530	35	167	29	96	9	739	11	978	5
Ensemble des ménages										
Terre-Neuve-et-Labrador	567	52	303	48	97	25	611	8	701	11
Île-du-Prince-Édouard	525	54	258	47	107	26	385	13	918	9
Nouvelle-Écosse	599	55	266	50	96	26	498	12	1 278	9
Nouveau-Brunswick	440	54	246	51	116	21	512	7	683	7
Québec	456	55	284	53	63	11	585	12	521	5
Ontario	726	50	297	45	142	17	905	21	671	3
Manitoba	709	56	243	49	83	26	736	25	1 044	7
Saskatchewan	731	55	264	49	115	31	748	24	1 058	6
Alberta	927	48	282	42	183	24	1 246	20	950	4
Colombie-Britannique	628	52	264	48	114	17	847	17	1 060	3
Revenu après impôt										
Moins de 20 000 \$	678	34	198	30	234	7	1 624	8	621	4
20 000 \$ à 39 999 \$	602	49	271	45	101	13	794	15	734	6
40 000 \$ à 59 999 \$	587	55	277	50	98	18	761	17	766	5
60 000 \$ à 79 999 \$	558	61	306	57	99	22	592	21	562	4
80 000 \$ et plus	798	58	311	54	149	25	951	23	1 309	3

1. De nouvelles questions de sélection ont été ajoutées en 2007 afin de réduire le fardeau de réponse; cependant, pour certaines catégories, y compris les jeux de hasard, le taux de réponse a été plus faible que prévu. Ces questions de sélection seront modifiées pour 2008. Voir le numéro 62F0026M au catalogue, n° 1, pour plus de renseignements.

2. L'étude des ménages ne comptant qu'une personne permet l'examen des caractéristiques individuelles. Les données renvoient aux personnes de 18 ans et plus, car il s'agit de l'âge légal pour participer aux jeux de hasard dans la plupart des provinces.

Note : Les dépenses sont celles des ménages ayant des dépenses. Les chiffres se rapportent à l'année 2007, sauf indication contraire.

Source : Statistique Canada, Enquête sur les dépenses des ménages.

Sources des données et définitions

Enquête sur la population active : enquête-ménage mensuelle qui recueille de l'information sur l'activité sur le marché du travail ainsi que sur la classification détaillée des professions et des industries concernant les personnes de 15 ans et plus.

Comptes nationaux : le programme relatif aux Comptes des revenus et des dépenses (CRD) trimestriels est un des multiples programmes constituant le Système de comptabilité nationale. Les CRD présentent de façon détaillée les comptes de revenus et de dépenses annuels et trimestriels pour tous les secteurs de l'économie canadienne, notamment les ménages, les entreprises, les gouvernements et les non-résidents.

Enquête sur les dépenses des ménages : enquête annuelle instituée en 1997 et qui a remplacé l'Enquête sur les dépenses des familles et l'Enquête sur l'équipement ménager. Elle recueille des données sur les dépenses, le revenu, l'équipement ménager et d'autres caractéristiques propres aux familles et aux particuliers vivant dans des ménages privés.

Secteur des jeux de hasard : ce secteur inclut les établissements qui servent principalement à des installations de jeux de hasard comme les casinos, les bingos et les appareils de loterie vidéo, ou qui offrent des services de jeux de hasard tels que les loteries et les paris hors hippodromes. Les courses de chevaux ainsi que les hôtels, les bars et les restaurants qui ont des casinos ou des appareils de jeu sur les lieux sont exclus.

Bénéfices tirés des jeux de hasard : recettes nettes des loteries, des casinos et des ALV gérés par les gouvernements provinciaux et territoriaux, après déduction des prix et des lots, des frais d'exploitation (salaires et traitements compris), des paiements au gouvernement fédéral et des autres frais généraux.

Recettes tirées des jeux de hasard : ensemble des recettes provenant des loteries, des casinos et des ALV gérés par les gouvernements provinciaux et territoriaux, moins les prix et les lots. Les recettes de jeu provenant des organismes caritatifs et destinées à ces derniers de même que les recettes provenant des réserves indiennes sont exclues.

Casino d'État : casino commercial géré par le gouvernement. Les permis, les licences et les règlements des casinos, qu'ils soient gérés par des organismes caritatifs ou par l'État, varient selon la province. Les casinos d'État, maintenant légalisés dans plusieurs provinces, diffèrent également selon le degré de participation publique et privée à leurs opérations et à leur gestion. Certains casinos d'État sont gérés entièrement comme des sociétés d'État, alors que d'autres sous-traitent certaines opérations — par exemple, l'entretien, la gestion ou les services — au secteur privé.

Appareil de loterie vidéo (ALV) : jeu de hasard électronique autonome à encaissement automatique. Les lots sont payés par un système d'encaissement informatisé, contrairement aux lots instantanés en argent obtenus des machines à sous. Les ALV sont gérés par les sociétés de loterie provinciales.

Tableau 5 Dépenses des ménages consacrées à tous les jeux de hasard selon la catégorie de revenu, 2007

	Dépenses moyennes		Pourcentage déclarant ¹	% d'argent consacré au jeu par rapport au revenu total	
	Tous les ménages	Ménages déclarants		Tous les ménages	Ménages déclarants
	\$			%	
Revenu après impôt	336	646	52	0,5	0,8
Moins de 20 000 \$	229	678	34	1,7	4,8
20 000 \$ à 39 999 \$	296	602	49	1,0	2,0
40 000 \$ à 59 999 \$	320	587	55	0,6	1,2
60 000 \$ à 79 999 \$	340	558	61	0,5	0,8
80 000 \$ et plus	465	798	58	0,4	0,7

1. De nouvelles questions de sélection ont été ajoutées en 2007 afin de réduire le fardeau de réponse; cependant, pour certaines catégories, y compris les jeux de hasard, le taux de réponse a été plus faible que prévu. Ces questions de sélection seront modifiées pour 2008. Voir le numéro 62F0026M au catalogue, n° 1, pour plus de renseignements.

Source : Statistique Canada, Enquête sur les dépenses des ménages.

■ Notes

1. Se rapporte au total de l'argent parié aux loteries non caritatives, aux casinos et aux ALV, moins les prix et les lots.
2. L'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) et le classement des dépenses provinciales selon les Comptes nationaux diffèrent, en partie parce que l'EDM comprend les jeux de hasard caritatifs et non caritatifs.
3. L'emploi dans les hippodromes, y compris ceux où l'on retrouve des machines à sous ou d'autres jeux de hasard, est exclu. Ces activités sont plutôt codées sous la catégorie « sports-spectacles ».
4. De nouvelles questions de sélection ont été ajoutées en 2007 afin de réduire le fardeau de réponse; cependant, pour certaines catégories, y compris les jeux de hasard, le taux de réponse a été plus faible que prévu. Ces questions de sélection seront modifiées pour 2008. Voir le numéro 62F0026M au catalogue, n° 1, pour plus de renseignements.