

N° 75-001-X au catalogue



L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

Mai 2008

Vol. 9, n° 5

- Que sont devenues les mères adolescentes?
- Les enfants à faible revenu
- Population active : différences interprovinciales
- Absences du travail



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

À votre service...

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit doit être adressée à : *L'emploi et le revenu en perspective*, 170, promenade Tunney's Pasture, 9-A5, Jean-Talon, Statistique Canada, Ottawa, (Ontario), K1A 0T6 (téléphone : 613-951-4628; courriel : perspective@statcan.ca).

Pour toute demande de renseignements au sujet de l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.ca. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel à infostats@statcan.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

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

Appels locaux ou internationaux :

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

Renseignements pour accéder au 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.ca et de choisir la rubrique « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes 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.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, 2008. 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
([§])	statistiquement non significatif
P	préliminaire
r	rectifié
x	confidentiel
E	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

Faits saillants

Dans ce numéro

■ Que sont devenues les mères adolescentes?

- Les femmes qui ont eu leur premier enfant avant l'âge de 20 ans (les mères adolescentes) étaient moins susceptibles d'avoir terminé leurs études secondaires (de 17 points de pourcentage) que les femmes qui ont eu leur premier enfant plus tard (les mères adultes). Les mères adolescentes étaient également moins susceptibles d'avoir terminé leurs études postsecondaires (d'au moins 14 points de pourcentage) que les mères adultes.
- Dans l'ensemble, il n'y avait presque aucune différence au chapitre de l'activité sur le marché du travail entre les mères adolescentes et les mères adultes de niveaux de scolarité comparables, sauf celle selon laquelle les mères adolescentes ayant fait des études postsecondaires étaient plus susceptibles d'occuper un emploi à temps plein toute l'année que les mères adultes ayant le même niveau de scolarité.
- Les mères adolescentes et les mères adultes dont le niveau de scolarité est semblable avaient presque la même probabilité de vivre en situation de faible revenu.
- Contrairement aux États-Unis, la proportion d'immigrantes au Canada qui étaient des mères adolescentes était plus faible. Seulement 9 % des immigrantes de minorités visibles et 6 % des immigrantes n'appartenant pas à une minorité visible étaient des mères adolescentes, comparativement à 11 % de celles nées au Canada et n'appartenant pas à une minorité visible.

■ Les enfants à faible revenu

- Le faible revenu chez les enfants est un phénomène très dynamique au Canada. Nombre d'enfants ont vécu en situation de faible revenu entre 1999 et 2004, mais peu d'entre eux sont demeurés dans cette situation durant toute la période.
- Bien que les enfants qui vivent dans une famille monoparentale soient beaucoup plus vulnérables au faible revenu, ceux au sein d'une famille biparentale n'y sont pas à l'abri. En 2004, la moitié des enfants vivant en situation de faible revenu faisaient partie d'une famille biparentale. Dans les familles monoparentales comme dans celles biparentales, l'effort total de travail au sein de la famille et les conditions de travail des parents étaient des indicateurs clés de la vulnérabilité des enfants au faible revenu.
- En dépit d'une croissance économique soutenue depuis le milieu des années 1990, le taux de faible revenu chez les enfants n'était pas plus faible en 2004 qu'il ne l'était en 1989, année représentant le sommet du cycle économique précédent. Par ailleurs, l'écart entre le revenu familial net des enfants à faible revenu et celui des autres enfants s'est creusé dans la dernière décennie.

Perspective

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

LA REVUE PAR EXCELLENCE

sur l'emploi et le revenu
de Statistique Canada

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



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



ENVOYEZ À

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



TÉLÉPHONE

1 800 267-6677

Mentionnez PF027090



TÉLÉCOPIEUR

1-877-287-4369

613-951-0581



COURRIEL

Infostats@statcan.ca

MODALITÉS DE PAIEMENT (cochez une seule case)

Veillez débiter mon compte : MasterCard VISA American Express

N° de carte _____ Date d'expiration _____

Signature _____

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

Paiement inclus _____ \$

Signature de la personne autorisée _____

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

Total			
TPS (5 %)			
TVP en vigueur			
TVH en vigueur (N.-É., N.-B., T.-N.-L.)			
Frais de port : États-Unis 24 \$ CA, autres pays 40 \$ CA			
Total général			

Nom _____

Entreprise _____ Service _____

Adresse _____ Ville _____ Province _____

Code postal _____ Téléphone _____ Télécopieur _____

Courriel _____

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

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

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

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

BON DE COMMANDE



Statistique Canada / Statistics Canada

Canada

Que sont devenues les mères adolescentes?

May Luong

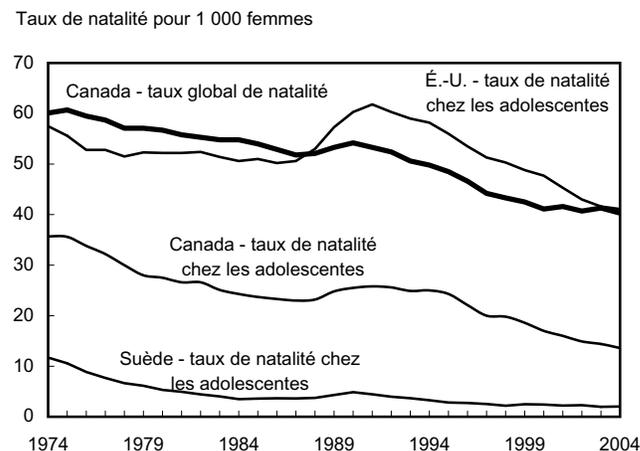
En règle générale, on dit que la maternité à l'adolescence aura des effets négatifs à long terme sur le bien-être de la mère. On soutient en effet que ces jeunes femmes auront plus de difficultés à terminer leurs études secondaires en raison du temps d'absence nécessaire à la grossesse, au rétablissement et aux soins à l'enfant. Il est également moins probable qu'elles poursuivent des études postsecondaires dans le but d'acquérir les compétences nécessaires à l'obtention de meilleurs emplois. Les emplois peu spécialisés ayant tendance à être moins bien rémunérés, les mères adolescentes seront plus susceptibles de vivre en situation de faible revenu.

En effet, des études menées aux États-Unis pendant les années 1970 et 1980 sont venues, à maintes reprises, étayer les effets négatifs de la maternité chez les adolescentes, dans un éventail de résultats concluant que les mères adolescentes étaient plus susceptibles de connaître un niveau social et économique désavantagé au cours de leur vie que les femmes ayant retardé la maternité. Les mères adolescentes étaient également moins susceptibles de terminer leurs études, d'occuper un emploi, de gagner un salaire élevé ou encore d'être mariées. En outre, elles étaient plus susceptibles d'avoir une famille plus nombreuse et de recevoir de l'aide sociale (Hayes, 1987). Cette situation affecte non seulement le bien-être des mères adolescentes, mais constitue également un cycle répétitif qui augmente les risques pour leurs enfants de se retrouver dans la même situation. En effet, une étude a montré qu'aux États-Unis, les filles de mères adolescentes étaient plus susceptibles (de 25 points de pourcentage) de devenir elles-mêmes mères à l'adolescence (Kearney et Levine, 2007).

Cependant, selon des études plus récentes, le lien entre la maternité à l'adolescence et les faibles résultats socioéconomiques n'est peut-être pas une relation de

cause à effet : la probabilité d'être une mère adolescente et celle d'être désavantagée plus tard est peut-être attribuable à des antécédents familiaux défavorisés au départ¹. Ainsi, les femmes issues de milieux défavorisés sont plus susceptibles de devenir désavantagées même si elles retardent la maternité. Par ailleurs, si la maternité chez les adolescentes est encore un indicateur significatif de résultats socioéconomiques plus faibles, l'incidence est inférieure à ce que l'on pensait initialement (Ashcraft et Lang, 2006; Levine et Painter, 2003; Klepinger et autres, 1997 et 1995; Ahn, 1994; Hoffman et autres, 1993).

Graphique A Le Canada occupe une place intermédiaire parmi les pays développés en ce qui concerne le taux de natalité chez les adolescentes



Sources : Statistique Canada, Division de la statistique de la santé, Base canadienne de données sur l'état civil; U.S. Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Health Statistics; National Vital Statistics System tel que publié par le Guttmacher Institute; Statistique Suède, base de données statistiques en ligne.

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.ca.

Bien que les études américaines se soient attardées à démêler les relations de cause à effet de la maternité chez les adolescentes et des antécédents familiaux, les études canadiennes sur la question demeurent rares. La plupart de ces dernières se sont concentrées sur les tendances des taux d'incidence et d'avortement en exploitant les statistiques de l'état civil. En outre, la majeure partie des recherches concernait les résultats liés à la scolarité; peu d'études portaient sur d'autres résultats socioéconomiques à long terme, tels que l'activité sur le marché du travail et les conditions de vie. Si les études américaines démontrent que la maternité chez les adolescentes se produit principalement parmi les groupes de minorités visibles, le profil ethnique très différent du Canada suggère que les caractéristiques des mères adolescentes risquent d'y être très différentes.

Il est évident que le taux de natalité diffère entre les deux pays. Le Canada reste loin derrière les États-Unis, lesquels ont enregistré un taux de 41,1 naissances pour

1 000 adolescentes en 2004 et ont généralement connu le taux de natalité chez les adolescentes le plus élevé de l'ensemble des pays développés (graphique A). En 2004, le Canada a enregistré 31 611 grossesses chez les adolescentes (30,5 pour 1 000 femmes âgées de 15 à 19 ans), dont 14 075 naissances vivantes (4,2 % de l'ensemble des naissances cette année-là). Bien que le taux de natalité chez les adolescentes au Canada ait chuté de façon marquée, passant de 35,7 à 13,6 au cours des deux dernières décennies, il était encore presque sept fois plus élevé qu'en Suède en 2004, qui reste le pays ayant l'un des taux de natalité les plus bas chez les adolescentes dans l'ensemble des pays développés.

Au moyen de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), la présente étude examine les caractéristiques personnelles et socioéconomiques à long terme des femmes âgées de 30 à 39 ans, ayant eu des enfants à l'adolescence (voir *Source des données et définitions*). L'EDTR contient de l'information sur le

Source des données et définitions

L'**Enquête sur la dynamique du travail et du revenu** (EDTR) porte sur environ 97 % de la population canadienne, à l'exception des personnes vivant dans les territoires, les établissements institutionnels, les réserves autochtones ou les casernes militaires. Chaque panel de répondants, soit environ 15 000 ménages et 30 000 adultes, est interrogé pendant six années consécutives. Un nouveau panel est ajouté tous les trois ans, de façon à ce que deux panels se chevauchent constamment. La présente étude met en commun la première vague transversale de chacun des cinq panels existants de l'EDTR (1993, 1996, 1999, 2002 et 2005) afin d'aboutir à un échantillon représentatif de femmes qui étaient mères à l'adolescence.

Pour chaque année de référence, cette étude s'est limitée aux femmes âgées de 30 à 39 ans². La limite d'âge supérieure a réduit les différences entre cohortes tout en conservant un échantillon représentatif de mères adolescentes; la limite inférieure a donné aux mères adolescentes une chance de « rattraper » les mères adultes pour ce qui est de la scolarité. Par exemple, la plupart des femmes sont diplômées de l'école secondaire à l'âge de 17 ou 18 ans, et du collège ou de l'université à l'âge de 22 à 25 ans, mais les mères adolescentes éprouvent plus de difficultés à terminer leurs études en raison de la naissance de leur premier enfant (et probablement des enfants suivants), et sont susceptibles de ne pas atteindre leur plus haut niveau de scolarité avant la fin de la vingtaine, voire plus.

L'échantillon a exclu les femmes qui n'ont jamais eu d'enfant (5 262) ou celles dont l'âge à la première naissance n'a pas été mentionné (700). L'échantillon final se composait de 19 064 mères âgées de 30 à 39 ans au cours de l'année de référence, dont un peu plus de 10 % ont enfanté à l'adolescence.

Les **mères adolescentes** sont des femmes ayant eu leur premier enfant avant l'âge de 20 ans et les **mères adultes**, à l'âge de 20 ans ou plus. Une variable binaire a été obtenue à l'aide des données autodéclarées portant sur « l'âge à la naissance du premier enfant ». Elle a été définie par 1 pour les cas de premier enfant avant 20 ans et par 0 pour les cas de premier enfant à un âge plus avancé³.

La **scolarité** désigne le plus haut niveau de scolarité atteint au moment de l'enquête, divisé en trois groupes : sans diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, et enfin, grade, certificat ou diplôme d'études post-secondaires.

Les **mesures de faible revenu** (MFR) correspondent à 50 % du revenu familial médian et sont rajustées selon le nombre de personnes, reflétant ainsi les économies d'échelle inhérentes à la taille et à la composition des familles. Le rajustement est fondé sur l'**échelle d'équivalence de la famille**, qui est la somme des « équivalences » pour chaque membre de la famille. La personne la plus âgée se voit attribuer une équivalence de 1,0 et la seconde personne la plus âgée, de 0,4. Toutes les autres personnes âgées de 16 ans ou plus se voient attribuer une équivalence de 0,4 et les moins de 16 ans, de 0,3. Cela permet de rajuster le revenu familial selon la taille et la composition de la famille, afin de pouvoir comparer les revenus de toutes les familles.

La **situation vis-à-vis de l'incapacité** résume plusieurs questions. Depuis l'année de référence 1999, les questions de sélection ont été modifiées de façon significative pour refléter celles utilisées dans le Recensement de 2001. Les résultats doivent donc être interprétés avec précaution.

niveau de scolarité des parents des mères adolescentes, qui fournit une approximation des antécédents familiaux. Le présent article permet plus particulièrement de comparer les femmes qui étaient mères à l'adolescence avec celles qui le sont devenues à l'âge adulte, selon les résultats liés à la scolarité, l'activité à long terme sur le marché du travail et la situation de faible revenu.

La maternité chez les adolescentes a plus que doublé chez les femmes d'ascendance autochtone

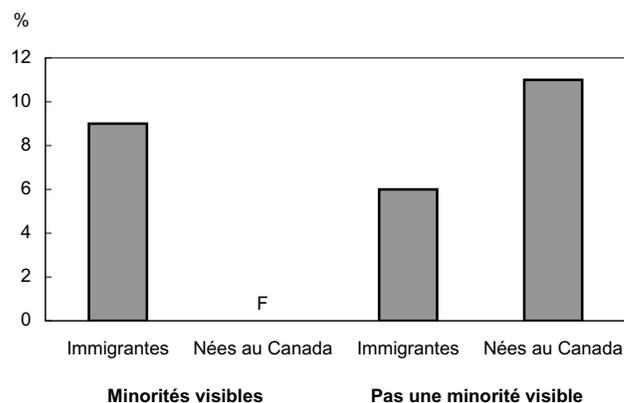
Parmi les femmes ayant déclaré une ascendance autochtone, 24 % étaient mères à l'adolescence contre à peine 10 % des autres mères. Tandis que l'ascendance autochtone dans l'EDTR inclut uniquement les personnes vivant hors réserve et n'est pas représentative de l'ensemble de la population autochtone, les personnes ayant déclaré une ascendance autochtone dans cette étude représentaient 3,8 % de l'échantillon comparativement à 3,5 % de la population en 2001 et 4,0 % en 2006⁴.

Contrairement aux États-Unis, les immigrantes (de minorités visibles ou non) au Canada sont moins susceptibles d'être mères à l'adolescence que les femmes nées au pays et n'appartenant pas à une minorité visible (graphique B). Ces résultats reflètent vraisemblablement les diverses politiques d'immigration qui mènent à des différences en matière de statut ethnique, culturel et socioéconomique des immigrants. Ainsi, au Canada, les immigrants ont tendance à être plus scolarisés en raison de l'importance accordée aux candidats qualifiés, et les femmes issues de familles instruites sont moins susceptibles d'être mères à l'adolescence (Galarneau et Morissette, 2004). En outre, la différence entre les États-Unis et le Canada concernant la prévalence de la maternité chez les adolescentes parmi les groupes de minorités visibles peut être en partie attribuable à des profils ethniques différents.

Les mères adolescentes sont plus susceptibles de se marier à l'adolescence, mais après la naissance de leur premier enfant

Environ la moitié des mères adolescentes se sont également mariées à l'adolescence, contre seulement 8 % des mères adultes (tableau 1). Tandis que 71 % de ces dernières se sont mariées dans la vingtaine, seulement

Graphique B La maternité chez les adolescentes est plus faible parmi les immigrantes et les minorités visibles



Note : Les résultats se restreignent à celles dont la réponse est valide.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993, 1996, 1999, 2002 et 2005.

28 % des mères adolescentes ont fait de même. En outre, les mères adolescentes étaient plus susceptibles de rester célibataires (19 % par rapport à 13 %).

Bien que les mères adolescentes aient tendance à se marier jeunes, 39 % ont attendu au moins un an après la naissance de leur premier enfant. Seulement 20 % des mères adolescentes se sont mariées avant de donner naissance à leur premier enfant et 22 % se sont mariées la même année. La majorité des mères adultes, en revanche, se sont mariées avant la naissance de leur premier enfant (72 %), tandis que seulement 6 % se sont mariées la même année, et 8 %, l'année suivante. Même si 19 % des mères adolescentes ne se sont jamais mariées, 46 % ont déclaré vivre en union libre au cours de l'année de référence. Même si les personnes en union libre présentent beaucoup de caractéristiques similaires à celles des couples mariés, il était impossible de combiner ces groupes, car la date du début de l'union n'était pas fournie.

Si la plupart des mères adolescentes étaient finalement mariées (60 %) une fois la trentaine atteinte, cette proportion restait toujours inférieure à celle des mères

Tableau 1 Mariage et état matrimonial des mères adolescentes et des mères adultes

	Mères adolescentes	Mères adultes
		%
Âge au premier mariage		
Moins de 20 ans	49*	8
20 à 24	19*	43
25 à 29	9*	28
30 à 39	4*	7
Jamais mariée	19*	13
Mariage et naissance		
Mariée avant la naissance	20*	72
Mariée la même année que la naissance	22*	6
Mariée après la naissance	39*	8
Jamais mariée	19*	13
État matrimonial		
Mariée	60*	76
Union libre	14*	10
Séparée	9*	5
Divorcée	7*	4
Veuve	F	0 ^E
Jamais mariée	10*	5

* statistiquement significatif par rapport aux mères adultes au niveau de 0,05 ou mieux

Note : Les résultats se restreignent à celles dont la réponse est valide.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993, 1996, 1999, 2002 et 2005.

adultes (76 %). Par ailleurs, les mères adolescentes étaient plus susceptibles de vivre en union libre (14 % contre 10 %), mais elles risquaient également davantage de se séparer ou de divorcer. En outre, les mères adolescentes étaient presque trois fois plus susceptibles de déclarer qu'elles s'étaient mariées plus d'une fois (16 % contre 6 %).

Puisque les mères adolescentes ont, par définition, commencé à fonder une famille à un plus jeune âge, elles auraient également eu plus de temps pour avoir d'autres enfants. En effet, elles ont eu, en moyenne, une famille plus nombreuse (2,5 enfants) que les mères adultes (2,0 enfants). Cependant, ces dernières ont peut-être aussi repoussé le moment de compléter leur famille. Ainsi, tandis que les mères adolescentes sont plus susceptibles d'avoir fini de fonder leur famille, les mères adultes peuvent encore avoir d'autres enfants dans la trentaine avancée ou plus tard.

Les mères adolescentes sont moins susceptibles d'avoir terminé leurs études secondaires ou postsecondaires

Les régressions logit distinctes ont permis d'examiner les résultats des femmes en ce qui concerne l'achèvement des études secondaires et postsecondaires (voir *Modélisation des résultats socioéconomiques*). L'échantillon se composait de femmes âgées de 30 à 39 ans pour chaque année de référence, ayant déjà donné naissance. Les probabilités de référence de terminer les études secondaires et postsecondaires parmi toutes les mères étaient respectivement de 91 % et de 55 % (tableau 2). Comme prévu, même après la prise en compte d'autres facteurs, il s'est avéré que le moment de la maternité était lié de façon significative aux chances de terminer le cycle d'études secondaires ou postsecondaires. Les mères adolescentes étaient moins susceptibles de terminer leurs études secondaires (de 17 points de pourcentage) et postsecondaires (de 14 à 19 points). Cela va de pair avec une étude fondée sur l'Enquête auprès des jeunes en transition, qui a conclu que la grossesse et la maternité chez les adolescentes étaient associées à l'abandon des études secondaires (Bowly et McMullen, 2002)⁵.

Le choix du moment du mariage et son interaction avec le moment de la maternité était également significatif. Le mariage et la naissance ne coïncident pas nécessairement pour les jeunes mères. Par exemple, la première naissance chez les mères adolescentes mariées a probablement été planifiée, mais pour celles qui étaient célibataires, la naissance était plus vraisemblablement imprévue. Par conséquent, la combinaison du moment de la maternité et du mariage peut traduire certaines différences latentes dans les caractéristiques personnelles ou encore dans la situation des jeunes mères, ce qui risque d'influer sur les résultats liés à la scolarité. Les résultats montrent que les mères adolescentes ne se mariant pas avant l'âge de 20 ans étaient légèrement plus susceptibles de terminer leurs études postsecondaires, puisqu'elles enregistraient un fléchissement inférieur de 5 points de pourcentage à celles se mariant avant l'âge de 20 ans.

Comme on l'avait prévu, les variables liées aux antécédents familiaux étaient statistiquement significatives. Elles montraient que les femmes dont les pères avaient terminé leurs études postsecondaires étaient plus susceptibles d'achever leurs études secondaires (de 7 points de pourcentage) et postsecondaires (de 22 points) que les femmes dont les pères n'avaient pas obtenu de diplôme d'études secondaires. De même,

Tableau 2 Effets marginaux de l'incidence de la maternité à l'adolescence sur la scolarité

	Diplôme d'études secondaires	Études postsecondaires terminées
	Probabilité de référence (%)	
	91	55
Effets marginaux	points de %	
Moment de la maternité et du mariage		
Adolescente, mariée avant 20 ans	-17*	-19*
Adolescente, pas mariée avant 20 ans	-17*	-14*
Adulte, mariée avant 20 ans	-7*	-17*
Adulte, pas mariée avant 20 ans	réf.	réf.
Scolarité du père		
Sans diplôme d'études secondaires	réf.	réf.
Diplôme d'études secondaires	5*	10*
Études postsecondaires terminées	7*	22*
Scolarité de la mère		
Sans diplôme d'études secondaires	réf.	réf.
Diplôme d'études secondaires	5*	10*
Études postsecondaires terminées	8*	19*
Antécédents personnels		
Autochtone	-4*	-12*
Non-Autochtone	réf.	réf.
Immigrante	0	6
Non-immigrante	réf.	réf.
Minorité visible	2	-1
Pas une minorité visible	réf.	réf.
Études primaires ou secondaires		
Terre-Neuve-et-Labrador	-4*	7*
Île-du-Prince-Édouard	-5*	4
Nouvelle-Écosse	-2	4
Nouveau-Brunswick	-2	-5*
Québec	-3*	-2
Ontario	réf.	réf.
Manitoba	-1	-8*
Saskatchewan	4*	3
Alberta	2	-4
Colombie-Britannique	1	-5
Autre	-5*	-11*
Vague		
1993	-2	-3
1996	réf.	réf.
1999	1	2
2002	3*	7*
2005	3*	11*
Année de naissance		
1949 à 1955	3	4
1956 à 1960	2*	1
1961 à 1965	réf.	réf.
1966 à 1970	1	1
1971 à 1975	0	-1

* statistiquement significatif par rapport à la catégorie de référence (réf.) au niveau de 0,05 ou mieux

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993, 1996, 1999, 2002 et 2005.

les femmes dont les mères avaient terminé leurs études postsecondaires étaient plus susceptibles d'achever leurs études secondaires (de 8 points) et postsecondaires (de 19 points). Même le fait que les parents aient terminé uniquement leurs études secondaires était positivement lié à la vraisemblance d'achever les études secondaires et postsecondaires chez les femmes (entre 5 et 10 points de pourcentage). Les interactions entre l'âge à la naissance du premier enfant et le niveau de scolarité des parents n'étaient pas statistiquement significatives et ont été retirées par la suite. Dans l'ensemble, le niveau de scolarité des parents semblerait avoir une grande incidence sur les résultats liés à la scolarité d'une femme, indépendamment d'une maternité à l'adolescence.

Le statut d'immigrant et l'appartenance à une minorité visible ont également été inclus dans le modèle mais ne se sont pas révélés statistiquement significatifs. Les conclusions sont logiques : les politiques d'immigration du Canada reposent sur une sélection en fonction des compétences, de sorte que de nombreux immigrants seront très scolarisés. Les femmes d'ascendance autochtone se sont révélées moins susceptibles de terminer leurs études secondaires (-4 points de pourcentage) ou postsecondaires (-12 points), ce qui va de pair avec une recherche précédente (Siggner et Costa, 2005).

Le modèle a également pris en compte la province ou le territoire où la majeure partie des études primaires ou secondaires ont été effectuées⁶. Bien que les résultats indiquent quelques différences statistiquement significatives entre certaines provinces et l'Ontario, ils traduisent des conditions qui précèdent de 11 à 25 ans l'année de

Modélisation des résultats socioéconomiques

Tandis que l'analyse descriptive peut fournir des renseignements sur les liens entre la maternité à l'adolescence et les résultats socioéconomiques à long terme, l'analyse multivariée tient compte d'autres facteurs susceptibles d'influer sur ces résultats.

Les résultats étudiés comprenaient le niveau de scolarité, l'activité sur le marché du travail et la situation de faible revenu. Pour les modèles liés à la scolarité, on a utilisé des régressions logit distinctes afin d'estimer les effets marginaux de la maternité à l'adolescence et d'effectuer d'autres contrôles sur la probabilité de terminer des études secondaires et postsecondaires. Une régression logit multinomiale a permis d'estimer les effets marginaux de la maternité à l'adolescence et d'effectuer d'autres contrôles sur la probabilité d'occuper un emploi à temps plein toute l'année, d'avoir un emploi durant une certaine période de temps, ou de ne pas travailler du tout. Pour le modèle relatif au revenu, on s'est servi d'une régression logit afin

d'estimer les effets marginaux de la maternité à l'adolescence et d'effectuer d'autres contrôles sur la probabilité de vivre en situation de faible revenu.

Les régressions logit ont été choisies pour les modèles se rapportant à la scolarité et au revenu, car la variable des résultats donnait deux réponses. De même, la régression logit multinomiale a été choisie pour le modèle lié au travail, car la variable des résultats donnait trois réponses. Les poids bootstrap ont été utilisés pour prendre en compte l'effet du choix d'un échantillon à plusieurs degrés dans l'EDTR. STATA a été utilisé pour mettre en œuvre le modèle et les poids bootstrap.

Note : Les mères adolescentes les plus jeunes (âgées de 17 ans ou moins à la naissance du premier enfant) et les plus âgées (18 ou 19 ans à la naissance du premier enfant) ont été étudiées séparément mais aucune différence significative n'est ressortie, d'où leur regroupement.

référence. Les contrôles de l'effet de cohorte n'étaient pas statistiquement significatifs. Enfin, les répondants aux enquêtes de 2002 et 2005 étaient plus susceptibles d'avoir terminé leurs études secondaires (de 3 points de pourcentage) et postsecondaires (de 7 à 11 points) que les répondants de 1996. Ce résultat n'est pas surprenant puisque l'accent a davantage été mis sur l'atteinte d'un plus haut niveau de scolarité afin de pouvoir prétendre à de meilleurs emplois. Cela est particulièrement visible dans l'effet marginal plus important que l'on constate ces dernières années chez les diplômés postsecondaires⁷.

La scolarité permet de contrer les effets négatifs de la maternité à l'adolescence sur l'activité sur le marché du travail

Les études précédentes sur les conséquences de la maternité à l'adolescence se concentraient sur la scolarité car, dans la plupart des cas, celle-ci détermine en grande partie les gains, l'activité sur le marché du travail et la profession. Peu d'études ont permis d'approfondir d'autres résultats socioéconomiques de la maternité chez les adolescentes. Cependant, étant donné que l'acquisition des compétences professionnelles et la croissance importante des gains sont concentrées en début de carrière, la maternité à l'adolescence risque d'influer sur les gains à long terme d'une femme. En effet, dans la présente étude, les taux salariaux horaires composites réels⁸ des mères adolescentes représentaient 10,93 \$ contre 13,29 \$ pour les

mères adultes⁹, ce qui va de pair avec d'autres études. Au Canada, les femmes ayant retardé la maternité gagnaient au moins 6 % de plus que celles ayant eu des enfants plus tôt (Drolet, 2002). De même, aux États-Unis, la maternité à l'adolescence réduisait de 23 % les gains des femmes blanches et de 13 % ceux des femmes noires (Klepinger et autres, 1997).

Parmi les mères âgées de 30 à 39 ans au cours de l'année de référence, la probabilité de référence d'occuper un emploi à temps plein toute l'année était de 41 %, celle d'occuper un emploi pour un certain temps, de 34 %, et celle de ne pas travailler, de 24 %. Ces résultats montrent un rapport étroit entre la maternité à l'adolescence et le niveau de scolarité, qui influe sur l'activité sur le marché du travail (tableau 3). L'interaction entre le moment de la maternité et le niveau de scolarité montre que les mères adolescentes sans diplôme d'études secondaires étaient moins susceptibles (de 9 points de pourcentage) d'occuper un emploi à temps plein toute l'année et risquaient davantage de ne pas avoir travaillé pendant l'année de référence que les mères adultes ayant obtenu leur diplôme d'études secondaires. De même, les mères adultes sans diplôme d'études secondaires étaient moins susceptibles (de 10 points) d'occuper un emploi à temps plein toute l'année et plus susceptibles (de 13 points) de ne pas travailler au cours de l'année de référence. Cependant, l'un des aspects frappants est que les mères adolescentes ayant obtenu leur diplôme d'études secondaires ne se distinguaient pas du groupe de réf-

Tableau 3 Incidence de la maternité à l'adolescence sur l'activité sur le marché du travail des mères âgées de 30 à 39 ans

	Emploi à temps plein toute l'année	Emploi pour une certaine période	N'ayant pas travaillé
	Probabilité de référence (%)		
	41	34	24
Effets marginaux	points de %		
Moment de la maternité et scolarité			
Adolescente, sans diplôme d'études secondaires	-9*	1	8*
Adolescente, diplôme d'études secondaires	-1	-1	1
Adolescente, études postsecondaires terminées	13*	2	-15*
Adulte, sans diplôme d'études secondaires	-10*	-3*	13*
Adulte, diplôme d'études secondaires	réf.	réf.	réf.
Adulte, études postsecondaires terminées	5*	5*	-10*
Scolarité du père			
Sans diplôme d'études secondaires	réf.	réf.	réf.
Diplôme d'études secondaires	-1	1	0
Études postsecondaires terminées	-6*	3	3
Scolarité de la mère			
Sans diplôme d'études secondaires	réf.	réf.	réf.
Diplôme d'études secondaires	5*	-3*	-1
Études postsecondaires terminées	5*	-1	-4*
Antécédents personnels			
Immigrante	-7*	-1	7*
Non-immigrante	réf.	réf.	réf.
Minorité visible	1	-9*	8*
Pas une minorité visible	réf.	réf.	réf.
Ascendance autochtone	0	-6*	5
Pas d'ascendance autochtone	réf.	réf.	réf.
Incapacité déclarée	-15*	-2	17*
Pas d'incapacité déclarée	réf.	réf.	réf.
Enfants nés (moyenne = 2, réf.)	-9*	3*	6*
Vivant avec enfants d'âge préscolaire	-5*	-1	6*
Pas d'enfant d'âge préscolaire	réf.	réf.	réf.
Ayant donné naissance pendant l'année	5	-6*	1
N'ayant pas donné naissance pendant l'année	réf.	réf.	réf.
Âge (moyenne = 35, réf.)	1*	0	-1*
État matrimonial			
Mariée	réf.	réf.	réf.
Union libre	2	-1	-2
Séparée	2	-3	1
Divorcée	5	-9*	4
Veuve	-8	-12	20
Jamais mariée	-12*	-1	13*

* statistiquement significatif par rapport à la catégorie de référence (réf.) au niveau de 0,05 ou mieux

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993, 1996, 1999, 2002 et 2005.

rence. En outre, les mères adolescentes titulaires d'un diplôme ou d'un certificat d'études postsecondaires étaient en réalité plus susceptibles d'occuper un emploi à temps plein toute l'année que les mères adultes ayant un niveau de scolarité équivalent (13 points de pourcentage contre 5 points au-dessus du profil de référence). Ces résultats laissent entendre que l'instruction joue un rôle important au chapitre de l'activité sur le marché du travail chez les femmes. Ainsi, les femmes qui sont devenues mères à l'adolescence étaient aussi susceptibles, ou sinon plus, que les mères adultes ayant un niveau de scolarité comparable de travailler à temps plein toute l'année. Cependant, d'autres caractéristiques non observées, comme le soutien familial, le réseau social et une variété d'autres ressources ou de traits psychologiques, peuvent entrer en jeu.

Les antécédents familiaux exercent une influence, même à long terme. Les femmes dont les mères ont terminé leurs études secondaires ou postsecondaires étaient plus susceptibles (de 5 points de pourcentage) de travailler à temps plein toute l'année que les femmes dont les mères n'avaient pas de diplôme d'études secondaires. Il est possible que les mères servent de modèles aux yeux de leurs filles, et celles très scolarisées peuvent inculquer à leurs filles des valeurs qui encouragent l'atteinte d'un plus haut niveau de scolarité et d'activité sur le marché du travail. En revanche, les pères ayant terminé leurs études postsecondaires présentaient un effet négatif statistiquement significatif. Ce résultat contre-intuitif peut être attribuable à l'omission de variables. Par exemple, le revenu ou le divorce des parents et le fait de grandir avec un seul parent pouvaient influencer sur les résultats.

Cependant, étant donné que l'EDTR se limite au niveau de scolarité des parents, il n'était pas possible de tenir compte d'autres informations contextuelles potentiellement pertinentes.

En ce qui concerne les antécédents personnels, les immigrantes étaient moins susceptibles de travailler toute l'année et plus susceptibles de ne pas travailler du tout (de 7 points de pourcentage) que les non-immigrantes. Cela pourrait refléter la préférence des immigrantes à rester à la maison avec leurs enfants, même s'ils ne sont plus d'âge préscolaire. De même, il pourrait y avoir moins de possibilités d'emploi pour les immigrantes en raison de barrières linguistiques. La non-reconnaissance des titres étrangers et de l'expérience professionnelle à l'étranger de même que les contacts professionnels limités peuvent aussi constituer d'autres facteurs. Les femmes de minorités visibles n'étaient ni plus ni moins susceptibles d'occuper un emploi à temps plein toute l'année que les autres femmes. Cependant, elles étaient moins susceptibles d'être actives, sous d'autres formes, sur le marché du travail et plus enclines à ne pas travailler. Chez les femmes ayant indiqué une ascendance autochtone, la vraisemblance d'occuper un emploi à temps plein toute l'année n'était pas statistiquement différente. Les résultats donnent à penser que les différences ayant trait à l'activité sur le marché du travail des femmes d'ascendance autochtone étaient imputables à d'autres facteurs du modèle.

Comparativement aux mères mariées, seuls les résultats concernant les mères célibataires (jamais mariées) étaient statistiquement différents. Les mères célibataires étaient moins susceptibles (de 12 points de pourcentage) d'occuper un emploi à temps plein toute l'année et plus susceptibles (de 13 points) de ne pas avoir travaillé durant l'année de référence. Cette conclusion est conforme à l'étude précédente sur les mères seules et leur activité sur le marché du travail (Dooley et Finnie, 2001).

D'autres contrôles ont également été intégrés et se sont avérés statistiquement significatifs. Ceux-ci comprennent la situation vis-à-vis de l'incapacité, la province de résidence, la taille de la région de résidence et l'année pour laquelle le répondant a été interrogé.

La scolarité importe plus dans la détermination du faible revenu

Comme il a été mentionné précédemment, les femmes qui étaient mères à l'adolescence ont des gains moyens très inférieurs à ceux des femmes qui étaient

mères une fois adultes. Cependant, leur revenu total personnel après impôt n'était pas statistiquement différent (16 500 \$ contre 17 500 \$)^{10,11}. Bien que les transferts gouvernementaux versés aux familles de mères adolescentes aient été plus élevés que ceux versés aux familles de mères adultes (une différence de 2 600 \$), les revenus familiaux après impôt affichaient un écart nettement supérieur. Les familles comptant des femmes qui étaient mères à l'adolescence affichaient, en moyenne, un revenu après impôt de 40 300 \$ contre 47 300 \$ pour les familles de mères adultes. Toutefois, l'essentiel de cette différence disparaissait une fois que la taille de la famille était prise en considération. Les familles comptant des femmes qui étaient mères à l'adolescence avaient un revenu après impôt ajusté de 19 900 \$, contre 23 800 \$ pour les familles de mères adultes¹².

Néanmoins, 21 % des familles comptant des femmes qui étaient mères à l'adolescence avaient un revenu ajusté au-dessous de la mesure de faible revenu (MFR), contre à peine 12 % des familles de mères adultes. Cependant, à l'instar des résultats relatifs à l'activité, le modèle logit sur la probabilité de vivre sous la MFR a montré une interaction statistiquement significative (au niveau de 0,05 ou mieux) entre le moment de la maternité et le niveau de scolarité¹³. Les femmes qui étaient mères adolescentes et mères adultes sans diplôme d'études secondaires étaient toutes deux plus susceptibles de vivre sous la MFR que les mères adultes ayant un diplôme d'études secondaires (respectivement de 4 et 5 points de pourcentage). De même, les femmes qui étaient mères adolescentes et mères adultes ayant terminé leurs études postsecondaires étaient moins susceptibles (respectivement de 3 et 5 points) de se retrouver sous la MFR. Dans l'ensemble, la probabilité de référence de vivre en situation de faible revenu était de 9 %.

Conclusion

La maternité à l'adolescence a des effets négatifs à long terme sur les résultats socioéconomiques des femmes. Dans l'ensemble, les mères adolescentes au Canada étaient moins susceptibles de terminer leurs études secondaires et postsecondaires que les mères adultes, même après la prise en compte des antécédents familiaux et d'autres caractéristiques. La maternité à l'adolescence et le niveau de scolarité sont liés de façon significative à l'activité sur le marché du travail chez les femmes. En ce qui concerne l'activité sur le marché du travail, les résultats donnent à penser que l'instruction importe plus que les antécédents familiaux — les fem-

mes dont le niveau de scolarité était semblable avaient des probabilités comparables d'occuper un emploi à temps plein toute l'année. Seules les femmes qui étaient mères à l'adolescence et qui avaient fait des études postsecondaires étaient plus susceptibles de travailler à temps plein toute l'année durant l'année de référence que les femmes devenues mères à l'âge adulte et dont le niveau de scolarité était semblable. Si les salaires moyens des mères adolescentes étaient plus faibles que ceux des femmes qui étaient des mères adultes, les mères adolescentes et les mères adultes ayant un niveau de scolarité comparable affichaient des probabilités presque égales de vivre en situation de faible revenu. De plus, les antécédents familiaux n'étaient plus statistiquement significatifs pour ces mères dans le cas de la vraisemblance de vivre en situation de faible revenu. Des résultats semblables ont été obtenus quant à la probabilité de vivre en situation de faible revenu. Ces résultats donnent à penser que la scolarité peut aider à contrer les effets négatifs de la maternité chez les adolescentes. Cependant, d'autres caractéristiques non observées, comme le soutien familial, le réseau social et une variété d'autres ressources, de traits psychologiques et d'autres facteurs, peuvent également avoir une incidence sur les résultats.

En résumé, les résultats de cette étude laissent entendre que la maternité à l'adolescence est liée à un niveau de scolarité plus faible qui peut, à son tour, avoir des effets à plus long terme sur l'activité sur le marché du travail et les taux de faible revenu. Cependant, les mères adolescentes et les mères adultes ayant des niveaux de scolarité semblables affichaient aussi une activité sur le marché du travail et des taux de faible revenu comparables, ce qui donne à penser qu'à long terme, la scolarité est plus importante en ce qui concerne l'activité sur le marché du travail et le revenu.

Perspective

■ Notes

1. Dans des études antérieures, on a soulevé le caractère endogène du statut des mères adolescentes comme prédicteur de leur niveau de scolarité. Celles ayant l'intention d'atteindre un niveau de scolarité élevé peuvent se servir de mesures préventives (par exemple, la contraception ou l'avortement) pour éviter une grossesse si elles considèrent qu'une maternité précoce risque de compromettre leurs études. En outre, les élèves performantes peuvent prendre davantage conscience du coût de renonciation à leur éducation si elles deviennent mères à l'adolescence, alors que les élèves peu performantes peuvent ne pas se rendre compte de ce coût si elles ne considèrent pas l'éducation comme un critère important. Par conséquent, celles qui deviennent mères à l'adolescence risquent d'être celles qui n'avaient jamais espéré atteindre un haut niveau de scolarité. La perception de l'importance de la scolarité peut influencer sur la probabilité d'une maternité à l'adolescence. Afin de corriger ce caractère endogène, des chercheurs se sont servis de l'analyse de la variable instrumentale (VI), leur permettant d'estimer la probabilité d'avoir un enfant à l'adolescence dans le cas de chaque répondante à l'enquête, à partir de variables (instruments) mises en corrélation avec la probabilité d'une maternité à l'adolescence, mais sans tenir compte de l'achèvement des études secondaires. La probabilité estimée est alors utilisée comme une variable explicative dans le modèle afin d'estimer la probabilité de terminer les études secondaires. Comparativement à l'analyse traditionnelle, qui considère la maternité à l'adolescence comme une variable exogène, l'analyse VI montre que la variable de maternité à l'adolescence reste un élément significatif, mais que les coefficients estimés et les effets marginaux sont plus limités (Klepinger et autres, 1995). Dans la présente étude, la maternité à l'adolescence est traitée comme une variable exogène puisque l'EDTR ne se prête pas à l'analyse VI. En conséquence, les résultats sont suffisamment étayés pour prévoir la maternité à l'adolescence comme un élément statistiquement significatif pour expliquer la probabilité de terminer des études secondaires et postsecondaires. Cependant, les effets marginaux estimés sont peut-être surestimés.
2. La population initialement visée était composée de femmes et d'hommes qui ont été parents adolescents. Cependant, les hommes ne représentaient que 14 % du sous-échantillon. Cette faible proportion d'hommes laisse supposer une éventuelle sous-représentation, et donc, un biais de sélection. Dans cette optique, l'étude ne porte que sur les femmes.
3. En raison du caractère continu de la variable initiale « âge à la naissance du premier enfant », il était possible d'analyser séparément les mères adolescentes plus jeunes (moins de 18 ans à la naissance du premier enfant) et les mères adolescentes plus âgées (18 ou 19 ans à la naissance du premier enfant). Même si les mères adolescentes plus âgées présentaient parfois des caractéristiques qui les rapprochaient des jeunes mères adultes (de 20 à 24 ans à la naissance du premier enfant), elles ressemblaient, la plupart du temps, davantage aux jeunes mères adolescentes.

4. Les taux de natalité provenant du Bureau de l'état civil n'étant pas disponibles selon l'appartenance ethnique, le taux de natalité des adolescentes autochtones vivant ou non dans les réserves est inconnu.
5. L'Enquête auprès des jeunes en transition pourrait servir à étudier les résultats liés à la scolarité des mères adolescentes. Cependant, comme l'enquête n'aborde que son quatrième cycle, il ne serait pas possible d'observer les résultats socioéconomiques à plus long terme, tels que l'emploi et le revenu des femmes dans la trentaine.
6. Les renseignements sur la région de résidence des femmes avant ou pendant l'achèvement de leurs études secondaires ou postsecondaires ne sont pas disponibles dans l'EDTR.
7. D'autres variables comme l'âge lors de l'année de référence et l'année de naissance de l'enfant ont été étudiées puis abandonnées, car elles n'étaient pas statistiquement significatives selon le test de Wald ajusté. De même, le nombre d'années écoulées depuis la naissance du premier enfant a été abandonné puisqu'il est en étroite corrélation avec l'âge à la naissance du premier enfant. Le nombre total d'enfants nés de la même mère a également été abandonné, car il n'est disponible que pour l'année de référence. Afin de déterminer l'incidence sur l'achèvement des études secondaires et postsecondaires, le modèle nécessiterait des renseignements sur le nombre total d'enfants nés avant l'achèvement des études secondaires et postsecondaires. Cependant, ces renseignements ne sont pas disponibles dans l'EDTR. En outre, une autre étude a permis de constater qu'après la prise en compte de l'âge à la naissance du premier enfant, les différences relatives au niveau de scolarité selon le nombre d'enfants devenaient très limitées et sans importance (Grindstaff et autres, 1991).
8. En dollars de 2005.
9. Les mères plus âgées qui ont eu leur premier enfant pendant l'année de référence et qui n'ont pas été occupées toute l'année ont été exclues du calcul de la moyenne composite des gains horaires.
10. Tous les chiffres sont indiqués en dollars de 2005.
11. Les mères plus âgées qui ont eu leur premier enfant pendant l'année de référence et qui n'ont pas été occupées toute l'année ont été exclues du calcul des revenus moyens puisque celles en congé de maternité avec leur premier enfant pendant l'année de référence sont susceptibles d'avoir un revenu inférieur par rapport aux années précédentes et, par conséquent, de biaiser les résultats.
12. Le revenu a été ajusté au moyen de l'échelle d'équivalence de la famille de façon à refléter la taille et la composition de la famille. Pour obtenir des précisions sur l'échelle d'équivalence de la famille, voir *Source des données et définitions*.
13. Le modèle logit ayant trait au faible revenu permettait d'estimer la probabilité de vivre sous la MFR. Les covariables étaient : l'interaction entre le moment de la maternité et la scolarité, le niveau de scolarité des parents, les antécédents personnels, l'état matrimonial, les variables liées à la famille, les caractéristiques démographiques, la situation vis-à-vis de l'incapacité, l'année d'enquête, l'âge et l'année de naissance de l'enfant.

■ Documents consultés

AHN, Namkee. 1994. « Teenage childbearing and high school completion: Accounting for individual heterogeneity », *Family Planning Perspectives*, vol. 26, n° 1, janvier-février, p. 17 à 21, <http://www.jstor.org/stable/view/2136091?seq=1> (consulté le 29 avril 2008).

ASHCRAFT, Adam, et Kevin LANG. 2006. *The Consequences of Teenage Childbearing*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts, 46 p., « NBER Working Paper Series », n° 12485, <http://www.nber.org/papers/w12485.pdf> (consulté le 25 avril 2008).

BOWLBY, Jeffrey W., et Kathryn MCMULLEN. 2002. *À la croisée des chemins : premiers résultats pour la cohorte des 18 à 20 ans de l'Enquête auprès des jeunes en transition*, Développement des ressources Canada et Statistique Canada, n° 81-591-XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 80 p., <http://www.statcan.ca/francais/freepub/81-591-XIF/81-591-XIF00001.pdf> (consulté le 14 mai 2008).

DOOLEY, Martin, et Ross FINNIE. 2001. *Différences de la participation à la main-d'oeuvre, du revenu et du recours à l'aide sociale chez les mères seules canadiennes : analyse longitudinale des données*, Développement des ressources humaines Canada, Direction générale de la recherche appliquée, n° MP32-28/01-8F au catalogue, 53 p., <http://www.rhdsc.gc.ca/fr/sm/ps/rhdc/rpc/publications/recherche/2001-000141/W-01-8F.pdf> (consulté le 14 mai 2008).

DROLET, Marie. 2002. *Mariage, maternité et rémunération : le choix du moment importe-t-il?*, n° 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 34 p., « Direction des études analytiques, documents de recherche », n° 186, <http://www.statcan.ca/francais/research/11F0019MIF/11F0019MIF2002186.pdf> (consulté le 14 mai 2008).

- GALARNEAU, Diane, et René MORISSETTE. 2004. « Les immigrants sont-ils perdants? », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 5, n° 6, juin, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 5 à 17, http://www.statcan.ca/francais/freepub/75-001-XIF/10604/art-1_f.pdf (consulté le 14 mai 2008).
- GRINDSTAFF, Carl F., T.R. BALAKRISHNAN et David J. DEWIT. 1991. « Educational attainment, age at first birth and lifetime fertility: An analysis of Canadian fertility survey data », *Revue canadienne de sociologie et d'anthropologie*, vol. 28, n° 3.
- HAYES, Cheryl D. 1987. *Risking the Future: Adolescent Sexuality, Pregnancy and Childbearing*, vol. 1, Washington, D.C., National Academy Press.
- HOFFMAN, Saul D., E. Michael FOSTER et Frank F. FURSTENBERG JR. 1993. « Reevaluating the costs of teenage childbearing », *Demography*, vol. 30, n° 1, février.
- KEARNEY, Melissa S., et Phillip B. LEVINE. 2007. *Socioeconomic Disadvantage and Early Childbearing*, septembre, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts, 41 p., « NBER Working Paper Series », n° 13436, <http://www.nber.org/papers/w13436.pdf> (consulté le 29 avril 2008).
- KLEPINGER, Daniel, Shelly LUNDBERG et Robert PLOTNICK. 1997. *How Does Adolescent Fertility Affect the Human Capital and Wages of Young Women?*, Institute for Research on Poverty, document de travail n° 1145-97, 38 p., <http://www.irp.wisc.edu/publications/dps/pdfs/dp114597.pdf> (consulté le 29 avril 2008).
- KLEPINGER, Daniel H., Shelly LUNDBERG et Robert D. PLOTNICK. 1995. « Adolescent fertility and the educational attainment of young women », *Family Planning Perspectives*, vol. 27, n° 1, janvier-février, p. 23 à 28, <http://www.guttmacher.org/pubs/journals/2702395.pdf> (consulté le 29 avril 2008).
- LEVINE, David I., et Gary PAINTER. 2003. « The schooling costs of teenage out-of-wedlock childbearing: Analysis with a within-school propensity-score-matching estimator », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, n° 4, novembre, p. 884 à 900, <http://www.mitpressjournals.org/doi/pdf/10.1162/003465303772815790> (consulté le 29 avril 2008).
- SIGGNER, Andrew J., et Rosalinda COSTA. 2005. *Situation des peuples autochtones dans les régions métropolitaines de recensement, 1981 à 2001*, n° 89-613-MIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 40 p., « Tendances et conditions dans les régions métropolitaines de recensement », n° 008, <http://www.statcan.ca/francais/research/89-613-MIF/89-613-MIF2005008.pdf> (consulté le 14 mai 2008).

Les enfants à faible revenu

Dominique Fleury

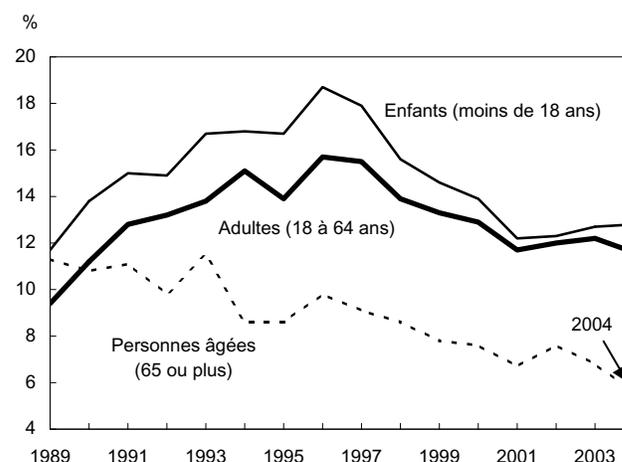
La pauvreté des enfants a été le point de mire de plusieurs études. Certaines de ces études ont indiqué que les enfants qui font l'expérience de la pauvreté, et plus particulièrement de la pauvreté persistante, sont plus à risque d'éprouver des difficultés telles que des problèmes de santé, des retards de développement et des troubles de comportements. Ils sont également plus susceptibles d'avoir un faible revenu à l'âge adulte (Kornberger et autres, 2001; Finnie et Bernard, 2004). Ces effets néfastes associés à la pauvreté vont à l'encontre de l'opinion généralement répandue au Canada selon laquelle tout enfant devrait avoir accès à des conditions de vie lui permettant d'atteindre son plein potentiel.

Mais il n'est pas simple de définir et de mesurer la pauvreté chez les enfants, non seulement parce que ces derniers ne gagnent pour la plupart aucun revenu, mais aussi parce que le Canada, tout comme plusieurs autres nations développées, n'a pas de définition officielle de la pauvreté. Des enquêtes sur les revenus des familles permettent tout de même de définir plusieurs mesures de faible revenu. Certains analystes remettent en question la validité du revenu familial comme indicateur du bien-être des enfants et se questionnent encore sur le lien réel existant entre l'expérience du faible revenu, surtout temporaire, et un risque accru d'éprouver des difficultés à l'âge adulte. Mais, la plupart s'entendent sur le fait qu'il est regrettable que les familles avec enfants n'aient pas accès à un revenu suffisamment élevé pour se loger, se nourrir, se vêtir convenablement ou faire des activités familiales.

En utilisant l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) et l'enquête qui l'a précédée, la présente étude examine les changements dans le nombre, la proportion et les caractéristiques des enfants vivant dans des familles dont les revenus sont situés sous

divers seuils de faible revenu (Statistique Canada, 2006). Le point de départ est l'année 1989, qui représente le sommet précédent du cycle économique. Depuis la récession de 1990 à 1992, le Canada a joui d'une longue période d'expansion et on aurait pu s'attendre à un impact positif sur le revenu des familles. Cependant, en dépit d'une croissance économique soutenue depuis le milieu des années 1990 et la mise en œuvre, en 1998, d'un programme fédéral visant la réduction de la pauvreté infantile au Canada (Prestation nationale pour enfants), le taux de faible revenu chez les enfants n'était pas plus faible en 2004 qu'il ne l'était en 1989 (graphique). L'objectif de cette étude est d'en apprendre davantage au sujet des enfants qui vivent en situation de faible revenu au Canada (voir *Source des données et définitions*).

Graphique Évolution du taux de faible revenu chez les enfants, les adultes en âge de travailler et les personnes âgées



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

Dominique Fleury est au service de Ressources humaines et Développement social Canada. On peut la joindre au 613-957-6308 ou à perspective@statcan.ca

Taux et sévérité du faible revenu chez les enfants en 2004

Selon le seuil de faible revenu après impôt (SFR-api), en 2004, 872 000 enfants de moins de 18 ans (ou 13 % de tous les enfants canadiens¹) vivaient dans des familles à faible revenu dont le revenu après impôt moyen se situait à 21 400 \$. En moyenne, ces familles auraient eu besoin de 8 000 \$ de plus pour échapper au faible revenu. Près de la moitié de ces enfants à faible revenu vivaient dans une situation pouvant être qualifiée d'assez sévère puisque leur revenu familial était inférieur à 75 % du seuil de faible revenu après impôt associé à leur famille. À titre comparatif, le revenu familial moyen des enfants qui ne vivaient pas dans une famille à faible revenu cette année-là était 3,4 fois plus important. Il s'élevait à 72 800 \$².

Dans l'ensemble, le revenu du marché représentait 80 % du revenu total des familles comptant des enfants, mais seulement 40 % chez les familles à faible revenu avec enfants. Chez ces dernières, l'assistance sociale, les prestations pour enfants et autres transferts représentaient une plus grande proportion. Néanmoins, moins de deux enfants à faible revenu sur cinq (38 %) vivaient dans une famille ayant eu recours à l'assistance sociale en 2004, et plus de quatre sur cinq d'entre eux pouvaient compter sur certains revenus du marché (85 %).

Certaines caractéristiques familiales augmentent la vulnérabilité au faible revenu

L'effort de travail au sein de la famille ainsi que le type de famille sont les facteurs les plus fortement associés au risque de faible revenu pour les enfants. Selon la spécification A du modèle de régression logistique (tableau 1), les enfants qui vivaient dans une famille où le principal soutien économique était inactif la plus grande partie de l'année étaient les plus vulnérables au faible revenu en 2004, suivis de ceux dont le principal soutien économique était au chômage, ou encore aux études. Les enfants dont le principal soutien économique était un travailleur autonome avaient aussi un risque plus élevé de se retrouver en situation de faible revenu que ceux dont le principal soutien économique était un travailleur salarié. Par ailleurs, indépendamment du statut sur le marché du travail du principal soutien économique, les enfants de familles monoparentales étaient beaucoup plus vulnérables au faible revenu que ceux de familles biparentales. Les enfants qui compartaient plusieurs frères et sœurs au sein de leur famille étaient aussi plus vulnérables au faible revenu.

Toutefois, le fait de vivre dans une famille biparentale n'est pas une garantie contre le faible revenu, puisque la moitié (51 %) des enfants à faible revenu vivaient avec deux parents en 2004. La vulnérabilité des enfants quant au faible revenu dépend non seulement du type de famille auquel ils appartiennent, mais également de la capacité et de l'effort de travail fourni au sein de la famille.

Plus des deux tiers (68 %) de l'ensemble des enfants au Canada faisaient partie d'une famille comptant deux gagne-pain en 2004, comparé à seulement un enfant à faible revenu sur cinq (21 %). Si dans plusieurs cas (45 %) le type de famille auquel les enfants à faible revenu appartenaient n'avait tout simplement pas la possibilité d'avoir deux gagne-pain (par ex. les familles monoparentales), plusieurs autres vivaient dans des familles où les parents n'étaient pas tous en emploi. Notamment, plus du tiers (34 %) des enfants à faible revenu de famille monoparentale vivaient dans une famille où le parent n'avait déclaré aucun revenu de travail, et plus de 60 % des enfants à faible revenu de famille biparentale vivaient dans une famille dont aucun ou un seul des deux parents avait déclaré des revenus de travail.

Or, encore une fois, la participation au marché du travail des parents ne protège pas toujours les enfants du faible revenu. En 2004, plus de 40 % des enfants à faible revenu vivaient avec au moins un parent ayant déclaré un effort de travail important (au moins 910 heures de travail rémunéré durant l'année), et plus de 20 % d'entre eux vivaient dans une famille comptant au moins deux gagne-pain.

Le travail des parents ne protège pas toujours les enfants du faible revenu, car certains parents ont des conditions de travail ne permettant pas de répondre aux besoins financiers de la famille. Les parents d'enfants à faible revenu qui travaillaient en 2004 avaient des conditions de travail moins favorables que celles des autres travailleurs. Ils effectuaient moins d'heures de travail en moyenne (500 heures de moins)³, ils étaient plus susceptibles d'être travailleurs autonomes (33 % vs 16 %), et d'avoir un horaire de travail atypique (33 % vs 25 %). Il y avait aussi beaucoup plus de chance qu'ils gagnent moins de 10 \$/h (49 % vs 4 %), qu'ils aient un emploi non syndiqué (85 % vs 63 %) ou n'offrant pas de bénéfices complémentaires tels qu'un régime de soins dentaires ou de santé complémentaire (61 % vs 17 %).

Tableau 1 L'impact des caractéristiques personnelles, familiales et du principal soutien économique des enfants sur le risque de faible revenu

	Répartition		Spécification A		Spécification B	
	Faible revenu		Probabilité estimée ¹	Différence avec la plus faible	Probabilité estimée ¹	Différence avec la plus faible
	Oui	Non				
Caractéristiques des enfants	%					
Garçon	52,2	51,7	12,8	0,0	13,0	0,3
Fille	47,8	48,4	12,9	0,1	12,7	0,0
Moins de 6 ans	29,8	29,6	12,3	0,0	12,8	0,0
6 à 11 ans	36,0	32,9	13,0	0,7	12,9	0,1
12 à 17 ans	34,2	37,6	13,1	0,8	12,9	0,1
Région de résidence	%					
Atlantique	6,2	7,0	14,7	3,2*	17,1	5,8*
Québec	18,9	22,9	11,5	0,0	11,3	0,0
Ontario	40,8	40,5	13,2	1,7	12,5	1,2
Prairies	16,7	18,0	12,5	1,0	12,1	0,8
Colombie-Britannique	17,4	11,6	14,1	2,6	16,0	4,7*
Taille de la région habitée	%					
Rurale	5,4	14,1	5,1	0,0	5,2	0,0
Urbaine, moins de 500 000 habitants	35,0	38,8	11,5	6,4*	11,3	6,1*
Urbaine, 500 000 habitants ou plus	59,6	47,1	16,4	11,3*	16,5	11,3*
Type de famille	%					
Monoparentale	45,3	12,1	27,9	18,7*	33,5	25,0*
Biparentale	51,3	85,0	9,4	0,2	8,5	0,0
Autre famille	3,1	2,9	9,2	0,0	12,2	3,7
Un enfant	18,9	24,1	9,6	0,4	8,8	0,0
Deux enfants	35,4	46,3	10,9	1,3	10,7	1,9
Trois enfants ou plus	45,8	29,3	18,1	8,5*	19,4	10,6*
Principal soutien économique²	%					
Moins de 30 ans	15,6	7,4	19,1	8,4*	21,9	11,6*
30 à 39 ans	46,2	39,3	14,0	3,3*	14,0	3,3*
40 ans ou plus	38,3	53,4	10,7	0,0	10,3	0,0
Niveau de scolarité	%					
Moins d'un diplôme d'études secondaires	19,5	11,2	17,8	9,2*	19,6	12,3*
Diplôme d'études secondaires	31,6	22,3	14,3	5,7*	15,6	8,3*
Plus d'un diplôme d'études secondaires	36,9	39,7	12,4	3,8*	11,3	4,0*
Université	11,8	26,7	8,6	0,0	7,3	0,0
Limitations au travail	%					
Oui	16,8	6,9	15,4	2,8	20,1	7,9*
Non	83,2	93,1	12,6	0,0	12,2	0,0
Immigrant récent	%					
Oui	12,8	5,4	22,2	10,5*	26,8	15,5*
Non	87,2	94,6	11,7	0,0	11,3	0,0
Autochtone hors réserve	%					
Oui	8,0	4,0	16,4	3,7	17,5	4,9*
Non	92,0	96,0	12,7	0,0	12,6	0,0
Principale activité	%					
Travail salarié	26,2	76,6	5,6	0,0
Travail autonome	18,9	15,7	15,8	10,2*
Chômage	8,4	1,9	34,3	28,7*
Études	9,0	1,2	27,2	21,6*
Inactivité	33,8	4,7	39,3	33,6*

* différence de probabilité prédite statistiquement significative à un niveau de confiance de 95 %

1. Correspond à la probabilité qu'un enfant ayant une caractéristique particulière se retrouve en situation de faible revenu par rapport à un autre enfant ne possédant pas cette caractéristique, toutes choses étant égales par ailleurs.

2. Comme la variable relative au sexe du principal soutien économique est trop corrélée avec l'appartenance à une famille monoparentale, elle a été omise des régressions.

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

Source des données et définitions

L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) a recueilli de l'information sur le revenu, le travail et les caractéristiques des personnes et de leur famille depuis 1993. L'EDTR permet autant l'analyse transversale que longitudinale.

Les échantillons de l'EDTR qui ont été retenus pour la présente étude sont ceux des années 1994 à 2004 pour l'analyse transversale, et des années 1999 à 2004 pour l'analyse longitudinale (panel 3).

La population cible aux fins des analyses transversales était celle des enfants âgés de moins de 18 ans. En 2004, environ 6,8 millions d'enfants faisaient partie de 3,8 millions de familles économiques.

La population cible aux fins de l'analyse longitudinale était celle des enfants âgés de 0 à 12 ans en 1999 (de sorte qu'aucun d'entre eux ne dépasse l'âge de 17 ans avant 2004) pour qui l'information était disponible à toutes les années de 1999 à 2004. Près de 4 millions d'enfants répondaient à ces critères.

L'analyse de tendances a été limitée à la période de 1994 à 2004, car la publication des données sur le revenu de 2003 s'est accompagnée de révisions importantes pour la période de 1980 à 2003. Ces changements ont un impact sur les statistiques du faible revenu et seulement les dossiers les plus à jour de l'EDTR étaient disponibles publiquement et non pas ceux de l'Enquête sur les finances des consommateurs (l'enquête sur le revenu précédant l'EDTR).

Mesures de faible revenu :

Alors qu'il n'y a aucune définition généralement acceptée de la « pauvreté » au Canada, les mesures de faible revenu suivantes sont largement utilisées : le **seuil de faible revenu (SFR)** avant et après impôt, la **mesure de faible revenu (MFR)** avant et après impôt, et la **mesure du panier de consommation (MPC)**.

Avec chacune de ces mesures, les individus, dans ce cas-ci les enfants, sont considérés à faible revenu une année donnée lorsque le revenu annuel de leur famille économique est inférieur à un seuil prédéterminé.

Les individus sont à **faible revenu persistant** lorsque leur revenu annuel familial cumulé sur plusieurs années consécutives est inférieur au cumul des seuils de faible revenu associés à leur famille pour cette même période.

Une **famille économique** comprend tous les individus qui vivent sous un même toit et qui sont unis par les liens du sang, une alliance, l'union libre ou l'adoption.

Pour obtenir plus d'information au sujet du SFR, de la MFR et de la MPC, les liens suivants peuvent être consultés :

- 1) <http://www.rhdsc.gc.ca/fr/sm/ps/dsc/fpcr/publications/recherche/2002-000662/SP-628-05-06F.pdf>
- 2) <http://www.statcan.gc.ca/francais/research/75F0002MIF/75F0002MIF2004011.pdf>

Étant donné que le **seuil de faible revenu après impôt (SFR-api)** est le plus utilisé au Canada, il a été privilégié dans la présente étude. Toutefois, la mesure du panier de consommation a été utilisée afin de tester la validité des résultats obtenus — la très grande majorité des résultats sont robustes aux changements de mesure.

En plus de l'effort de travail au sein de la famille, des conditions de travail des parents et du type de famille, certaines caractéristiques personnelles des parents sont associées à une vulnérabilité plus grande des enfants face au faible revenu. Les enfants qui dépendaient principalement d'un parent qui avait tout au plus un diplôme d'études secondaires, était âgé de moins de 30 ans, était un immigrant récent, avait des limitations au travail ou encore était une personne autochtone vivant hors réserve couraient plus de risques d'avoir un faible revenu familial en 2004⁴. Cependant, l'association entre le faible revenu et les deux dernières caractéristiques n'était statistiquement significative que lorsque le statut sur le marché du travail du principal soutien économique était omis du modèle (tableau 1, spécification B). Cela signifie que ces caractéristiques affectent le revenu familial par l'influence qu'elles ont sur la participation au marché du travail. Toutefois, en l'absence d'information concernant le statut sur le mar-

ché du travail du parent, les enfants qui dépendent principalement d'un parent ayant une limitation au travail ou encore étant d'origine autochtone sont plus à risque de faible revenu. Les trois autres caractéristiques (le statut d'immigrant récent, n'avoir pas plus qu'un diplôme d'études secondaires ou être âgé de moins de 30 ans) étaient pour leur part associées au faible revenu chez l'enfant même lorsque le statut sur le marché du travail du principal soutien économique était pris en considération. Elles l'étaient toutefois moins fortement.

Une troisième spécification de modèle a aussi été utilisée afin de capter l'effet de l'effort total de travail familial. Cette spécification démontrait que l'effort de travail familial était le meilleur prédicteur de faible revenu chez les enfants. Son effet était encore plus important que le statut sur le marché du travail du principal soutien économique de la famille ou encore le type

de famille. Les enfants qui vivaient dans une famille ne comptant aucun gagne-pain étaient les plus à risque de faible revenu. En fait, leur probabilité de vivre en situation de faible revenu était de 71 % en 2004. À titre comparatif, la probabilité de faible revenu chez les enfants qui vivaient dans une famille où le principal soutien économique a déclaré avoir été inactif la majeure partie de l'année était de 39 %. Par ailleurs, cette dernière spécification démontrait que les enfants qui font partie d'une famille comptant un seul gagne-pain (monoparentale ou non) avaient une plus grande probabilité de vivre en situation de faible revenu (23 %) que les enfants pouvant compter sur le soutien économique des deux parents (5 %).

Jusqu'à maintenant, l'association entre le lieu de résidence des enfants et le risque qu'ils se retrouvent en situation de faible revenu n'a pas été analysée. Étant donné que les SFR-api ne tiennent pas compte des différences en matière de coûts de la vie entre les différentes communautés de même taille du Canada, il est difficile d'établir un lien clair entre la région de résidence et la probabilité de faible revenu chez les enfants.

L'utilisation des SFR-api suggère que les enfants qui habitaient en région rurale étaient beaucoup moins à risque de faire partie d'une famille à faible revenu en 2004 que ceux qui habitaient les grandes villes (leur probabilité estimée de faible revenu était de 5 % et 16 % respectivement). Or, avec la mesure du panier de consommation, qui contrôle pour les différences au chapitre du coût de la vie entre les communautés, la vulnérabilité des enfants face au faible revenu devient très similaire qu'ils habitent en région rurale ou urbaine (16 % vs 17 %).

Par ailleurs, il ressort de l'utilisation des SFR-api que seuls les enfants des provinces de l'Atlantique sont légèrement plus à risque de faible revenu que les enfants vivant ailleurs au Canada. Avec la mesure du panier de consommation, on trouve des différences provinciales plus marquées entre la vulnérabilité des enfants face au faible revenu. Selon cette dernière mesure, les enfants de la Colombie-Britannique étaient les plus susceptibles de se retrouver en situation de faible revenu en 2004 (leur probabilité estimée de faible revenu était de 23 %), suivis des enfants des provinces de l'Atlantique (20 %), alors que les enfants du Québec étaient les moins vulnérables au faible revenu (8 %).

Puisque la mesure du panier de consommation capte de manière plus précise les différences en matière de coûts de la vie à travers le Canada, on considère généralement que cette dernière mesure devrait cerner de manière plus efficace l'impact de la région de résidence et de la taille de celle-ci sur le taux de faible revenu chez les enfants.

Changements du faible revenu chez les enfants dans les dernières années

De 12 % en 1989, le faible revenu chez les enfants a augmenté pour atteindre un point culminant à 19 % en 1996 avant de diminuer jusqu'à 12 % en 2001. Depuis lors, il est demeuré assez stable malgré une croissance économique soutenue⁵. De plus, la sévérité du faible revenu chez les enfants est demeurée assez stable de 1994 à 2004. L'écart moyen entre le revenu familial des enfants à faible revenu et leur seuil de faible revenu se situait à 30 % en 1994, ce qui était légèrement plus élevé, mais pas statistiquement différent de l'écart observé une dizaine d'années plus tard (28 % en 2004) [tableau 2]. La proportion d'enfants à faible revenu en situation de faible revenu sévère était de

Tableau 2 L'évolution de la sévérité de la situation des enfants à faible revenu

	Faible revenu			Pas à faible revenu
	Revenu ¹	Écart ²	Situation sévère ³	Revenu ¹
	\$ de 2004	%	%	\$ de 2004
1994	20 200	29,6	52,5	60 200
1995	19 700	30,3	53,3	60 600
1996	20 000	29,3	50,3	61 300
1997	20 100	29,8	50,7	62 500
1998	20 300	29,2	51,5	63 900
1999	20 600	28,4	47,4	65 500
2000	21 300	27,0	43,1	68 400
2001	20 500	28,3	47,9	70 100
2002	20 700	28,2	49,1	70 000
2003	20 700	28,1	46,5	70 400
2004	21 400	27,7	48,3	72 800

1. Après impôt.
 2. La formule utilisée pour le calcul de l'écart de faible revenu pour chaque enfant à faible revenu est la suivante : 1-(revenu familial après transferts et impôt + seuil de faible revenu après impôt).
 3. Le revenu familial après transferts et impôt des enfants à faible revenu est inférieur à 50 % du seuil de faible revenu associé à leur famille.
 Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Analyse transversale

Afin d'estimer l'impact de certaines caractéristiques sur le risque de faible revenu chez les enfants en 2004, un modèle de régression logistique a été utilisé. La variable binaire dépendante avait une valeur de 1 lorsque l'enfant vivait dans une famille à faible revenu en 2004, et de 0 sinon.

Les variables explicatives couvraient les caractéristiques personnelles des enfants de même que les caractéristiques de la famille et du principal soutien économique. Étant donné les interactions importantes qui existent entre différentes variables explicatives d'intérêt, différentes spécifications ont été estimées.

Spécification A : inclut toutes les caractéristiques personnelles des enfants de même que les caractéristiques de leur famille et du principal soutien économique *incluant son statut sur le marché du travail*. Cette régression permettait de capter l'importance de l'association entre l'attachement au marché du travail du principal soutien économique de la famille et le risque de faible revenu. Les effets de plusieurs autres caractéristiques se trouvent toutefois amoindris dans cette régression étant donné qu'ils sont en partie capturés par l'impact qu'elles ont sur le statut sur le marché du travail du principal soutien économique.

Spécification B : inclut toutes caractéristiques personnelles des enfants de même que les caractéristiques de

leur famille et du principal soutien économique, *excluant son statut sur le marché du travail*. Cette régression permettait de capter l'association directe entre plusieurs caractéristiques ayant un impact sur le statut sur le marché du travail et ensuite sur le risque de faible revenu.

Spécification C : inclut toutes caractéristiques personnelles des enfants de même que les caractéristiques de leur famille et du principal soutien économique, *excluant son statut sur le marché du travail, mais incluant l'effort de travail familial total*. Étant donné que le type de famille (monoparentale, biparentale ou autre) ainsi le statut sur le marché du travail du principal soutien économique (travailleur salarié, travailleur autonome, chômeur, étudiant, inactif) sont trop fortement corrélés avec l'effort de travail familial total, il est nécessaire d'exclure ces deux variables du modèle afin de pouvoir vérifier à quel point le nombre total de gagne-pain dans la famille était associé au faible revenu.

Comme les coefficients estimés à partir du Logit ne sont pas faciles à interpréter (en raison de la nature non linéaire de la fonction de type logit), les probabilités prédites sont dérivées à partir des coefficients estimés pour chacune des spécifications de modèle choisi. Seules les probabilités dérivées à partir de coefficients estimés significativement différents de zéro (à un niveau de confiance de 95 %) sont commentées dans cet article.

53 % en 1994, une proportion légèrement plus élevée que celle observée pour l'année 2004 (48 %). Cependant, la différence entre le revenu familial moyen des enfants à faible revenu et celui des autres enfants était plus importante en 2004 qu'elle ne l'était en 1994 (51 400 \$ vs 40 000 \$)⁶. Cette augmentation des inégalités semble avoir été causée par l'augmentation importante du revenu familial des enfants qui ne vivaient pas en situation de faible revenu durant cette période, et plus particulièrement à l'augmentation importante du revenu des familles se situant à l'extrémité supérieure de la répartition du revenu, plutôt qu'à une détérioration du revenu des familles économiquement défavorisées.

Les impôts et les transferts jouent un rôle important dans la réduction du faible revenu

À chaque année de 1994 à 2004, la redistribution du revenu par les impôts et les transferts a contribué à réduire le taux et la sévérité du faible revenu chez les enfants. En comparant le revenu du marché plutôt que le revenu après impôt et transferts au seuil de faible revenu après impôt de Statistique Canada, on constate que 22 % des enfants se seraient retrouvés en situation

de faible revenu en 2004 plutôt que 13 % (tableau 3). Ceci représente 584 000 enfants supplémentaires qui auraient connu le faible revenu en l'absence d'une redistribution de revenu. Par ailleurs, l'écart du faible revenu se serait élevé à 54 % en 2004 plutôt qu'à 28 %.

À chaque année depuis 1994, les impôts et les transferts ont eu pour effet de réduire le taux de faible revenu chez les enfants de huit ou neuf points de pourcentage. Cependant, l'impact des impôts et des transferts sur la sévérité du faible revenu en 2004 était moindre qu'il ne l'était une dizaine d'années auparavant. Les impôts et les transferts ont réduit l'écart du faible revenu de 26 points de pourcentage en moyenne en 2004, comparativement à 34 points de pourcentage en 1994.

Chaque année, les transferts gouvernementaux ont représenté une proportion importante du revenu après impôt des familles à faible revenu avec enfants, celle-ci ayant varié de 59 % à 67 %. Or, la source de ces transferts a grandement évolué de 1994 à 2004. Depuis 1999, la composante la plus importante provient des prestations pour enfants (fédérales et provinciales), alors que dans les années antérieures,

Tableau 3 Faible revenu chez les enfants lorsque le revenu du marché ou le revenu après impôt et transferts est comparé aux seuils de faible revenu après impôt

	Taux		Nombre d'enfants		Écart	
	Revenu du marché	Revenu après impôt et transferts	Revenu du marché	Revenu après impôt et transferts	Revenu du marché	Revenu après impôt et transferts
	%		milliers		%	
1994	25,1	16,8	1 753	1 174	63,5	29,6
1995	25,0	16,7	1 753	1 171	63,9	30,3
1996	28,0	18,7	1 968	1 319	61,4	29,3
1997	26,6	17,9	1 871	1 260	61,4	29,8
1998	24,8	15,6	1 737	1 093	60,3	29,2
1999	22,9	14,6	1 596	1 015	58,4	28,4
2000	21,5	13,9	1 491	967	57,0	27,0
2001	21,5	12,2	1 484	844	55,8	28,3
2002	22,1	12,3	1 519	849	53,6	28,2
2003	21,7	12,7	1 480	867	54,8	28,1
2004	21,5	12,9	1 456	872	53,9	27,7

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

c'était l'assistance sociale qui représentait la plus grande partie des revenus de transferts. Notamment, en 1994, 36 % du revenu des familles à faible revenu avec enfants provenait de l'assistance sociale alors que 16 % provenait des pres-

tations pour enfants. Dix ans plus tard, ces proportions s'étaient pratiquement inversées puisque 31 % de leur revenu familial provenait désormais des prestations pour enfants et 17 % de l'assistance sociale (tableau 4).

Tableau 4 Composantes du revenu après transferts et impôt des familles à faible revenu avec enfants

	Revenu	Revenu net du marché	Assistance sociale	Assurance-emploi	Prestations pour enfants	Autres transferts
	\$ de 2004			%		
1994	18 900	35,5	35,8	6,3	16,0	6,3
1995	18 500	34,9	36,4	5,9	15,9	6,8
1996	18 700	33,5	36,2	3,8	18,3	8,1
1997	18 500	33,7	33,1	3,9	20,0	9,2
1998	18 500	32,9	29,8	4,1	25,1	8,2
1999	19 000	35,7	25,8	2,3	27,0	9,2
2000	19 200	38,0	22,4	2,8	28,2	8,6
2001	18 700	34,8	23,0	2,4	30,1	9,6
2002	18 900	37,9	21,2	2,9	30,2	7,7
2003	19 300	38,1	20,4	3,7	29,8	8,1
2004	19 700	40,8	16,7	3,5	31,1	7,6

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

La somme de tous les écarts de faible revenu indique qu'un montant total de 3,3 milliards de revenus supplémentaires (provenant de revenus de marché, de transferts ou d'autres sources) aurait été nécessaire afin que toutes les familles à faible revenu avec enfants surpassent les seuils de faible revenu après impôt en 2004.

Les enfants n'étaient pas plus susceptibles de faire partie de familles vulnérables au faible revenu en 2004 qu'ils ne l'étaient en 1989

Plusieurs facteurs peuvent contribuer à faire varier le taux de faible revenu dans le temps, dont les changements dans l'économie et les interventions gouvernementales, mais aussi les changements de composition de la population. Les analyses de régressions effectuées à l'aide des données de 2004 ont démontré que certaines caractéristiques familiales sont associées à un risque plus élevé de faible revenu chez les enfants. Si la proportion d'enfants faisant partie de familles ayant des caractéristiques fortement associées au faible revenu devient plus importante, alors, une plus grande proportion de l'ensemble des enfants deviendra vulnérable. Ce genre de tendance pourrait mitiger l'impact de la croissance économique et des interventions gouvernementales sur le faible revenu chez les enfants. Or, il ne semble pas que cela ait été le cas de 1989 à 2004.

En effet, la répartition des enfants selon certaines caractéristiques identifiées comme des facteurs de risque de faible revenu ne permet pas de conclure que les enfants étaient plus susceptibles de faire partie de familles à haut risque de faible revenu en 2004 qu'ils ne

l'étaient en 1989 (tableau 5). D'un côté, ils étaient plus susceptibles de faire partie d'une famille monoparentale ou bien d'une famille où le principal soutien économique était un immigrant récent. D'un autre côté, une moins grande proportion d'entre eux dépendaient d'un principal soutien économique âgé de moins de trente ans et détenant moins d'un diplôme d'études secondaires. Le taux de faible revenu chez les enfants selon les caractéristiques de leur famille a aussi quelque peu évolué durant cette période. Alors qu'il a augmenté parmi les enfants d'immigrants récents, les enfants de familles à un seul gagne-pain et comptant trois enfants ou plus, il a

diminué chez les enfants de familles ne comptant aucun gagne-pain et chez les enfants de familles monoparentales.

Pour plusieurs enfants, le faible revenu est une situation transitoire

L'analyse du faible revenu chez les enfants sur une seule année ne dresse pas un portrait complet de la situation. En fait, plusieurs années consécutives de données fournissent des renseignements utiles supplémentaires. Par exemple, la proportion d'enfants touchés par le faible revenu sur une période de six ans est beaucoup plus élevée que celle observée sur une seule année. Parmi les enfants de moins de

13 ans en 1999, 22 % ont vécu une situation de faible revenu au moins une année entre 1999 et 2004, comparé à 12 % des enfants en 1999. Mais l'observation du faible revenu chez les enfants sur une plus longue période permet aussi de constater qu'une faible proportion d'enfants est en situation de faible revenu de façon continue. De 1999 à 2004, 3 % des enfants de moins de 13 ans en 1999 (ou un peu moins de 100 000 d'entre eux) sont demeurés dans une situation de faible revenu pour l'ensemble des six années (tableau 6).

Le faible revenu chez les enfants est un phénomène dynamique. La majorité des enfants vivant en situation de faible revenu ne demeurent pas continuellement dans cette situation, et inversement, les enfants ne vivant pas en situation de faible revenu n'en sont pas nécessairement à l'abri. De 1999 à 2004, de 2 % à 4 % des enfants qui ne vivaient pas en situation de faible revenu y sont entrés l'année suivante. Mais de 28 % à 46 % des enfants qui vivaient en situation de faible revenu familial une année donnée, en sont sortis l'année suivante⁷. Toutefois, environ 30 % des enfants qui sont sortis du faible revenu entre 1999 et 2000 y sont retombés avant 2005.

L'entrée et la sortie du faible revenu chez les enfants s'expliquent par des changements dans leur situation familiale ou dans la situation de leurs parents sur le marché du travail. Environ 2 % des enfants de 2003 sont tombés en situation de faible revenu en 2004. Pour 42 % de ces enfants, cette situation était principalement attribuable à un changement de leur environnement familial (par exemple, séparation des parents ou arrivée d'un enfant); pour 27 % c'était surtout en raison

Tableau 5 Les caractéristiques familiales et du principal soutien économique des enfants et le faible revenu

	1989		2004	
	Enfants	Taux de faible revenu	Enfants	Taux de faible revenu
	en milliers	%	en milliers	%
Tous les enfants	6 684,8	11,7	6 784,1	12,9
Famille				
Biparentale	85,5*	7,0	80,8*	8,2
Monoparentale	12,2*	44,0*	16,3*	35,7*
Autre type de famille	2,4	15,8	3,0	13,6
0 gagne-pain	4,6	84,0*	4,0	78,8*
1 gagne-pain	25,1	19,6*	24,5	26,1*
2 gagne-pain ou plus	70,2	4,1	71,5	4,6
1 ou 2 enfants	68,8	11,0	68,6	10,2
3 enfants ou plus	31,2	13,2*	31,4	18,7*
Principal soutien économique				
Moins de 30 ans	13,1*	25,7	8,4*	23,9
Moins d'un diplôme d'études secondaires	27,8*	21,5	12,2*	19,6
Immigrant récent	6,7*	22,6*	9,4*	26,1*

* les estimations sont statistiquement différentes entre les années 1989 et 2004
 Source : Statistique Canada, Enquête sur les finances des consommateurs, 1989; Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2004.

Tableau 6 Persistance du faible revenu

	en milliers	%
Tous les enfants		
En 1999	486,1	12,3
Au moins 1 an	878,6	22,3
À toutes les années	98,9	2,5
Persistant ¹	275,2	7,0
Après au moins une année à faible revenu		
Une seule année	317,9	36,2
2 ans	185,9	21,2
3 à 4 ans	190,9	21,7
5 à 6 ans	183,9	20,9
Persistant ¹	275,2	31,3

1. Le revenu annuel familial cumulé sur plusieurs années consécutives est inférieur au cumul des seuils de faible revenu durant cette même période.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1999 à 2004.

d'une réduction du revenu d'emploi de leur principal soutien économique; alors que pour 31 % c'était suite à une diminution du revenu familial provenant d'autres sources (transferts, second gagne-pain, etc.).

Les principales raisons qui expliquent la sortie du faible revenu chez les enfants sont aussi intéressantes. Parmi les 28 % d'enfants en situation de faible revenu en 2003, mais qui en sont sortis en 2004, 20 % en sont sortis principalement en raison d'un changement de leur environnement familial (par exemple, reformation d'union ou départ d'un enfant); alors que les autres en sont sortis principalement en raison d'une hausse du revenu des membres de leur famille (50 % en raison d'une augmentation du revenu de travail du principal soutien économique; et 29 % en raison d'une augmentation du revenu familial provenant d'autres sources).

Parmi tous les enfants de moins de 13 ans en 1999 qui ont expérimenté le faible revenu au moins une année de 1999 à 2004, la durée moyenne passée dans cette situation était de 2,7 ans, soit un peu moins de la moitié de la période à l'étude. Plus de 30 % d'entre eux ont vécu une situation persistante de faible revenu et 43 % ont vécu une situation de faible revenu durant trois à six ans de 1999 à 2004, ce qui représente une partie non négligeable de leur enfance.

Seuls quelques facteurs permettent de prédire la persistance du faible revenu pour les enfants

De tous les enfants qui vivaient en situation de faible revenu en 1999, seuls ceux dont le principal soutien économique était inactif, âgé de 30 ans ou plus ou avait tout au plus un diplôme d'études secondaires, avaient un risque significativement plus élevé de faible revenu persistant (tableau 7). Notamment, le risque de faible revenu persistant lorsque le principal soutien économique était inactif en 1999 s'élevait à plus de 60 %, alors que ce risque variait de 22 % à 24 % chez les enfants à faible revenu dont le parent était un travailleur soit autonome, soit salarié. Le travail autonome des parents semble être un déterminant clé du faible revenu chez les enfants une année donnée, mais il n'est pas associé au faible revenu persistant. Il en est de même pour l'appartenance à une famille monoparentale. En fait, la probabilité que les enfants à faible revenu connaissent une situation de faible revenu persistante est similaire que ceux-ci fassent partie d'une famille monoparentale (40 %) ou biparentale (45 %), alors que pour une année donnée, les enfants de

familles monoparentales sont clairement plus à risque de faible revenu. Par ailleurs, les enfants à faible revenu dont le principal soutien économique était âgé de moins de 30 ans ont couru moins de risque de faible revenu persistant que lorsque le principal soutien économique était plus âgé, alors que lorsque le risque de faible revenu est étudié sur une seule année, c'est le contraire qui est constaté (tableaux 1 et 7)⁸.

Conclusion

La proportion d'enfants de moins de 18 ans vivant dans une famille à faible revenu était pratiquement la même en 2004 qu'elle ne l'était en 1989, et ce, en dépit de la croissance économique soutenue depuis la récession de 1990 à 1992. Plus de 12 % des enfants vivaient dans une famille à faible revenu en 2004 et plus de 22 % des enfants ont connu un épisode de faible revenu entre 1999 et 2004. Les enfants ayant

Analyse longitudinale

Afin d'estimer l'impact de certaines caractéristiques sur le risque qu'ont les enfants à faible revenu en 1999 de connaître le faible revenu persistant de 1999 à 2004, un autre modèle de régression logistique a été utilisé. Dans ce cas-ci, la variable binaire dépendante prenait la valeur de 1 lorsque l'enfant à faible revenu en 1999 a expérimenté le faible revenu persistant de 1999 à 2004; sinon elle prenait la valeur 0. Les variables explicatives étaient les mêmes que celles ayant été incluses dans la spécification A pour l'analyse transversale. Cependant, certaines de ces variables ont dû être regroupées différemment (par exemple celles relatives à l'âge et au niveau d'éducation du principal soutien économique) étant donné le trop petit nombre d'observations.

Tableau 7 L'impact des caractéristiques des enfants de moins de 13 ans à faible revenu en 1999 sur le risque de faible revenu persistant

	Répartition des enfants à faible revenu en 1999	Probabilité estimée de faible revenu persistant de 1999 à 2004
		%
Tous les enfants	100,0	41,5
Garçon	54,2	40,7
Fille	45,9	42,3
Moins de 6 ans	40,7	42,2
6 à 12 ans	59,3	42,1
Province		
Atlantique	10,9	48,8
Québec	25,2	40,9
Ontario	31,8	34,6
Prairies	21,3	54,5
Colombie-Britannique	10,8	35,9
Région		
Rurale	7,1	45,0
Urbaine, moins de 500 000 habitants	38,1	48,8
Urbaine, 500 000 habitants ou plus	54,9	37,1
Type de famille		
Monoparentale	55,7	39,9
Biparentale	41,3	44,6
Autre famille	F	F
Un enfant	14,0	39,3
Deux enfants	36,2	49,6
Trois enfants ou plus	49,8	37,7
Principal soutien économique		
Moins de 30 ans	23,6	33,5
30 ans ou plus	76,4	44,8*
Niveau de scolarité atteint		
Diplôme d'études secondaires	54,3	55,2*
Plus d'un diplôme d'études secondaires	45,7	27,9
Limitations au travail		
Oui	10,9	49,5
Non	89,1	42,0
Immigrant récent		
Oui	15,1	62,9
Non	84,9	38,7
Autochtone hors réserve		
Oui	5,8	58,1
Non	94,2	41,3
Principale activité durant l'année		
Travail salarié	26,2	24,3
Travail autonome	18,0	21,7
Chômage	F	F
Études	8,6	53,1
Inactivité	42,7	60,8*

* différence de probabilité prédite statistiquement significative à un niveau de confiance de 95 %

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

connu un épisode de faible revenu sont demeurés dans cette situation, en moyenne, durant près de la moitié de la période à l'étude de 1999 à 2004 (soit 2,7 ans).

De plus, la sévérité du faible revenu chez les enfants était la même en 2004 que dix ans auparavant, et puisque la situation économique des enfants bien nantis au Canada s'est améliorée considérablement au cours de la dernière décennie, l'inégalité des revenus s'est accrue.

La situation familiale et l'insuffisance d'emploi des parents sont les facteurs qui ont le plus d'influence sur la vulnérabilité des enfants face au faible revenu. Si les enfants vivant dans une famille monoparentale étaient manifestement plus vulnérables au faible revenu, ceux vivant dans une famille biparentale n'y étaient pas non plus à l'abri. En 2004, plus de la moitié des enfants à faible revenu vivaient dans une famille biparentale. Qu'ils vivaient dans une famille monoparentale ou biparentale, la situation de leurs parents sur le marché du travail était un déterminant clé du risque qu'ils couraient de se retrouver en situation de faible revenu. Les enfants qui faisaient partie de familles ne comprenant aucun travailleur étaient les plus vulnérables au faible revenu, et ceux qui ne dépendaient que d'un seul parent au travail l'étaient davantage que ceux dont les deux parents étaient en emploi. Néanmoins, même un effort de travail substantiel des parents ne protège pas toujours les enfants du faible revenu en raison d'un salaire ou d'un nombre d'heures de travail insuffisant.

Le faible revenu chez les enfants est un phénomène très dynamique au Canada. Beaucoup d'enfants en font l'expérience, mais peu y demeurent pendant plusieurs années consécutives. Par ailleurs, au cours de la dernière décennie, les impôts et les transferts ont joué un rôle important dans la réduction du taux et de la sévérité du faible revenu chez les enfants. Cependant, malgré une croissance économique soutenue et une augmentation importante des prestations pour enfants, plusieurs enfants demeurent en situation de faible revenu au Canada. En 2004, c'est plus de 3 milliards de dollars de revenus supplémentaires (revenu de marché, de transferts ou autres) dont les familles à faible revenu avec enfants auraient eu besoin afin de surpasser les seuils de faible revenu.

Perspective

■ Notes

1. Depuis la publication du rapport *Le revenu au Canada 2004*, certaines modifications mineures ont été apportées aux données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. Ces modifications peuvent avoir un léger impact sur le nombre d'enfants qui sont identifiés comme faisant partie d'une famille à faible revenu à l'aide des SFR-api. Par conséquent, les estimations relatives au nombre d'enfants à faible revenu apparaissant dans les plus récentes publications de Statistique Canada (877 000 selon les SFR-api) diffèrent quelque peu de celles apparaissant dans la présente étude (872 000).
2. Le revenu familial médian des enfants ne vivant pas en situation de faible revenu (62 700 \$) était significativement moins élevé que ne l'était leur revenu moyen alors que ce n'est pas le cas pour les enfants à faible revenu (20 600 \$). Cela suggère que la moyenne du revenu familial des enfants de familles financièrement aisées était probablement biaisée vers le haut par des niveaux de revenu très élevés. Malgré cette différence, le revenu familial médian des enfants qui ne vivaient pas en situation de faible revenu était 3 fois plus élevé que celui des enfants qui y vivaient.
3. Il est impossible de déterminer si le nombre inférieur d'heures de travail résulte de conditions du marché du travail défavorables plutôt que d'un effort de travail moins important.
4. On ne peut déterminer si la plus grande vulnérabilité au faible revenu des immigrants récents, des personnes avec limitations au travail et des personnes autochtones est attribuable à la discrimination plutôt qu'à d'autres caractéristiques non observables dans les données.
5. Les taux de faible revenu de 12,2 % en 2001 et de 12,9 % en 2004 ne sont pas statistiquement différents. Après le début de cette étude, les données sur le faible revenu des années 2005 et 2006 ont été publiées. Ces nouvelles données montrent que le taux de faible revenu chez les enfants en 2005 était de 11,7 %, ce qui est équivalent au taux non révisé de 1989. Des révisions aux données de 1989 n'augmenteraient probablement le taux de faible revenu cette année-là que légèrement, ce qui ne serait pas suffisant pour qu'il y ait une différence significative par rapport au taux de 2005.
6. Cette constatation demeure vraie lorsque le revenu est ajusté pour tenir compte de la taille de la famille, lorsqu'une mesure purement relative est utilisée (MFR-api) pour identifier les enfants à faible revenu,

et lorsque ce sont les revenus médians plutôt que moyens qui sont comparés; quoique dans ce dernier cas la différence soit moins marquée.

7. Même si les taux annuels de sortie surpassent de beaucoup les taux d'entrées, ça ne veut pas nécessairement dire que de moins en moins d'enfants vivent en situation de faible revenu chaque année. Le taux d'entrée en situation de faible revenu correspond à la proportion d'enfants qui ne vivaient pas en situation de faible revenu une année donnée, mais qui y sont entrés l'année suivante. Le taux de sortie du faible revenu correspond plutôt à la proportion d'enfants qui vivaient en situation de faible revenu une année donnée, mais qui en sont sortis l'année suivante. Les dénominateurs utilisés sont donc différents. Conséquemment, même si le taux de sortie apparaît plus élevé que le taux d'entrée, le nombre absolu de personnes sortant du faible revenu n'est pas nécessairement plus élevé que le nombre absolu de personnes entrant en situation de faible revenu. Par exemple, de 2003 à 2004, le taux d'entrée de 2,3 % correspondait à 84 000 enfants entrant dans le faible revenu alors que le taux de sortie de 28,4 % correspondait à 99 000 enfants sortant du faible revenu.
8. Si peu de caractéristiques sont associées au faible revenu persistant de manière significative, c'est peut-être en raison du petit nombre d'observations disponibles aux fins d'analyse. Entre autres, les résultats portent à croire que le statut d'immigrant récent serait aussi associé de manière positive au faible revenu persistant chez les enfants.

■ Documents consultés

FINNIE, Ross, et André BERNARD. 2004. *The Intergenerational Transmission of Lone Mother and Low Income Status: Family and Neighbourhood Effects*, 24 p., <http://www.cerforum.org/conferences/200406/papers/Finnie-Bernard.pdf> (consulté le 29 avril 2008).

KORNBERGER, Rhonda, et autres. 2001. « Welfare or work: Which is better for Canadian children? », *Analyse de Politiques*, vol. 27, n° 4, p. 407 à 421, <http://economics.ca/cgi/jab?journal=cpp&view=v27n4/CPPv27n4p407.pdf> (consulté le 29 avril 2008).

STATISTIQUE CANADA. 2006. *Les seuils de faible revenu de 2005 et les mesures de faible revenu de 2004*, n° 75F0002MIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 37 p., « Série de documents de recherche – Revenu », n° 004, <http://www.statcan.ca/francais/research/75F0002MIF/75F0002MIF2006004.pdf> (consulté le 29 avril 2008).

Population active : différences interprovinciales selon le niveau de scolarité

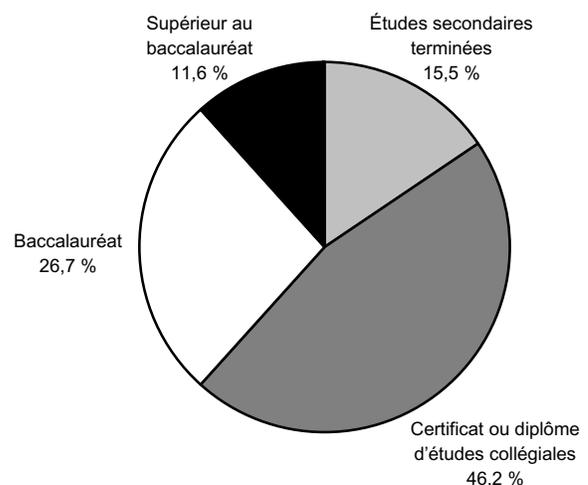
Le Canada est un pays diversifié. Ses dix provinces et ses trois territoires sont dotés de ressources naturelles variées et ont développé leur propre infrastructure industrielle et leur marché du travail. Néanmoins, le niveau de scolarité est toujours de grande importance lorsqu'il s'agit de trouver un emploi.

Le présent numéro de *L'emploi et le revenu en perspective* lance une série d'articles sur certains indicateurs clés du marché du travail selon le niveau de scolarité et la

province pour 1990 et 2006. Les variables observées comprennent le sexe, l'âge, le travail à plein temps ou à temps partiel, la profession, l'industrie, le cumul d'emplois, les heures travaillées et les gains. L'objectif est de permettre de mieux comprendre comment les économies provinciales utilisent les travailleurs ayant différents niveaux de scolarité.

Près de la moitié des 26,2 millions de personnes âgées de 15 ans ou plus avaient un diplôme d'études postsecondaires en 2006, comparativement au tiers des 21,2 millions de personnes en 1990. La proportion de personnes ayant fait des études postsecondaires a augmenté non seulement parce que plus de jeunes poursuivent des études supérieures, mais aussi à cause de l'afflux relativement plus important d'immigrants ayant des compétences et un niveau de scolarité supérieurs. Entre 1990 et 2006, 84,5 % de la population additionnelle en âge de travailler avait fait des études postsecondaires.

Près de la moitié de la population additionnelle en âge de travailler entre 1990 et 2006 avait un certificat ou un diplôme d'un collège communautaire



Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

En 1990 ainsi qu'en 2006, la proportion de titulaires d'un grade universitaire était la plus élevée en Ontario, suivi de l'Alberta et de la Colombie-Britannique, et la plus faible, à Terre-Neuve-et-Labrador. Une partie de la croissance de la proportion de titulaires d'un grade universitaire dans les trois premières provinces pourrait être attribuable à l'afflux relativement plus important d'immigrants (qui sont choisis en fonction de leur niveau de scolarité et de leurs compétences) dans ces provinces. Les personnes sans diplôme d'études postsecondaires constituaient le groupe le plus important dans chaque province. En 1990,

l'Île-du-Prince-Édouard affichait le pourcentage le plus élevé, soit 72,2 %, et la Nouvelle-Écosse, le pourcentage le plus bas, soit 64,3 %. En 2006, la proportion a chuté, le classement a changé et l'intervalle s'est élargi — le Manitoba a enregistré le taux le plus haut, soit 58,3 %, et le Québec, le taux le plus faible, soit 48,8 %. En même temps, la fourchette en ce qui concerne la proportion de titulaires d'un grade universitaire est passée de 6,9 points à 10,4 points, ce qui indique que l'écart sur le plan de la scolarité entre les provinces s'est élargi au cours de la période de 1990 à 2006.

Population en âge de travailler selon le niveau de scolarité et la province

	Population de 15 ans ou plus	Sans diplôme d'études postsecondaires			Études postsecondaires terminées			
		Total	Sans diplôme d'études secondaires	Études secondaires complétées ¹	Total	Certificat ou diplôme	Baccalauréat	Grade supérieur
1990	milliers	%						
Canada	21 214,7	67,3	37,8	29,5	32,7	21,8	7,5	3,3
Terre-Neuve-et-Labrador	439,8	71,6	48,5	23,1	28,4	22,6	4,0	1,8
Île-du-Prince-Édouard	98,1	72,2	48,3	23,9	27,8	21,0	4,9	1,9
Nouvelle-Écosse	697,0	64,3	42,4	21,8	35,7	25,6	6,9	3,3
Nouveau-Brunswick	569,1	71,1	44,3	26,9	28,9	21,1	5,6	2,2
Québec	5 457,0	68,1	43,4	24,8	31,9	22,6	6,5	2,7
Ontario	7 960,0	66,8	35,8	31,0	33,2	20,5	8,6	4,1
Manitoba	824,2	71,8	41,9	29,9	28,2	18,3	7,0	2,9
Saskatchewan	733,8	71,0	42,0	29,1	29,0	21,0	6,0	2,0
Alberta	1 889,8	64,6	32,0	32,6	35,4	23,6	8,5	3,2
Colombie-Britannique	2 545,9	65,6	29,2	36,4	34,4	23,4	7,7	3,4
2006								
Canada	26 185,1	51,2	23,2	28,0	48,8	29,9	13,2	5,8
Terre-Neuve-et-Labrador	427,7	56,7	30,8	26,0	43,3	32,5	7,3	3,5
Île-du-Prince-Édouard	112,3	54,1	28,3	25,8	45,8	31,9	9,7	4,2
Nouvelle-Écosse	762,8	51,5	26,6	24,9	48,5	32,3	11,5	4,7
Nouveau-Brunswick	611,3	55,9	27,1	28,8	44,1	30,6	9,9	3,7
Québec	6 251,5	48,8	26,5	22,3	51,2	33,8	12,6	4,8
Ontario	10 229,0	50,1	21,6	28,6	49,9	28,6	14,3	7,0
Manitoba	892,0	58,3	27,1	31,2	41,7	25,7	12,1	4,0
Saskatchewan	746,4	57,6	26,9	30,7	42,4	28,3	10,7	3,4
Alberta	2 641,3	52,0	20,8	31,2	48,0	29,6	13,1	5,3
Colombie-Britannique	3 511,0	53,0	19,6	33,4	47,0	27,4	13,5	6,1

1. Y compris les personnes ayant fait des études postsecondaires partielles.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Comme on pouvait s'y attendre, l'activité sur le marché du travail augmente avec le niveau de scolarité. En 1990 ainsi qu'en 2006, le taux d'activité des personnes sans diplôme d'études postsecondaires allait de 66 % en Alberta à 46 % à Terre-Neuve-et-Labrador. Dans le cas des titulaires d'un grade universitaire, cependant, Terre-Neuve-et-Labrador a affiché le taux d'activité le plus élevé (91,1 %) en 1990. Toutefois, ce taux est passé à 81,0 % en 2006, indiquant que les nouveaux titulaires d'un grade, dont la majorité étaient des femmes, avaient des taux d'activité plus faibles. Lorsque Terre-Neuve-et-Labrador a reculé au cinquième rang en 2006, l'Alberta s'est trouvée en tête de file.

L'Alberta avait également le taux d'activité le plus élevé pour les titulaires d'un certificat ou d'un diplôme d'un collège communautaire. L'Ontario, qui s'est classé au deuxième rang en 1990, a reculé au cinquième rang en 2006, son taux d'activité global passant de 69,5 % à 67,7 %.

Alors que l'étendue des taux d'activité est restée autour de 20 points de pourcentage pour les personnes sans diplôme d'études postsecondaires, cette fourchette s'est rétrécie dans le cas des titulaires d'un grade universitaire, passant de 10,5 points à 6,8 points.

Taux d'activité selon le niveau de scolarité et la province

	Population de 15 ans ou plus	Sans diplôme d'études postsecondaires		Études postsecondaires terminées			
		Total	Sans diplôme d'études secondaires	Études secondaires complétées ¹	Total	Certificat ou diplôme	Université
%							
1990							
Canada	67,1	60,2	49,7	73,7	81,5	79,5	85,4
Terre-Neuve-et-Labrador	56,7	46,4	37,5	65,1	82,5	80,3	91,1
Île-du-Prince-Édouard	65,6	60,0	51,7	76,9	80,2	77,2	89,6
Nouvelle-Écosse	61,9	53,3	44,3	70,7	77,4	74,3	85,1
Nouveau-Brunswick	60,0	52,7	41,8	70,5	78,1	75,4	85,5
Québec	64,2	55,7	45,7	73,2	82,4	80,4	87,5
Ontario	69,5	63,3	53,8	74,2	82,2	80,1	85,5
Manitoba	67,3	61,4	51,1	75,9	82,3	79,9	86,5
Saskatchewan	66,6	61,0	50,1	76,7	80,2	78,1	85,9
Alberta	72,5	66,3	55,2	77,3	83,9	83,2	85,5
Colombie-Britannique	66,9	61,5	49,3	71,3	77,2	75,6	80,6
2006							
Canada	67,2	56,9	41,9	69,4	78,0	76,6	80,1
Terre-Neuve-et-Labrador	59,2	46,3	33,2	61,8	76,2	74,6	81,0
Île-du-Prince-Édouard	68,7	61,5	48,1	76,2	77,0	74,6	82,7
Nouvelle-Écosse	62,9	52,6	38,1	68,0	73,9	70,8	79,9
Nouveau-Brunswick	63,7	54,6	38,9	69,4	75,3	73,5	79,3
Québec	65,5	52,3	39,3	67,6	78,1	77,3	79,6
Ontario	67,7	57,2	41,6	69,0	78,3	76,7	80,6
Manitoba	68,8	61,3	46,6	74,1	79,2	77,7	81,7
Saskatchewan	69,1	62,1	46,5	75,9	78,5	76,5	82,6
Alberta	73,4	66,2	52,8	75,1	81,1	79,7	83,3
Colombie-Britannique	65,7	57,1	40,7	66,7	75,3	74,5	76,5

1. Y compris les personnes ayant fait des études postsecondaires partielles.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Le taux de chômage est inversement lié au niveau de scolarité. Dans toutes les provinces, une personne plus scolarisée est moins susceptible d'être en chômage. Pour les personnes sans diplôme d'études postsecondaires, le taux de chômage allait de 21,9 % à Terre-Neuve-et-Labrador à 7,6 % en Ontario en 1990, et de 20,1 % dans le premier cas à 4,4 % en Alberta en 2006. Même si Terre-Neuve-et-Labrador a affiché le taux de chômage global le plus élevé, son taux pour les titulaires d'un grade universitaire était inférieur à celui du Québec en 1990 de même qu'en 2006. Dans le cas des titulaires d'un grade universitaire, toutefois, l'écart pour ce qui est du taux de chômage n'était que de 2,5 points de pourcentage en 2006, en baisse par rapport à 3,0 points en 1990.

En 2006, l'Alberta a affiché un taux de chômage de 3,4 %, le plus faible au Canada, remplaçant l'Ontario dont le taux de chômage de 6,2 % était le plus bas en 1990. Le faible taux en Alberta était dans une large mesure attribuable à son économie florissante en quête de main-d'œuvre. Les possibilités d'emploi étaient aussi probablement plus nombreuses pour les personnes sans diplôme d'études postsecondaires, un groupe plus susceptible de connaître le chômage dans d'autres provinces. Par exemple, ce groupe avait un taux de chômage de 11,2 % au Québec et de 8,7 % en Ontario, comparativement à 4,4 % seulement en Alberta. Le taux d'activité élevé de 66,2 % de ce groupe, comparativement à 52,3 % au Québec et à 57,2 % en Ontario, vient étayer cette conclusion.

Taux de chômage selon le niveau de scolarité et la province

	Population de 15 ans ou plus	Sans diplôme d'études postsecondaires			Études postsecondaires terminées		
		Total	Sans diplôme d'études secondaires	Études secondaires complétées ¹	Total	Certificat ou diplôme	Université
%							
1990							
Canada	8,1	9,9	12,4	7,8	5,4	6,3	3,8
Terre-Neuve-et-Labrador	17,0	21,9	25,9	17,1	10,0	12,0	3,0
Île-du-Prince-Édouard	14,4	18,1	21,2	13,9	7,8	8,8	5,0
Nouvelle-Écosse	10,7	13,1	14,8	11,1	7,6	8,8	5,0
Nouveau-Brunswick	12,1	15,1	18,7	11,7	7,0	8,4	3,7
Québec	10,4	12,6	14,8	10,1	7,3	8,1	5,6
Ontario	6,2	7,6	9,5	6,1	3,9	4,7	2,6
Manitoba	7,4	8,6	10,4	7,0	4,9	5,3	4,2
Saskatchewan	7,0	8,2	10,0	6,6	4,9	5,2	4,0
Alberta	6,9	8,4	11,3	6,4	4,6	5,2	3,4
Colombie-Britannique	8,4	10,1	14,0	8,0	5,8	6,5	4,3
2006							
Canada	6,3	8,5	12,3	6,5	4,6	5,1	4,0
Terre-Neuve-et-Labrador	14,8	20,1	25,9	16,5	10,5	12,8	4,3
Île-du-Prince-Édouard	11,0	15,2	20,9	11,3	7,1	8,2	4,7
Nouvelle-Écosse	7,9	10,8	15,1	8,3	5,7	6,6	4,1
Nouveau-Brunswick	8,8	12,0	18,0	8,8	5,9	7,1	3,4
Québec	8,0	11,2	15,3	8,5	6,0	6,6	4,9
Ontario	6,3	8,7	12,5	7,0	4,5	4,7	4,2
Manitoba	4,3	5,7	9,1	3,9	2,8	2,8	2,8
Saskatchewan	4,7	6,0	8,5	4,7	3,2	3,4	2,8
Alberta	3,4	4,4	6,4	3,4	2,6	2,8	2,4
Colombie-Britannique	4,8	5,9	9,0	4,8	3,8	3,9	3,6

1. Y compris les personnes ayant fait des études postsecondaires partielles.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Une forte relation entre le niveau de scolarité et la vraisemblance d'être occupé s'observe dans toutes les provinces en 1990 ainsi qu'en 2006. L'Alberta a affiché le taux d'emploi le plus élevé en 1990 et en 2006, soit 67,6 % et 70,8 % respectivement. La forte augmentation est attribuable à un essor économique qui a entraîné une croissance de l'emploi de 46,5 %, comparativement à 25,0 % pour l'Ontario et à 4,3 % seulement pour Terre-Neuve-et-Labrador. Les personnes sans diplôme d'études postsecondaires ont affiché le taux d'emploi le plus élevé en Alberta, soit 63,3 % par rapport à 52,2 % en Ontario et à 36,9 % à

Terre-Neuve-et-Labrador. En revanche, pour ce qui est des titulaires d'un grade universitaire, Terre-Neuve-et-Labrador a affiché le taux le plus élevé en 1990 (88,3 %), mais ce taux est passé à 77,5 % en 2006. Comme dans le cas du taux d'activité, la fourchette interprovinciale quant au taux d'emploi s'est également rétrécie, passant de 11,2 points de pourcentage à 7,6 points pour les titulaires d'un grade universitaire comparativement à 25 points environ pour les personnes sans diplôme d'études postsecondaires.

Taux d'emploi selon le niveau de scolarité et la province

	Population de 15 ans ou plus	Sans diplôme d'études postsecondaires		Études postsecondaires terminées			
		Total	Sans diplôme d'études secondaires	Études secondaires complétées ¹	Total	Certificat ou diplôme	Université
							%
1990							
Canada	61,7	54,2	43,5	68,0	77,0	74,4	82,2
Terre-Neuve-et-Labrador	47,0	36,2	27,7	54,1	74,3	70,7	88,3
Île-du-Prince-Édouard	56,2	49,2	40,7	66,2	74,0	70,4	85,1
Nouvelle-Écosse	55,3	46,2	37,7	62,8	71,5	67,8	80,8
Nouveau-Brunswick	52,8	44,7	34,0	62,3	72,7	69,1	82,4
Québec	57,5	48,7	39,0	65,8	76,4	73,9	82,6
Ontario	65,3	58,4	48,7	69,7	79,0	76,3	83,2
Manitoba	62,3	56,1	45,7	70,6	78,2	75,7	82,9
Saskatchewan	61,9	56,0	45,1	71,7	76,4	74,1	82,5
Alberta	67,6	60,7	49,0	72,3	80,1	78,8	82,5
Colombie-Britannique	61,3	55,3	42,4	65,6	72,7	70,6	77,1
2006							
Canada	63,0	52,1	36,7	64,8	74,3	72,7	76,9
Terre-Neuve-et-Labrador	50,4	36,9	24,5	51,5	68,2	65,1	77,5
Île-du-Prince-Édouard	61,1	52,3	38,1	67,9	71,6	68,4	78,8
Nouvelle-Écosse	57,9	46,9	32,4	62,3	69,6	66,1	76,6
Nouveau-Brunswick	58,1	48,1	31,9	63,3	70,9	68,3	76,7
Québec	60,2	46,4	33,3	61,9	73,4	72,2	75,7
Ontario	63,5	52,2	36,4	64,1	74,8	73,1	77,2
Manitoba	65,8	57,8	42,3	71,2	77,0	75,6	79,3
Saskatchewan	65,9	58,4	42,5	72,3	76,0	73,9	80,3
Alberta	70,8	63,3	49,5	72,6	79,0	77,5	81,3
Colombie-Britannique	62,5	53,7	37,0	63,5	72,5	71,6	73,8

1. Y compris les personnes ayant fait des études postsecondaires partielles.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Dans le cas des personnes sans diplôme d'études postsecondaires, l'emploi s'est accru de 17,3 % en Alberta et de 8,3 % en Colombie-Britannique, tandis qu'il a reculé dans toutes les autres provinces. Par contre, les niveaux d'emploi ont augmenté dans toutes les provinces pour les personnes ayant un certificat ou un diplôme d'un collège communautaire ou un grade universitaire. La croissance était plus élevée chez les femmes, en raison d'un changement dans la composition

de l'économie qui s'est traduit par un plus grand nombre d'emplois dans les services, soit dans les secteurs du commerce de détail et du commerce de gros et dans le secteur public (emplois principalement occupés par des femmes), et un plus petit nombre d'emplois dans la production de biens, soit dans les secteurs de la fabrication, de la construction et des services publics (emplois principalement occupés par des hommes).

Croissance de l'emploi selon le niveau de scolarité, la province et le sexe, de 1990 à 2006

	Population de 15 ans ou plus	Sans diplôme d'études postsecondaires			Études postsecondaires terminées		
		Total	Sans diplôme d'études secondaires	Études secondaires complétées ¹	Total	Certificat ou diplôme	Université
				%			
Les deux sexes							
Canada	26,0	-9,8	-36,1	11,7	77,9	65,1	101,0
Terre-Neuve-et-Labrador	4,3	-21,6	-45,4	4,2	35,9	28,8	57,7
Île-du-Prince-Édouard	24,5	-8,6	-37,3	27,1	82,2	69,0	115,8
Nouvelle-Écosse	14,7	-11,1	-41,1	24,0	44,6	35,0	65,0
Nouveau-Brunswick	18,3	-9,2	-38,2	16,8	60,2	54,0	74,2
Québec	19,9	-22,0	-40,2	-3,1	77,0	67,5	97,9
Ontario	25,0	-13,8	-42,1	8,9	82,8	71,4	99,6
Manitoba	14,2	-9,5	-35,1	13,7	57,5	51,4	67,9
Saskatchewan	8,2	-13,9	-38,5	8,4	48,0	37,0	73,8
Alberta	46,5	17,3	-8,2	34,3	86,9	72,1	115,4
Colombie-Britannique	40,8	8,3	-19,1	22,5	87,9	63,7	134,9
Hommes							
Canada	19,9	-11,2	-37,5	14,3	65,2	59,3	75,0
Terre-Neuve-et-Labrador	-6,1	-27,8	-50,9	0,7	23,3	21,2	28,9
Île-du-Prince-Édouard	13,9	-15,1	-39,4	24,4	77,1	88,7	55,9
Nouvelle-Écosse	5,3	-17,8	-44,6	20,0	34,6	31,2	40,9
Nouveau-Brunswick	9,7	-14,6	-40,1	12,7	50,0	51,3	47,2
Québec	12,1	-24,1	-42,0	-1,8	62,6	59,9	68,1
Ontario	19,9	-14,2	-43,7	13,6	70,1	63,4	79,2
Manitoba	10,0	-9,0	-33,5	16,7	45,8	53,9	33,8
Saskatchewan	2,9	-13,7	-37,5	12,0	37,8	35,9	41,4
Alberta	43,6	16,8	-8,0	35,9	79,8	76,8	85,1
Colombie-Britannique	34,0	7,5	-20,5	24,3	70,5	53,1	101,7
Femmes							
Canada	33,5	-8,1	-33,9	9,0	93,6	71,8	138,1
Terre-Neuve-et-Labrador	17,7	-12,7	-36,6	8,9	50,5	37,0	100,0
Île-du-Prince-Édouard	37,3	0,0	-34,3	29,9	86,8	54,2	204,3
Nouvelle-Écosse	26,2	-2,2	-35,5	28,1	55,9	38,6	96,8
Nouveau-Brunswick	29,2	-1,8	-34,8	21,6	71,3	56,8	106,0
Québec	30,1	-19,1	-37,1	-4,5	95,3	76,5	141,3
Ontario	31,2	-13,4	-39,7	4,2	98,5	80,6	128,0
Manitoba	19,5	-10,0	-37,6	10,8	71,3	48,7	116,9
Saskatchewan	15,1	-14,1	-40,4	4,4	58,6	38,1	118,0
Alberta	50,1	18,0	-8,5	32,7	96,2	66,3	160,8
Colombie-Britannique	49,2	9,3	-17,0	20,6	111,3	77,1	185,5

1. Y compris les personnes ayant fait des études postsecondaires partielles.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Les femmes représentaient 44,4 % des personnes occupées en 1990, et cette proportion s'est légèrement accrue pour s'établir à 47,1 % en 2006. Même si les femmes ont augmenté leur part de l'emploi dans toutes les provinces, l'Île-du-Prince-Édouard est restée en tête de file, affichant des taux de 45,2 % et 49,9 % respectivement¹. Au cours de la période, la part des femmes relativement à l'emploi a crû de 1,1 point de pourcentage seulement en Alberta, comparativement à 3,6 points au Québec et à 5,6 points à Terre-Neuve-et-Labrador.

L'augmentation de la part de l'emploi est plus marquée dans le cas des femmes titulaires d'un grade universitaire. Au fur et à mesure qu'un nombre croissant de femmes ont obtenu un baccalauréat ou un grade supérieur, leur part de l'emploi a bondi, passant de 40,4 % à 56,9 % à l'Île-du-Prince-Édouard, de 41,1 %

à 53,0 % au Manitoba et de 41,8 % à 47,8 % en Ontario. Leur part était la plus faible en Colombie-Britannique en 1990 (39,6 %) et en Ontario en 2006 (47,8 %). Parmi les femmes occupées titulaires d'un grade supérieur au baccalauréat, les plus fortes augmentations de la part des femmes ont été observées au Manitoba (où leur part est passée de 28,6 % à 46,9 %) et au Nouveau-Brunswick (où elle est passée de 32,7 % à 49,4 %).

La fourchette interprovinciale en ce qui concerne la part des femmes était de 4,8 points de pourcentage pour celles sans diplôme d'études postsecondaires, 8,6 points pour celles ayant un certificat ou un diplôme d'un collège communautaire, 13,8 points pour les titulaires d'un baccalauréat, et 11,6 points pour celles ayant un diplôme d'études supérieures.

Part de l'emploi qu'avaient les femmes selon le niveau de scolarité et la province

	Population de 15 ans ou plus	Sans diplôme d'études postsecondaires			Études postsecondaires terminées		
		Total	Sans diplôme d'études secondaires	Études secondaires complétées ¹	Total	Certificat ou diplôme	Université
%							
1990							
Canada	44,4	44,3	39,2	48,5	44,5	46,3	41,2
Terre-Neuve-et-Labrador	43,5	41,3	37,8	45,0	46,3	48,2	40,5
Île-du-Prince-Édouard	45,2	41,4	34,7	49,7	52,5	57,2	40,4
Nouvelle-Écosse	44,6	42,6	37,6	48,4	47,1	48,9	43,4
Nouveau-Brunswick	44,5	42,4	37,2	47,1	47,5	48,3	45,9
Québec	43,3	42,8	37,5	48,2	43,9	45,4	40,6
Ontario	45,1	45,4	40,6	49,2	44,7	46,7	41,8
Manitoba	44,8	44,1	39,8	48,0	46,0	48,9	41,1
Saskatchewan	43,9	40,9	35,5	45,9	49,1	52,1	42,3
Alberta	44,2	44,9	39,9	48,2	43,3	45,0	40,0
Colombie-Britannique	44,5	45,7	40,3	48,5	42,7	44,2	39,6
2006							
Canada	47,1	45,2	40,6	47,3	48,5	48,2	48,8
Terre-Neuve-et-Labrador	49,1	45,9	44,0	47,0	51,3	51,3	51,4
Île-du-Prince-Édouard	49,9	45,3	36,4	50,8	53,8	52,2	56,9
Nouvelle-Écosse	49,1	46,9	41,2	50,0	50,8	50,2	51,7
Nouveau-Brunswick	48,5	45,9	39,2	49,1	50,8	49,1	54,3
Québec	46,9	44,4	39,4	47,5	48,5	47,9	49,5
Ontario	47,4	45,6	42,3	47,0	48,6	49,2	47,8
Manitoba	46,8	43,9	38,3	46,7	50,0	48,0	53,0
Saskatchewan	46,6	40,8	34,4	44,2	52,7	52,5	53,0
Alberta	45,3	45,2	39,8	47,6	45,4	43,5	48,4
Colombie-Britannique	47,1	46,1	41,3	47,7	48,0	47,9	48,2

1. Y compris les personnes ayant fait des études postsecondaires partielles.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

La vraisemblance de travailler à plein temps augmente au fur et à mesure qu'augmente le niveau de scolarité. Globalement, entre 79,7 % et 84,8 % des personnes occupées travaillaient à plein temps en 2006, comparativement à entre 77,7 % et 87,6 % en 1990. La proportion était la plus faible en Colombie-Britannique en 2006 et en Saskatchewan en 1990, et la plus élevée à Terre-Neuve-et-Labrador l'une et l'autre année. En outre, tant en 2006 qu'en 1990, 83 % ou plus des personnes titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires travaillaient à plein temps.

Entre 1990 et 2006, la proportion de diplômés universitaires occupés à plein temps a diminué dans toutes les provinces, les baisses les plus importantes s'observant à Terre-Neuve-et-Labrador et en Colombie-Britannique. En revanche, les titulaires d'un certificat ou d'un diplôme d'un collège communautaire ont augmenté leur part de l'emploi à plein temps dans cinq provinces, à savoir, l'Île-du-Prince-Édouard, le Nouveau-Brunswick, le Manitoba, la Saskatchewan et l'Alberta.

Proportion occupée à plein temps selon le niveau de scolarité et la province

	Population de 15 ans ou plus	Sans diplôme d'études postsecondaires			Études postsecondaires terminées		
		Total	Sans diplôme d'études secondaires	Études secondaires complétées ¹	Total	Certificat ou diplôme	Université
%							
1990							
Canada	83,0	79,8	75,8	83,1	87,7	86,7	89,6
Terre-Neuve-et-Labrador	87,6	84,0	82,9	85,2	92,1	91,7	93,4
Île-du-Prince-Édouard	82,9	81,0	79,8	82,6	87,1	86,2	89,5
Nouvelle-Écosse	82,9	78,0	75,2	81,4	88,5	87,7	90,1
Nouveau-Brunswick	84,0	80,6	76,1	84,6	89,4	88,1	92,3
Québec	84,6	82,9	82,1	83,8	86,8	85,6	89,4
Ontario	83,0	79,0	73,9	83,2	88,8	87,9	90,2
Manitoba	79,8	76,4	71,9	80,5	85,9	84,4	88,3
Saskatchewan	77,7	75,0	69,9	79,6	82,6	80,8	87,0
Alberta	83,0	79,4	73,1	83,6	87,9	87,4	88,8
Colombie-Britannique	82,2	79,2	71,9	83,0	86,4	85,5	88,1
2006							
Canada	82,0	76,6	69,6	79,8	85,9	85,6	86,4
Terre-Neuve-et-Labrador	84,8	78,8	75,5	80,6	89,3	90,1	87,2
Île-du-Prince-Édouard	84,1	79,9	74,4	83,2	88,0	87,8	88,6
Nouvelle-Écosse	81,2	74,0	67,1	77,9	86,4	86,3	86,5
Nouveau-Brunswick	83,9	78,8	70,6	82,7	88,4	88,3	88,5
Québec	81,8	76,8	76,4	77,1	84,7	84,1	86,0
Ontario	82,3	75,6	66,1	79,7	86,9	86,5	87,5
Manitoba	80,3	75,5	67,2	79,8	85,3	85,6	84,8
Saskatchewan	81,4	77,1	66,4	82,6	85,9	86,0	85,6
Alberta	83,9	79,6	69,9	84,0	87,7	88,1	87,1
Colombie-Britannique	79,7	76,1	67,1	79,2	82,7	82,8	82,5

1. Y compris les personnes ayant fait des études postsecondaires partielles.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Environ 60 % des Canadiens occupés avaient fait des études postsecondaires en 2006, comparativement à 40 % en 1990. Parmi ceux ayant fait de telles études, la proportion de diplômés universitaires a légèrement augmenté, passant de 35,5 % à 40,1 %, et 7 sur 10 avaient un baccalauréat.

La proportion des personnes occupées ayant fait des études postsecondaires a crû dans toutes les provinces au cours de la période de 1990 à 2006, les hausses les plus importantes étant enregistrées au Québec (20,2 points de pourcentage) et en Ontario (18,6 points), et l'augmentation la plus faible, en Alberta (11,6)². La

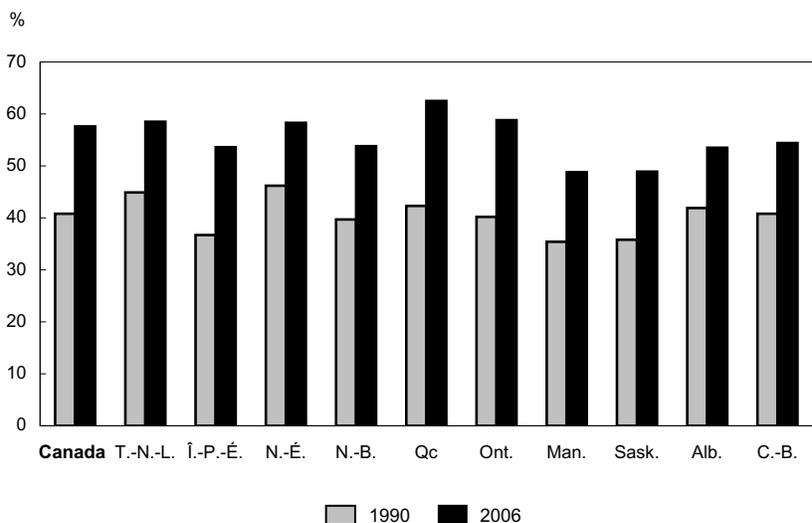
Répartition de l'emploi selon le niveau de scolarité et la province

	Personnes occupées de 15 ans ou plus	Sans diplôme d'études postsecondaires			Études postsecondaires terminées			Grade universitaire par rapport au post-secondaire	Bacheliers parmi diplômés universitaires
		Total	Sans diplôme d'études secondaires	Études secondaires complétées ¹	Total	Certificat ou diplôme	Université		
	milliers	%							
1990									
Canada	13 086,4	59,2	26,7	32,5	40,8	26,3	14,5	35,5	68,3
Terre-Neuve-et-Labrador	206,9	55,1	28,6	26,5	44,9	33,9	11,0	24,5	67,0
Île-du-Prince-Édouard	55,1	63,2	35,0	28,1	36,7	26,3	10,3	28,2	70,2
Nouvelle-Écosse	385,3	53,8	29,0	24,8	46,2	31,3	14,9	32,2	66,0
Nouveau-Brunswick	300,3	60,3	28,5	31,7	39,7	27,6	12,1	30,5	71,2
Québec	3 140,3	57,7	29,4	28,3	42,3	29,0	13,3	31,4	69,6
Ontario	5 194,1	59,8	26,7	33,1	40,2	24,0	16,2	40,3	66,3
Manitoba	513,8	64,6	30,7	33,9	35,4	22,2	13,2	37,2	69,0
Saskatchewan	454,2	64,2	30,6	33,6	35,8	25,1	10,7	29,9	73,8
Alberta	1 276,8	58,1	23,2	34,9	41,9	27,6	14,4	34,3	72,1
Colombie-Britannique	1 559,6	59,2	20,2	39,0	40,8	26,9	13,8	34,0	68,9
2006									
Canada	16 484,3	42,4	13,5	28,8	57,6	34,5	23,1	40,1	69,5
Terre-Neuve-et-Labrador	215,7	41,5	15,0	26,5	58,5	41,9	16,6	28,4	67,0
Île-du-Prince-Édouard	68,6	46,4	17,6	28,7	53,6	35,7	17,9	33,4	70,7
Nouvelle-Écosse	441,8	41,7	14,9	26,8	58,3	36,9	21,4	36,8	71,9
Nouveau-Brunswick	355,4	46,2	14,9	31,3	53,8	35,9	17,8	33,2	73,8
Québec	3 765,4	37,5	14,6	22,9	62,5	40,6	21,9	35,1	72,2
Ontario	6 492,7	41,2	12,4	28,9	58,8	32,9	25,8	44,0	66,6
Manitoba	587,0	51,2	17,4	33,7	48,8	29,5	19,4	39,7	74,8
Saskatchewan	491,6	51,1	17,4	33,7	48,9	31,7	17,1	35,1	76,7
Alberta	1 870,7	46,5	14,5	32,0	53,5	32,4	21,1	39,5	72,1
Colombie-Britannique	2 195,5	45,5	11,6	33,9	54,4	31,3	23,1	42,4	69,2

1. Y compris les personnes ayant fait des études postsecondaires partielles.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

proportion de titulaires d'un grade universitaire (baccalauréat ou niveau supérieur) était la plus élevée en Ontario l'une et l'autre année (partiellement en raison d'un plus grand afflux d'immigrants), suivi de la Nouvelle-Écosse en 1990 mais de la Colombie-Britannique en 2006. Malgré le relèvement du niveau de scolarité, un peu plus de la moitié des personnes occupées au Manitoba et en Saskatchewan n'avaient pas de diplôme d'études postsecondaires en 2006.

L'emploi chez les personnes ayant fait des études postsecondaires a crû dans toutes les provinces



Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Les personnes moins scolarisées ou possédant moins de compétences sont beaucoup plus susceptibles de connaître le chômage. Entre 54 % et 69 % des chômeurs n'avaient pas de diplôme d'études postsecondaires en 2006, une baisse marquée par rapport à entre

68 % et 83 % en 1990. Même si le chômage demeure concentré chez les personnes moins scolarisées, leur part diminue. Ce phénomène est attribuable principalement au relèvement global du niveau de scolarité dans la population en âge de travailler.

Répartition du chômage selon le niveau de scolarité et la province

	Personnes occupées de 15 ans ou plus	Sans diplôme d'études postsecondaires			Études postsecondaires terminées			Grade universitaire par rapport au post-secondaire	Bacheliers parmi diplômés universitaires
		Total	Sans diplôme d'études secondaires	Études secondaires complétées ¹	Total	Certificat ou diplôme	Université		
1990	milliers				%				
Canada	1 158,3	73,4	42,6	30,9	26,6	20,2	6,4	24,1	78,9
Terre-Neuve-et-Labrador	42,3	75,7	48,9	26,7	24,3	22,7	1,7	6,8	100,0
Île-du-Prince-Édouard	9,3	82,8	55,9	26,9	18,3	15,1	3,2	17,6	66,7
Nouvelle-Écosse	46,1	67,9	42,1	25,8	31,7	25,2	6,5	20,5	80,0
Nouveau-Brunswick	41,3	78,2	47,7	30,5	21,8	18,4	3,4	15,6	85,7
Québec	365,1	71,4	43,9	27,4	28,6	21,9	6,7	23,4	81,2
Ontario	341,5	75,2	42,5	32,7	24,8	18,2	6,6	26,8	76,7
Manitoba	40,9	76,8	45,0	31,8	23,0	15,6	7,3	31,9	83,3
Saskatchewan	34,4	76,2	44,8	31,4	24,1	18,3	5,8	24,1	90,0
Alberta	94,1	72,6	40,1	32,5	27,4	20,5	6,9	25,2	81,5
Colombie-Britannique	143,4	72,7	35,8	37,0	27,3	20,4	6,8	25,1	73,5
2006									
Canada	1 108,4	58,2	28,4	29,9	41,8	27,6	14,2	34,0	70,1
Terre-Neuve-et-Labrador	37,5	60,3	30,1	30,1	39,5	35,2	4,3	10,8	75,0
Île-du-Prince-Édouard	8,5	67,1	37,6	29,4	32,9	25,9	7,1	21,4	83,3
Nouvelle-Écosse	38,1	58,8	30,7	28,1	41,2	30,4	10,8	26,1	70,7
Nouveau-Brunswick	34,2	65,2	33,9	31,3	34,8	28,4	6,4	18,5	77,3
Québec	328,7	54,5	30,2	24,2	45,5	32,7	12,8	28,1	70,8
Ontario	434,6	58,9	26,5	32,4	41,1	24,3	16,8	40,8	68,4
Manitoba	26,5	69,1	38,9	30,2	30,9	18,5	12,5	40,2	81,8
Saskatchewan	24,0	66,7	32,9	33,8	32,9	22,9	10,0	30,4	79,2
Alberta	66,8	59,4	27,8	31,6	40,4	25,9	14,5	35,9	69,1
Colombie-Britannique	109,6	57,5	23,0	34,5	42,5	25,5	17,1	40,1	70,6

1. Y compris les personnes ayant fait des études postsecondaires partielles.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Répartition des personnes inactives selon le niveau de scolarité et la province

	Personnes inactives	Sans diplôme d'études postsecondaires			Études postsecondaires terminées		
		Total	Sans diplôme d'études secondaires	Études secondaires complétées ¹	Total	Certificat ou diplôme	Université
	milliers						
					%		
1990							
Canada	6 970,1	81,5	57,9	23,6	18,5	13,6	4,8
Terre-Neuve-et-Labrador	190,7	88,6	70,0	18,6	11,4	10,2	1,2
Île-du-Prince-Édouard	33,7	84,0	68,0	16,0	16,0	13,9	2,1
Nouvelle-Écosse	265,6	78,8	62,0	16,8	21,2	17,2	4,0
Nouveau-Brunswick	227,5	84,2	64,4	19,8	15,8	13,0	2,8
Québec	1 951,6	84,4	65,8	18,6	15,6	12,4	3,2
Ontario	2 424,4	80,6	54,3	26,3	19,4	13,4	6,0
Manitoba	269,6	84,6	62,7	22,0	15,4	11,3	4,1
Saskatchewan	245,2	82,9	62,6	20,3	17,1	13,7	3,4
Alberta	518,9	79,3	52,2	27,1	20,7	14,5	6,2
Colombie-Britannique	842,8	76,3	44,7	31,6	23,7	17,2	6,5
2006							
Canada	8 592,4	67,2	41,1	26,1	32,8	21,3	11,5
Terre-Neuve-et-Labrador	174,6	74,7	50,3	24,3	25,3	20,2	5,1
Île-du-Prince-Édouard	35,1	66,7	47,0	19,7	33,6	25,9	7,7
Nouvelle-Écosse	282,8	65,8	44,3	21,4	34,2	25,4	8,8
Nouveau-Brunswick	221,7	70,0	45,7	24,3	30,1	22,3	7,8
Québec	2 157,3	67,5	46,5	20,9	32,5	22,2	10,3
Ontario	3 301,7	66,5	39,0	27,5	33,5	20,7	12,8
Manitoba	278,5	72,2	46,4	25,8	27,8	18,3	9,4
Saskatchewan	230,9	70,6	46,6	23,9	29,4	21,5	7,9
Alberta	703,8	66,0	36,8	29,2	34,0	22,5	11,5
Colombie-Britannique	1 205,9	66,3	33,9	32,3	33,7	20,3	13,4

1. Y compris les personnes ayant fait des études postsecondaires partielles.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Une personne peut être inactive pour diverses raisons : fréquentation scolaire, maladie, prestation de soins à domicile, sortie volontaire ou involontaire du marché du travail, ou retraite. Dans chaque province, tant en 1990 qu'en 2006, la majorité des personnes inactives n'avaient pas de diplôme d'études postsecondaires. Toutefois, en Ontario, en Alberta et en Colombie-Britannique, entre 12 % et 13 % étaient titulaires d'un grade universitaire en 2006, comparativement à 6 % seulement en 1990. Un bond semblable s'observe à l'échelle nationale. Par conséquent, le bassin de personnes très scolarisées qui pourraient entrer sur le marché du travail si leur situation venait à changer s'élargit.

■ Notes

1. Étant donné les petites tailles d'échantillon, la variabilité d'échantillonnage peut être plus importante dans le cas des estimations pour l'Île-du-Prince-Édouard.
2. Le Québec s'est classé au premier rang en raison d'une proportion relativement plus élevée de personnes occupées titulaires d'un certificat ou d'un diplôme d'un collège communautaire.

Pour plus de renseignements, on peut joindre Raj K. Chawla de la Division de l'analyse des enquêtes auprès des ménages et sur le travail au 613-951-6901 ou à perspective@statcan.ca.

Absences du travail

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

L'« absentéisme » — un terme utilisé pour décrire les absences évitables, habituelles ou imprévues — constitue une source d'irritation pour les employeurs et les collègues de travail. Ces absences perturbent le calendrier de travail et la production, et entraînent des coûts pour l'organisation et l'économie dans son ensemble. Bien que l'absentéisme soit généralement considéré comme un problème, il n'est pas un phénomène facile à quantifier. La ligne de démarcation entre les absences évitables et inévitables est difficile à tracer, et l'absentéisme est souvent déguisé en absence légitime. L'Enquête sur la population active (EPA) permet de mesurer le temps perdu pour cause de « raisons personnelles », c'est-à-dire la maladie ou l'incapacité, et les obligations personnelles ou familiales. Cependant, à l'intérieur de ces catégories, il est impossible de déterminer si une absence est évitable ou imprévue. Toutefois, on peut analyser les données de l'EPA sur les absences pour motifs personnels afin de déterminer les comportements ou les tendances qui démontrent l'incidence de l'absentéisme (voir *Source des données et définitions*).

Tendances récentes — 1997 à 2007

La fréquence et le nombre de jours perdus pour des raisons personnelles (maladie ou incapacité, et obligations personnelles ou familiales) ont connu une tendance à la hausse depuis 2000 (graphique). Plusieurs facteurs ont alimenté cette tendance, notamment le vieillissement de la main-d'œuvre, la part croissante des femmes dans la main-d'œuvre et tout particulièrement celles ayant de jeunes enfants, le stress élevé chez les travailleurs¹, et des congés de maladie et congés pour obligations familiales plus généreux.

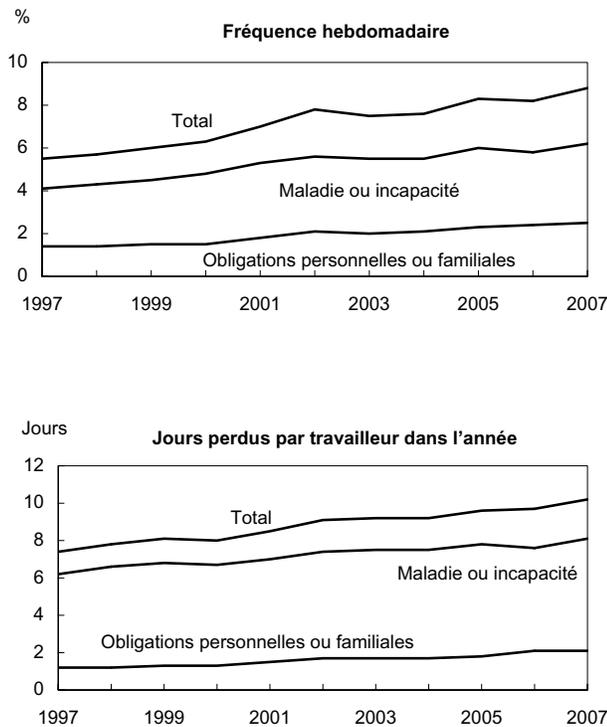
Au cours d'une semaine moyenne en 1997, si l'on exclut les femmes en congé de maternité, environ 5,5 % (484 000) de tous les employés à temps plein occupant un seul emploi étaient absents du travail toute la semaine ou une partie de celle-ci pour des raisons personnelles². En 2007, ce pourcentage a atteint 8,8 % (969 000) (tableau 1). Le temps total de travail perdu a également augmenté de façon soutenue, passant de 3,0 % de la semaine de travail prévue en 1997 à 4,1 % en 2007. Extrapolé pour toute l'année, le temps de travail perdu pour des raisons personnelles s'est accru, passant d'un équivalent de 7,4 jours par travailleur en 1997 à 10,2 jours en 2007.

Variations du taux d'absence en 2007

L'absence attribuable aux raisons personnelles varie parmi les divers groupes de travailleurs. Plusieurs facteurs jouent un rôle, principalement les conditions de travail (l'environnement physique, le niveau de stress de l'emploi, les relations employeur-employé, les dispositions en matière de convention collective, les horaires de travail); l'existence de structures communautaires adéquates et abordables telles que les garderies et le transport en commun; les circonstances familiales, particulièrement la présence d'enfants d'âge préscolaire et d'autres membres de la famille à charge; et la santé physique du travailleur, un facteur étroitement lié à l'âge. Mesurer l'incidence de ces facteurs et d'autres facteurs influents n'est pas facile puisque plusieurs d'entre eux ne sont pas pris en compte dans l'EPA. Cependant, l'examen des absences personnelles en 2007 selon certaines caractéristiques démographiques, la profession et l'industrie, de même que selon d'autres attributs tels que l'affiliation syndicale et la situation d'emploi, permet d'en savoir davantage.

Différences démographiques

En 2007, en excluant les femmes en congé de maternité, environ 8,8 % des employés à temps plein se sont absentés de leur travail pour des raisons personnelles chaque semaine : 6,2 % en raison d'une maladie ou d'une incapacité, et 2,5 % en raison d'obligations personnelles ou familiales (tableau 2). Par conséquent, les employés à temps plein ont perdu environ 4,1 % de leur temps de travail chaque semaine.

Graphique : Taux d'absence du travail, 1997 à 2007

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

En moyenne, chaque employé à temps plein a perdu 10,2 jours en 2007 pour des raisons personnelles (8,1 en raison d'une maladie ou d'une incapacité, et 2,1 en raison d'obligations personnelles ou familiales). Au total, les employés à temps plein ont ainsi perdu environ 113 millions de journées de travail. Les hommes ont perdu moins de jours que les femmes, soit 8,8 (6,7 en raison d'une maladie ou d'une incapacité plus 2,1 en raison d'obligations personnelles ou familiales), contre 12,0 (9,9 plus 2,1).

La présence d'enfants d'âge préscolaire exerce une forte influence sur les absences du travail pour cause d'obligations personnelles ou familiales. En 2007, les employés à temps plein dont la famille comptait au moins un enfant d'âge préscolaire ont perdu en moyenne 5,8 jours, comparativement à seulement 1,6 jour dans le cas de ceux dont la famille n'en comptait pas.

La prévalence croissante des congés pour obligations familiales en milieu de travail, la prolongation des prestations parentales de l'assurance-emploi³ et la participation accrue des pères aux soins à donner aux enfants semblent avoir supprimé l'écart qui existait entre les sexes concernant les absences liées aux obligations personnelles et familiales (Marshall, 2003; Marshall, 2008, à venir). En 1997, les femmes qui avaient des enfants d'âge préscolaire et qui travaillaient à temps plein ont perdu 4,1 jours en raison de telles obligations, par rapport à 1,8 jour chez leurs homologues masculins. En 2006, l'écart s'est considérablement rétréci (6,2 jours pour les femmes contre 5,4 pour les hommes), et en 2007, il s'est carrément renversé (6,3 jours pour les hommes, contre 4,8 pour les femmes).

Le nombre de jours de travail perdus en raison d'une maladie ou d'une incapacité tendait à augmenter avec l'âge, passant d'une moyenne de 5,9 jours chez les jeunes (de 15 à 19 ans) à 11,4 jours pour les employés à temps plein de 55 à 64 ans.

Industrie et secteur

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

Les employés à temps plein du secteur public (plus susceptibles d'être syndiqués ou d'être des femmes) ont perdu plus de temps de travail en 2007 pour des raisons personnelles (12,8 jours, contre 13,0 en 2006) que leurs homologues du secteur privé (9,5 jours, ce qui était inchangé par rapport à 2006).

Au niveau des groupes de base (à deux chiffres) des industries, les employés ayant perdu le plus de jours de travail ont été ceux des services de soins de santé et de l'assistance sociale (14,3 jours), des transports et de l'entreposage (12,2), et des administrations publiques (12,2).

Les moyennes les plus basses ont été enregistrées par les travailleurs à temps plein des services professionnels, scientifiques et techniques (6,6 jours). Les travailleurs des secteurs de l'hébergement et des services

Source des données et définitions

Dans la présente étude, les données sont fondées sur les moyennes annuelles de l'**Enquête sur la population active** (EPA). Elles portent sur les employés à temps plein qui occupaient un seul emploi. Les travailleurs à temps partiel, les travailleurs autonomes et les travailleurs familiaux non rémunérés sont exclus de l'étude parce que leur horaire de travail leur laisse généralement plus de flexibilité pour s'acquitter de leurs obligations personnelles ou familiales. De même, les personnes cumulant des emplois ne sont pas prises en compte parce qu'il est impossible de déterminer, à partir des données de l'EPA, à quels emplois présents sont associés le temps perdu et la raison des absences. Les femmes en congé de maternité sont également exclues. Certains gestionnaires de ressources humaines excluent de leurs statistiques sur la gestion des présences les personnes en congé de longue durée (plus d'un an) pour cause de maladie ou d'incapacité. Toutefois, Statistique Canada tient compte de ces travailleurs dans ses estimations des absences du travail s'ils se déclarent occupés (c'est-à-dire qu'ils continuent de recevoir une rémunération totale ou partielle de leur employeur). En 2007, la moyenne des personnes occupées qui se sont absentes pour cause de maladie ou d'incapacité de longue durée n'était que de 25 000 au cours d'une semaine normale. Leur exclusion aurait fait passer de 6,2 % à 6,0 % la fréquence des absences hebdomadaires pour cause de maladie ou d'incapacité, de 3,2 % à 3,0 % le taux d'inactivité et de 8,1 à 7,5 le nombre de jours perdus par travailleur au cours de l'année.

Les **absences pour raisons personnelles** sont divisées en deux catégories : « maladie ou incapacité » (de l'enquête) et « obligations personnelles ou familiales » (soins donnés à ses enfants, soins à un parent âgé et autres obligations personnelles ou familiales). Ces deux types d'absence représentaient environ 31 % du temps total perdu chaque semaine en 2007 chez les travailleurs rémunérés à temps plein. Les vacances, qui représentaient 43 % du temps total non consacré au travail, ne sont pas considérées comme des absences dans cette étude, ni les jours fériés, qui représentaient 8 %. Les congés de maternité correspondaient à 11 % du temps perdu, et les autres motifs, à 7 %.

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

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

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

Motifs d'absence du travail selon l'EPA

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

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

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

de restauration (8,1), des industries primaires autres que l'agriculture (8,5), ainsi que de la finance, des assurances, de l'immobilier et de la location (8,9) ont également manqué moins de jours de travail.

Profession

Les facteurs associés aux taux d'absence selon la profession sont semblables à ceux liés à l'industrie (tableau 4). Encore une fois, selon les groupes de base des

industries, les différences découlent principalement du temps perdu en raison d'une maladie ou d'une incapacité.

Les employés à temps plein des professions de la santé (15,6) et des professions propres au secteur de la production (12,8) ont enregistré le plus de jours perdus en 2007. Les travailleurs dans les postes de gestion (6,4) et dans la culture et les loisirs (6,6) ont affiché le moins de jours perdus.

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

Les travailleurs à temps plein qui étaient syndiqués ou assujettis à une convention collective ont perdu plus de jours de travail en moyenne en 2007 pour des raisons personnelles que leurs homologues non syndiqués (14,0 contre 8,4) (tableau 5).

Les travailleurs ayant un emploi permanent (et donc qui étaient plus susceptibles d'être syndiqués) ont perdu plus de jours de travail (10,4) que ceux dont l'emploi n'était pas permanent (8,3).

Le nombre de jours perdus avait tendance à augmenter selon la taille du lieu de travail, passant de 8,8 dans les lieux de travail comptant moins de 20 employés (entreprises plus susceptibles d'enregistrer un faible taux de syndicalisation) à 11,8 dans les lieux de travail comptant plus de 500 employés (entreprises plus susceptibles d'avoir un taux de syndicalisation élevé).

Le nombre de jours perdus avait tendance à croître avec la durée d'occupation de l'emploi, presque toutes les différences découlant du temps perdu en raison d'une maladie ou d'une incapacité. Ce nombre passait de 7,8 jours chez les employés qui avaient occupé leur emploi pendant un an ou moins, à 12,2 jours chez ceux qui avaient occupé leur emploi pendant plus de 14 ans (ce dernier groupe étant susceptible d'être plus âgé).

Province et région métropolitaine de recensement

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

Les employés à temps plein en Nouvelle-Écosse et au Québec ont perdu le plus de temps de travail en 2007, à savoir 12 jours. Ceux de l'Alberta et de l'Ontario en ont perdu le moins, soit 9,0 et 9,3 respectivement.

Dans les régions métropolitaines de recensement, les travailleurs à temps plein de Thunder Bay (14,6), Gatineau (13,3) et Saguenay (12,0) ont perdu le plus de jours de travail. Ceux de Calgary (8,1), Kitchener (8,3) et Toronto (8,4) en ont perdu le moins.

Perspective

■ Notes

1. Pour plus de renseignements, voir Margot Shields, « Stress, santé et bienfaits du soutien social », *Rapports sur la santé*, n° 82-003-XIF au catalogue de Statistique Canada, janvier 2004, vol. 15, n° 1. Voir également Cara Williams, « Sources de stress en milieu de travail », *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, édition en ligne de juin 2003, vol. 4, n° 6.
2. À partir de 1997, on a utilisé le questionnaire remanié de l'Enquête sur la population active.
3. En décembre 2000, à la suite des modifications au Règlement sur l'assurance-emploi, la durée des prestations parentales est passée de 10 à 35 semaines. Ces 35 semaines peuvent être allouées à un seul parent (admissible) ou partagées entre les deux parents (admissibles).

Documents consultés

MARSHALL, Katherine. 2003. « L'avantage du congé parental prolongé », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 4, n° 3, mars, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada.

MARSHALL, Katherine. 2008. « L'utilisation du congé parental par les pères », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 9, n° 6, juin (à venir), n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada.

Pour plus de renseignements, on peut communiquer avec Labouaria Yssaad, Division de l'analyse des enquêtes auprès des ménages et sur le travail, au 613-951-0627 ou à perspective@statcan.ca.

Tableau 1 Taux d'absence chez les employés à temps plein selon le sexe de 1997 à 2007, à l'exclusion du congé de maternité

	Fréquence ¹			Taux d'inactivité ²			Jours perdus par travailleur dans l'année ³		
	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales
		%			%		jours		
Les deux sexes									
1997	5,5	4,1	1,4	3,0	2,5	0,5	7,4	6,2	1,2
1998	5,7	4,3	1,4	3,1	2,6	0,5	7,8	6,6	1,2
1999	6,0	4,5	1,5	3,2	2,7	0,5	8,1	6,8	1,3
2000	6,3	4,8	1,5	3,2	2,7	0,5	8,0	6,7	1,3
2001	7,0	5,3	1,8	3,4	2,8	0,6	8,5	7,0	1,5
2002	7,8	5,6	2,1	3,6	3,0	0,7	9,1	7,4	1,7
2003	7,5	5,5	2,0	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
2004	7,6	5,5	2,1	3,7	3,0	0,7	9,2	7,5	1,7
2005	8,3	6,0	2,3	3,9	3,1	0,7	9,6	7,8	1,8
2006	8,2	5,8	2,4	3,9	3,0	0,9	9,7	7,6	2,1
2007	8,8	6,2	2,5	4,1	3,2	0,8	10,2	8,1	2,1
Hommes									
1997	4,6	3,4	1,2	2,5	2,1	0,4	6,3	5,3	0,9
1998	4,9	3,7	1,2	2,7	2,3	0,4	6,9	5,8	1,0
1999	5,2	3,9	1,3	2,8	2,4	0,4	7,0	5,9	1,1
2000	5,5	4,1	1,4	2,8	2,4	0,4	7,0	5,9	1,1
2001	6,1	4,6	1,6	3,1	2,5	0,5	7,6	6,3	1,3
2002	6,7	4,8	1,9	3,2	2,6	0,6	8,0	6,5	1,6
2003	6,5	4,7	1,8	3,3	2,6	0,6	8,2	6,6	1,5
2004	6,6	4,6	2,0	3,2	2,6	0,7	8,0	6,4	1,6
2005	7,2	5,2	2,1	3,4	2,7	0,7	8,6	6,9	1,7
2006	7,2	5,1	2,1	3,5	2,7	0,8	8,7	6,7	1,9
2007	7,5	5,1	2,4	3,5	2,7	0,8	8,8	6,7	2,1
Femmes									
1997	6,7	5,1	1,7	3,6	3,0	0,6	9,1	7,6	1,5
1998	6,7	5,1	1,6	3,7	3,1	0,6	9,2	7,8	1,5
1999	7,1	5,4	1,8	3,8	3,2	0,6	9,6	8,0	1,6
2000	7,5	5,7	1,8	3,8	3,2	0,6	9,4	7,9	1,5
2001	8,2	6,2	2,0	3,9	3,2	0,7	9,8	8,0	1,8
2002	9,2	6,7	2,4	4,3	3,5	0,8	10,7	8,7	1,9
2003	8,9	6,6	2,3	4,3	3,5	0,8	10,7	8,8	1,9
2004	8,9	6,6	2,3	4,3	3,6	0,7	10,8	9,0	1,9
2005	9,6	7,0	2,6	4,5	3,7	0,8	11,2	9,1	2,0
2006	9,5	6,8	2,7	4,5	3,5	1,0	11,2	8,8	2,4
2007	10,3	7,5	2,8	4,8	3,9	0,9	12,0	9,9	2,1

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

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

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

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Tableau 2 Taux d'absence chez les employés à temps plein selon le sexe, l'âge, le niveau de scolarité et la présence d'enfants en 2007, à l'exclusion du congé de maternité

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

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

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

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

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Tableau 3 Taux d'absence chez les employés à temps plein selon l'industrie et le secteur en 2007, à l'exclusion du congé de maternité

	Fréquence ¹			Taux d'inactivité ²			Jours perdus par travailleur dans l'année ³		
	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales
		%	%		jours				
Ensemble des industries	8,8	6,2	2,5	4,1	3,2	0,8	10,2	8,1	2,1
Secteur public	10,6	8,0	2,6	5,1	4,2	0,9	12,8	10,4	2,4
Secteur privé	8,2	5,7	2,5	3,8	3,0	0,8	9,5	7,4	2,0
Industries des biens	8,3	5,6	2,7	3,9	3,1	0,8	9,8	7,7	2,1
Industries primaires	6,7	4,5	2,3	3,4	2,6	0,8	8,5	6,5	2,1
Agriculture	8,2	5,3	3,0	3,7	2,8	0,9	9,2	7,1	2,2
Autres	6,2	4,2	2,0	3,3	2,5	0,8	8,3	6,3	2,0
Services publics	9,2	6,9	2,3	4,5	3,6	0,8	11,2	9,1	2,1
Construction	7,8	5,3	2,5	3,7	2,9	0,8	9,4	7,3	2,1
Fabrication	8,7	5,9	2,8	4,1	3,2	0,9	10,2	8,1	2,1
Biens durables	8,7	5,8	2,8	3,9	3,1	0,8	9,7	7,7	2,0
Biens non durables	8,8	6,0	2,8	4,4	3,5	1,0	11,1	8,7	2,4
Industries des services	8,9	6,4	2,5	4,1	3,3	0,8	10,3	8,2	2,1
Commerce	8,1	5,7	2,4	3,7	2,9	0,8	9,3	7,3	2,0
De gros	7,5	5,1	2,5	3,4	2,7	0,8	8,6	6,6	1,9
De détail	8,3	5,9	2,4	3,9	3,0	0,8	9,7	7,6	2,1
Transport et entreposage	8,7	6,5	2,2	4,9	4,1	0,8	12,2	10,1	2,1
Finance, assurances, immobilier et location	8,3	5,8	2,5	3,5	2,8	0,7	8,9	7,0	1,8
Finance et assurances	8,6	6,0	2,5	3,7	2,9	0,7	9,1	7,3	1,8
Immobilier et location	7,1	4,8	2,3	3,1	2,4	0,7	7,8	5,9	1,9
Professionnels, scientifiques et techniques	7,6	4,8	2,8	2,6	1,9	0,7	6,6	4,8	1,8
Services aux entreprises, services relatifs aux bâtiments et autres services de soutien	10,0	7,1	2,9	4,2	3,3	0,9	10,6	8,3	2,4
Services d'enseignement	9,7	7,0	2,6	4,2	3,3	0,9	10,6	8,3	2,3
Soins de santé et assistance sociale	10,8	8,6	2,2	5,7	4,9	0,8	14,3	12,3	2,0
Information, culture et loisirs	7,6	5,4	2,2	3,7	2,9	0,8	9,3	7,3	2,0
Hébergement et restauration	6,8	5,0	1,8	3,2	2,5	0,7	8,1	6,3	1,8
Autres services	8,3	5,6	2,8	3,8	2,8	1,0	9,5	7,1	2,4
Administrations publiques	11,3	8,0	3,3	4,9	3,7	1,2	12,2	9,3	2,9
Fédérale	14,2	9,9	4,3	6,0	4,4	1,6	15,0	11,0	4,0
Provinciale	11,4	8,2	3,2	5,0	4,0	1,0	12,5	10,0	2,5
Locale et autres	7,9	5,6	2,2	3,5	2,7	0,8	8,7	6,7	2,0

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

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

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

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Tableau 4 Taux d'absence chez les employés à temps plein selon la profession en 2007, à l'exclusion du congé de maternité

	Fréquence ¹			Taux d'inactivité ²			Jours perdus par travailleur dans l'année ³		
	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales	Total	Maladie ou incapacité	Obligations personnelles ou familiales
		%	%		jours				
Ensemble des professions	8,8	6,2	2,5	4,1	3,2	0,8	10,2	8,1	2,1
Gestion	6,2	4,2	2,0	2,6	1,9	0,6	6,4	4,8	1,6
Affaires, finance et administration	10,1	7,1	3,0	4,2	3,3	0,9	10,5	8,3	2,1
Professionnels	7,8	5,5	2,3	2,9	2,2	0,7	7,3	5,5	1,8
Finance et administration	8,9	6,0	2,8	3,8	2,9	0,8	9,4	7,3	2,1
Personnel de bureau	11,2	8,0	3,2	4,7	3,8	0,9	11,8	9,5	2,3
Sciences naturelles et appliquées	8,0	5,0	2,9	3,0	2,1	0,9	7,4	5,2	2,2
Santé	10,7	8,8	1,9	6,3	5,5	0,8	15,6	13,7	1,9
Professionnels	6,8	4,9	F	2,6	2,1	F	6,6	5,2	F
Sciences infirmières	10,3	8,6	1,7	6,5	5,7	0,8	16,2	14,3	1,9
Personnel technique	10,6	8,5	2,1	6,0	5,1	0,9	15,1	12,8	2,3
Personnel de soutien	12,7	10,7	2,1	7,8	7,0	0,7	19,5	17,6	1,9
Sciences sociales et administration publique	9,9	7,1	2,8	4,4	3,4	1,0	11,1	8,5	2,6
Personnel du droit, des services sociaux et de la religion	10,5	7,5	3,0	5,0	3,9	1,1	12,4	9,6	2,8
Enseignants	9,5	6,8	2,7	4,0	3,1	1,0	10,1	7,6	2,5
Niveaux secondaire et primaire	11,0	8,0	2,9	4,8	3,7	1,1	12,0	9,2	2,7
Autres	6,1	4,1	2,1	2,5	1,7	0,7	6,2	4,4	1,9
Culture et loisirs	7,7	5,3	2,4	2,7	2,0	0,6	6,6	5,0	1,6
Ventes et services	7,8	5,7	2,1	3,8	3,0	0,8	9,6	7,6	1,9
Grossistes	6,3	4,1	2,3	2,4	1,8	0,6	6,0	4,5	1,5
Détaillants	7,7	5,6	2,0	3,8	3,0	0,8	9,4	7,5	1,9
Aliments et boissons	6,8	5,1	1,8	3,6	2,8	0,8	9,0	7,0	2,0
Services de protection	7,9	6,0	1,9	4,3	3,4	1,0	10,8	8,4	2,4
Garderie et soutien à domicile	10,5	7,6	2,9	4,2	3,4	0,8	10,5	8,5	2,1
Voyages et hébergement	8,9	6,7	2,2	4,6	3,8	0,8	11,5	9,4	2,1
Métiers, transport et machinerie	8,5	6,0	2,5	4,4	3,6	0,9	11,1	8,9	2,2
Entrepreneurs et contremaîtres	6,0	4,0	2,0	2,4	1,8	0,6	6,1	4,6	1,5
Métiers de la construction	9,3	6,4	2,8	4,6	3,6	1,1	11,6	8,9	2,6
Autres métiers	8,3	5,7	2,6	4,1	3,2	0,9	10,1	8,0	2,2
Conducteurs de matériel de transport	7,8	5,7	2,1	5,0	4,1	0,8	12,4	10,3	2,0
Aides et manœuvres	10,1	7,3	2,7	5,2	4,2	1,0	13,0	10,5	2,4
Professions du secteur primaire	6,8	4,5	2,3	3,5	2,7	0,8	8,9	6,7	2,1
Professions du secteur de la production	10,0	7,1	2,9	5,1	4,1	1,0	12,8	10,4	2,5
Conducteurs de machines et monteuses	9,8	6,9	2,8	5,0	4,0	1,0	12,4	10,0	2,4
Manœuvres	10,8	7,8	3,0	5,7	4,7	1,1	14,4	11,7	2,7

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

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

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

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active.

Tableau 5 Taux d'absence chez les employés à temps plein selon la taille du lieu de travail, la durée d'occupation de l'emploi, la situation d'emploi et l'affiliation syndicale en 2007, à l'exclusion du congé de maternité

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

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

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

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

Source : Statistics Canada, Enquête sur la population active.

Tableau 6 Taux d'absence chez les employés à temps plein selon la province, la région et la région métropolitaine de recensement (RMR) en 2007, à l'exclusion du congé de maternité

	Fréquence ¹			Taux d'inactivité ²			Jours perdus par travailleur dans l'année ³		
	Total	Obligations		Total	Obligations		Total	Obligations	
		Maladie ou incapacité	personnelles ou familiales		Maladie ou incapacité	personnelles ou familiales		Maladie ou incapacité	personnelles ou familiales
		%		%		jours			
Province et région									
Les deux sexes	8,8	6,2	2,5	4,1	3,2	0,8	10,2	8,1	2,1
Provinces de l'Atlantique	8,7	6,5	2,3	4,3	3,6	0,7	10,8	9,0	1,8
Terre-Neuve-et-Labrador	7,6	5,7	1,9	3,9	3,3	0,6	9,8	8,2	1,6
Île-du-Prince-Édouard	7,6	5,3	2,3	3,4	2,7	0,6	8,4	6,8	1,6
Nouvelle-Écosse	9,7	7,2	2,5	4,8	4,0	0,8	12,0	9,9	2,1
Nouveau-Brunswick	8,6	6,3	2,2	4,2	3,5	0,7	10,5	8,8	1,8
Québec	9,4	6,8	2,6	4,8	3,9	0,9	12,0	9,8	2,2
Ontario	8,5	5,8	2,7	3,7	2,9	0,9	9,3	7,2	2,2
Prairies	8,9	6,3	2,6	3,8	3,0	0,9	9,6	7,5	2,1
Manitoba	9,8	7,0	2,8	4,3	3,5	0,9	10,8	8,7	2,2
Saskatchewan	9,5	6,8	2,8	4,2	3,3	0,9	10,5	8,3	2,2
Alberta	8,4	5,9	2,5	3,6	2,8	0,8	9,0	6,9	2,1
Colombie-Britannique	8,1	6,1	2,0	4,0	3,3	0,7	10,1	8,2	1,9
RMR									
Les deux sexes	8,8	6,2	2,5	4,1	3,2	0,8	10,2	8,1	2,1
Ensemble des RMR	8,7	6,2	2,6	3,9	3,1	0,8	9,8	7,7	2,1
St. John's	9,0	6,8	2,2	4,5	3,8	0,7	11,3	9,5	1,8
Halifax	9,6	7,1	2,4	4,4	3,6	0,8	11,0	9,0	2,0
Saint John	9,2	6,6	2,5	4,5	3,7	0,8	11,2	9,2	2,0
Saguenay	8,9	6,3	F	4,8	4,0	F	12,0	9,9	F
Québec	8,5	6,1	2,5	4,2	3,4	0,8	10,6	8,5	2,1
Montréal	9,9	7,1	2,8	4,7	3,8	0,9	11,8	9,5	2,3
Trois-Rivières	8,6	6,0	F	4,0	3,1	F	10,0	7,8	F
Sherbrooke	8,3	6,2	F	4,4	3,6	F	10,9	9,1	F
Gatineau	11,7	8,1	3,6	5,3	4,0	1,3	13,3	10,1	3,3
Ottawa	10,8	7,4	3,4	4,3	3,2	1,1	10,7	8,0	2,8
Kingston	10,1	6,4	3,6	4,5	3,2	1,2	11,2	8,1	3,1
Greater Sudbury / Grand Sudbury	9,5	6,8	F	4,3	3,4	F	10,8	8,5	F
Toronto	7,8	5,2	2,6	3,4	2,5	0,9	8,4	6,3	2,1
Hamilton	8,3	5,9	2,4	3,5	2,9	0,6	8,7	7,3	1,5
St. Catharines-Niagara	8,5	6,1	2,4	4,1	3,3	0,8	10,2	8,2	2,1
London	9,0	6,7	2,4	4,2	3,5	0,6	10,4	8,9	1,6
Windsor	8,9	6,0	2,9	4,2	3,3	1,0	10,6	8,2	2,4
Kitchener-Waterloo	8,5	5,7	2,9	3,3	2,6	0,8	8,3	6,4	1,9
Oshawa	8,5	5,9	2,6	3,8	3,0	0,8	9,6	7,6	2,0
Thunder Bay	10,7	8,0	F	5,8	4,8	F	14,6	12,1	F
Winnipeg	9,7	7,0	2,6	4,2	3,4	0,8	10,5	8,5	2,0
Regina	10,2	7,5	2,7	4,3	3,5	0,8	10,7	8,7	2,0
Saskatoon	8,8	6,3	2,5	3,6	2,8	0,8	9,0	7,1	1,9
Calgary	7,9	5,7	2,3	3,3	2,5	0,8	8,1	6,2	1,9
Edmonton	8,9	6,5	2,4	4,0	3,2	0,8	10,0	8,0	2,0
Abbotsford	8,3	6,4	F	4,7	3,9	F	11,7	9,6	F
Vancouver	7,2	5,3	1,9	3,4	2,7	0,7	8,6	6,8	1,7
Victoria	9,7	7,2	2,5	4,4	3,5	0,9	11,1	8,9	2,2
Hors RMR	8,7	6,2	2,5	4,4	3,5	0,9	11,0	8,9	2,2
Centres urbains	9,0	6,6	2,4	4,4	3,6	0,8	11,0	9,0	2,0

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

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

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

Source : Statistics Canada, Enquête sur la population active.