

N° 75-001-XIF au catalogue



L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

DÉCEMBRE 2006

Vol. 7, n° 12

- INÉGALITÉ DE LA RICHESSE : SECOND REGARD
- INSTABILITÉ DES HEURES DE TRAVAIL



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

À votre service...

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : *L'emploi et le revenu en perspective*, 170, promenade du Pré Tunney, 9-A6, Jean-Talon, Statistique Canada, Ottawa, (Ontario), K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-4628; courriel : perspective@statcan.ca).

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

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

Renseignements pour accéder au produit

Le produit n° 75-001-XIF au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.ca et de choisir la rubrique Nos produits et services.

Normes de service au public

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

L'emploi et le revenu en perspective

(n° 75-001-XIF au catalogue; also available in English: *Perspectives on Labour and Income*, Catalogue no. 75-001-XIE) est publié trimestriellement par le ministre responsable de Statistique Canada. ©Ministre de l'Industrie, 2006. ISSN : 1492-4978.

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

Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, 100, promenade du Pré Tunney, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Signes conventionnels

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

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

Faits saillants

Dans ce numéro

■ Inégalité de la richesse : second regard

- Après avoir augmenté entre 1984 et 1999, l'écart entre les familles des tranches supérieure et inférieure de 20 % de la répartition de la richesse a continué de s'élargir entre 1999 et 2005. Les 20 % des familles les plus riches détenaient 75 % de la richesse totale des ménages en 2005, comparativement à 73 % en 1999 et à 69 % en 1984.
- La croissance de la valeur nette du logement a alimenté une partie de l'augmentation de la richesse des familles de la tranche supérieure de 20 %. En 1999 et 2005, la grande majorité de ces familles — au moins 95 % — possédait une maison. Chez les propriétaires, la valeur médiane de la résidence principale a grimpé de 75 000 \$ entre 1999 et 2005, traduisant une hausse marquée du prix du logement.
- Si la richesse médiane de l'ensemble des familles a augmenté de 26 % entre 1984 et 2005, elle a fléchi considérablement parmi les familles dont le principal soutien économique était âgé de 25 à 34 ans. En 2005, ces familles avaient une richesse médiane de 13 400 \$ (en dollars de 2005), ce qui est beaucoup moins que les 27 000 \$ et 17 400 \$ enregistrés respectivement en 1984 et 1999.
- La baisse de la richesse chez les jeunes familles est principalement attribuable à la diminution considérable des gains cumulés des jeunes hommes — la somme qu'ils ont reçue au cours de plusieurs années — survenue entre les années 1970 et les années 1990. Au cours de la période de 1994 à 2004, leurs gains cumulés s'établissaient en moyenne à environ 267 000 \$, ce qui est beaucoup moins que les 330 000 \$ pour la période de 1973 à 1983.

■ Instabilité des heures de travail

- Légèrement moins de la moitié des employés ont travaillé à peu près le même nombre d'heures chaque année entre 1997 et 2001. Environ un tiers ont fait des heures normales à temps plein toute l'année durant chacune des cinq années, et 15 % ont travaillé une année plus courte.
- Travailler de longues heures était un phénomène courant, mais rare année après année. Un travailleur sur cinq a fait de longues heures durant au moins une année entre 1997 et 2001, mais moins de 1 % l'ont fait chaque année.
- Généralement, les heures annuelles ont varié d'environ cinq semaines de travail à temps plein. Mais cette variabilité était fortement polarisée, un cinquième des employés en étant pratiquement à l'abri et un quart subissant une variabilité qui dépassait huit semaines par an.
- L'instabilité des heures de travail était plus élevée chez les employés des petites entreprises ainsi que chez ceux qui n'avaient pas de régime de pension et ceux qui n'étaient pas couverts par une convention collective.

Perspective

L'EMPLOI ET LE REVENU EN

PERSPECTIVE

LA REVUE PAR EXCELLENCE

sur l'emploi et le revenu
de Statistique Canada

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

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

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



ENVOYEZ À

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



TÉLÉPHONE

1 800 267-6677

Mentionnez PF026100



TÉLÉCOPIEUR

1 877 287-4369
(613) 951-0581



COURRIEL

Infostats@statcan.ca

MODALITÉS DE PAIEMENT (cochez une seule case)

Veillez débiter mon compte :

MasterCard VISA American Express

N° de carte _____ Date d'expiration _____

Signature _____

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

Paiement inclus _____ \$

Signature de la personne autorisée _____

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

Total			
TPS (6 %)			
TVP en vigueur			
TVH en vigueur (N.-É., N.-B., T.-N.-L.)			
Frais de port : États-Unis 24 \$ CA, autres pays 40 \$ CA			
Total général			

Nom _____

Entreprise _____ Service _____

Adresse _____ Ville _____ Province _____

Code postal _____ Téléphone _____ Télécopieur _____

Courriel _____

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

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

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

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

BON DE COMMANDE



Statistique Canada / Statistics Canada

Canada

Inégalité de la richesse : second regard

René Morissette et Xuelin Zhang

La richesse donne accès aux ressources économiques. Afin d'atténuer les conséquences liées aux dépenses imprévues ou à une perte de revenu, les personnes qui disposent d'une réserve de richesse peuvent liquider certains de leurs avoirs financiers ou réels. Sur une note plus positive, une valeur nette suffisante offre la possibilité de réduire les heures de travail, de procéder à des investissements plus risqués ou de tenter l'expérience du travail autonome. Par ailleurs, le manque de richesse rend ces options moins vraisemblables.

Entre 1984 et 1999, l'inégalité de la richesse a augmenté au Canada (Morissette, Zhang et Drolet, 2002, 2006). En 1984, les familles et les personnes seules (ci-après appelées tout simplement les familles) se situant dans la tranche supérieure de 10 % de la répartition de la richesse détenaient 52 % de la richesse des ménages, en excluant la valeur des régimes de pension d'employeur. Quinze ans plus tard, elles en possédaient 56 % et, en 2005, 58 %.

En se fondant sur les données de l'Enquête sur les avoirs et les dettes de 1984 et de l'Enquête sur la sécurité financière de 1999 et de 2005, le présent article permet d'examiner la répartition de la richesse au cours de la période de 1984 à 2005. Dans la majeure partie de l'analyse, on utilise trois échantillons différents : l'ensemble des familles, toutes les familles sauf celles se situant dans la tranche supérieure de 1 %, et toutes les familles sauf celles se situant dans la tranche supérieure de 5 %. Comme l'enquête de 1984 ne contenait pas d'information sur les régimes de pension d'employeur, la richesse, sauf indication contraire, exclut la valeur des régimes de pension liés au travail (voir *Sources des données et définitions*).

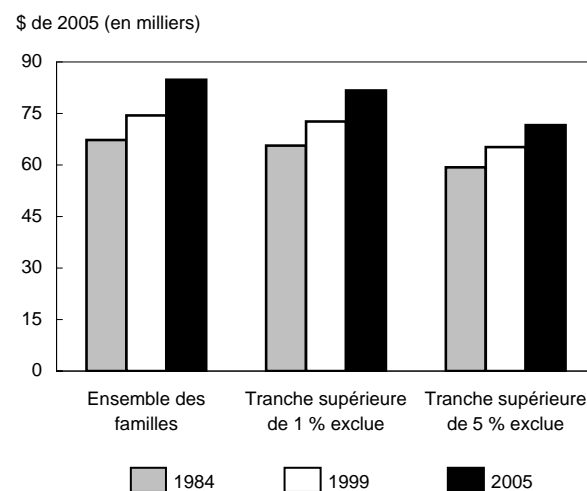
Les auteurs sont au service de la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail. On peut joindre René Morissette au 613-951-3608, et Xuelin Zhang au 613-951-4295 ou les deux à perspective@statcan.ca.

Richesse médiane et richesse moyenne

La richesse médiane réelle (corrigée en fonction de l'inflation) a augmenté d'environ 10 % entre 1984 et 1999 (graphique A), puis de 10 % à 14 % entre 1999 et 2005, portant l'augmentation à entre 21 % et 26 % au cours de l'ensemble de la période de 1984 à 2005. Par contre, la richesse moyenne réelle s'est accrue entre 51 % et 70 %, traduisant de fortes hausses de la richesse dans la tranche supérieure de la répartition².

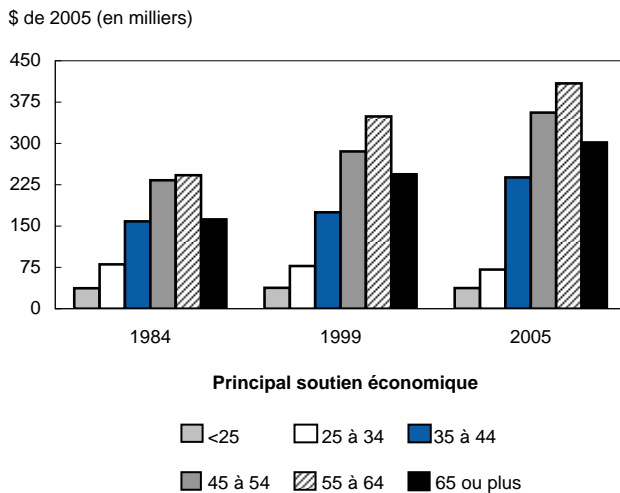
La croissance a été loin d'être uniforme entre les groupes d'âge. La richesse moyenne a progressé plus rapidement chez les familles dont le principal soutien économique était âgé de 35 ans ou plus (graphique B). Par exemple, elle a augmenté d'au moins 79 % chez

Graphique A La richesse médiane (en dollars constants) des familles s'est accrue de plus de 20 % entre 1984 et 2005



Sources : Statistique Canada, Enquête sur les avoirs et les dettes, 1984; Enquête sur la sécurité financière, 1999 et 2005

Graphique B La richesse moyenne a crû davantage chez les familles dont le principal soutien économique était âgé de 35 ans ou plus



Sources : Statistique Canada, Enquête sur les avoirs et les dettes, 1984; Enquête sur la sécurité financière, 1999 et 2005

les familles dont le principal soutien économique était âgé de 65 ans ou plus, mais a diminué jusqu'à 12 % lorsque le principal soutien économique était âgé de 25 à 34 ans.

Une partie de l'augmentation de la richesse moyenne est attribuable au vieillissement de la population, en raison du plus grand nombre de familles ayant eu davantage de temps pour accumuler des avoirs financiers et réels. Si la structure par âge était demeurée inchangée au cours de la période de 1984 à 2005, la progression de la richesse moyenne aurait été moindre. L'application de la structure par âge de 1984 à la répartition de la richesse de 2005 indique qu'environ un quart de la croissance observée de 1984 à 2005 était attribuable au vieillissement de la population. Le reste traduisait l'augmentation de la richesse des différents groupes d'âge.

Inégalité de la richesse, de 1984 à 2005

Comme de nombreuses études l'ont démontré (par exemple, Davies, 1979 et 1993), la richesse est fortement concentrée. En 1984, les familles se situant dans la tranche supérieure de 10 % de la répartition de la richesse détenaient 52 % de la richesse agrégée des

Sources des données et définitions

L'Enquête sur les avoirs et les dettes (EAD) de 1984 était un supplément de l'Enquête sur les finances des consommateurs qui a eu lieu en mai 1984. L'Enquête sur la sécurité financière (ESF) de 1999 a été menée de mai à juillet 1999, et l'ESF de 2005 l'a été de mai à juillet 2005. Dans les trois enquêtes, l'échantillon était fondé sur la base de sondage de l'Enquête sur la population active et représentait l'ensemble des familles au Canada, sauf les résidents des territoires, les ménages des réserves indiennes, les membres à temps plein des Forces armées et les pensionnaires d'un établissement institutionnel¹.

Il importe de signaler certaines différences entre les enquêtes. Dans l'EAD, les renseignements sur les avoirs (sauf la résidence) et les dettes ont été recueillis pour chaque membre de la famille âgé de 15 ans ou plus, puis agrégés au niveau de la famille. Dans l'ESF, par contre, ces renseignements ont été recueillis directement au niveau de la famille. On y a également utilisé un échantillon supplémentaire « à revenu élevé » afin d'améliorer la qualité des estimations de la richesse.

Pour pouvoir comparer le concept de richesse, les éléments suivants doivent être exclus de l'ESF : le contenu de la résidence, les objets de valeur et de collection, les rentes, de même que les fonds enregistrés de revenu de retraite (FERR). La richesse est la différence entre la valeur du total des avoirs d'une famille et le montant total de son endettement. Sauf indication contraire, elle exclut la valeur des régimes de pension liés au travail et les droits aux prestations futures du Régime de pensions du Canada, du Régime de rentes du Québec ou de la Sécurité de la vieillesse. Est également exclue toute mesure de la valeur actualisée des gains à venir des membres de la famille.

Il est particulièrement difficile de mesurer la queue supérieure de la répartition de la richesse. En se fondant sur diverses sources de données, Davies (1993) estime que la part de la richesse totale détenue par la tranche supérieure de 1 % des familles en 1984 peut passer de 17 % (selon l'EAD) à entre 22 % et 27 %, une fois les ajustements apportés. De même, la part détenue par la tranche supérieure de 5 % des familles en 1984 peut passer de 38 % à entre 41 % et 46 %.

Une autre complication tient au fait que les comparaisons sont faites à deux périodes différentes et que le degré de troncature peut avoir varié. Plus précisément, supposons, pour simplifier les choses, que la répartition de la richesse véritable soit demeurée inchangée entre 1984 et 1999. En appliquant le raisonnement de Davies (1993, p. 160) à l'analyse de la variation de la répartition de la richesse, si aucune famille dont la richesse était supérieure à 10 millions de dollars ne consentait à une interview en 1984 et si aucune famille dont la richesse était supérieure à 50 millions de dollars ne consentait à une interview en 1999, les données de l'EAD de 1984 et de l'ESF de 1999 indiqueraient une augmentation (incorrecte) de l'inégalité de la richesse simplement en raison de l'utilisation de meilleures techniques d'interview lors de la dernière enquête. Par conséquent, la plus grande partie de l'analyse élaborée dans le présent article porte sur trois échantillons différents : l'ensemble des familles, toutes les familles sauf celles se situant dans la tranche supérieure de 1 % de la répartition de la richesse, et toutes les familles sauf celles se situant dans la tranche supérieure de 5 %. Les expressions « richesse » et « valeur nette » sont utilisées indifféremment.

Tableau 1 Richesse médiane et part de la richesse totale

	Richesse médiane			Part			Part en 2005 selon :	
	1984	1999	2005	1984	1999	2005	structure de par âge de 1984	structure de la famille de 1984
	\$ de 2005			%				
Ensemble des familles								
Tranche inférieure de 10 %	-2 100	-6 570	-9 600	-0,5	-0,6	-0,6	-0,8	-0,6
Deuxième	780	120	10	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Troisième	7 770	6 820	6 000	0,5	0,4	0,2	0,1	0,3
Quatrième	24 630	26 150	25 500	1,7	1,3	1,1	0,7	1,3
Cinquième	52 260	57 120	63 250	3,5	2,8	2,5	2,1	2,7
Sixième	83 130	93 850	109 050	5,6	4,7	4,4	3,9	4,4
Septième	120 690	148 610	173 590	8,2	7,4	6,9	6,6	6,9
Huitième	170 210	221 770	263 000	11,5	11,0	10,5	10,4	10,2
Neuvième	256 740	344 890	413 750	17,5	17,4	16,8	17,0	16,2
Tranche supérieure de 10 %	534 980	723 590	1 194 000	51,8	55,7	58,2	60,0	58,6
Tranche supérieure de 1 % exclue								
Tranche inférieure de 10 %	-2 120	-6 800	-9 850	-0,6	-0,8	-0,8	-1,0	-0,8
Deuxième	710	120	10	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Troisième	7 430	6 390	5 800	0,6	0,4	0,3	0,2	0,4
Quatrième	23 830	25 340	24 870	1,9	1,6	1,3	0,9	1,6
Cinquième	50 850	55 220	61 500	4,1	3,4	3,1	2,5	3,4
Sixième	81 630	91 360	105 660	6,6	5,7	5,4	4,8	5,7
Septième	117 890	144 470	168 000	9,5	9,0	8,6	8,1	8,7
Huitième	165 080	214 310	250 970	13,4	13,3	12,9	12,7	12,9
Neuvième	246 300	326 650	392 720	20,1	20,7	20,5	20,6	20,2
Tranche supérieure de 10 %	470 000	644 390	939 340	44,2	46,6	48,6	51,3	47,8
Tranche supérieure de 5 % exclue								
Tranche inférieure de 10 %	-2 290	-7 170	-10 100	-0,7	-1,0	-1,1	-1,4	-1,1
Deuxième	530	60	0	0,1	0,0	0,0	-0,1	0,0
Troisième	6 420	4 030	4 400	0,7	0,5	0,3	0,2	0,4
Quatrième	20 580	21 960	21 000	2,2	1,8	1,5	1,0	1,9
Cinquième	45 380	49 070	55 000	4,7	4,0	3,8	3,0	4,1
Sixième	75 210	83 180	95 360	7,7	6,7	6,5	5,7	6,9
Septième	107 170	129 720	151 000	11,1	10,4	10,3	9,7	10,4
Huitième	149 800	190 780	224 970	15,5	15,4	15,3	15,2	15,3
Neuvième	211 930	279 320	333 050	22,0	22,8	23,3	23,7	22,7
Tranche supérieure de 10 %	341 090	472 910	578 180	36,8	39,5	40,2	43,1	39,4

Nota : Excluant la valeur des régimes de pension agréés.

Sources : Statistique Canada, Enquête sur les avoirs et les dettes, 1984; Enquête sur la sécurité financière, 1999 et 2005

ménages, alors que la tranche inférieure de 50 % n'en possédait que 5 % (tableau 1)³. La concentration s'est accrue de 1984 à 1999, puis de 1999 à 2005, alors que la tranche supérieure de 10 % des familles disposait de 56 % de la valeur nette des Canadiens en 1999, et de 58 % de celle-ci en 2005⁴. Au cours de la période de 1984 à 2005, seules les familles de la tranche supérieure de 10 % ont augmenté leur part de la richesse totale⁵.

Entre-temps, la valeur nette médiane a stagné ou a diminué dans la tranche inférieure de 40 % de la répartition, mais a considérablement augmenté dans la tranche supérieure de 40 %. Par exemple, la valeur nette médiane a chuté d'environ 7 500 \$ (en dollars de 2005) dans la tranche inférieure de 10 % au cours de la période de 1984 à 2005, tout en progressant de 237 000 \$ à 659 000 \$ (selon l'échantillon considéré) dans la tranche supérieure de 10 %. Par conséquent,

Tableau 2 Familles sans richesse ou sans richesse financière

	1984	1999	2005
		%	
Ensemble des familles			
Valeur nette ≤ 0	10,8	12,3	14,1
Richesse financière ≤ 0	17,7	19,7	24,0
Tranche supérieure de 1 % exclue			
Valeur nette ≤ 0	10,9	13,4	14,2
Richesse financière ≤ 0	17,8	19,9	24,1
Tranche supérieure de 5 % exclue			
Valeur nette ≤ 0	11,3	14,0	14,8
Richesse financière ≤ 0	18,2	20,7	25,1

Sources : Statistique Canada, Enquête sur les avoirs et les dettes, 1984; Enquête sur la sécurité financière, 1999 et 2005

l'inégalité de la richesse s'est accentuée étant donné que tous les segments de la population canadienne n'ont pas profité d'un accroissement de la richesse⁶.

En fait, bien que la richesse médiane et la richesse moyenne aient toutes deux enregistré une hausse marquée, la proportion des familles ayant une valeur nette nulle ou négative n'a montré aucune amélioration. En 2005, 14 % des familles avaient plus de dettes que d'avoirs, alors que ce pourcentage s'élevait à 11 % en 1984 (tableau 2). En outre, plus de familles n'avaient aucune richesse financière en 2005 (24 %) qu'en 1984 (18 %)⁷.

Alors que l'inégalité de la richesse a augmenté entre 1984 et 1999 (Morissette, Zhang et Drolet, 2002, 2006), les mesures agrégées de l'inégalité confirment une inégalité croissante entre 1999 et 2005⁸. Le coefficient de Gini (qui est égal à 0,0 si toutes les familles disposent de la même quantité de richesse et à 1,0 si une famille détient toute la richesse des ménages) est passé de 0,691 en 1984 à 0,727 en 1999, puis à 0,746 en 2005⁹.

L'inégalité de la richesse ne s'est pas accrue uniformément. Elle a augmenté beaucoup plus chez les couples non âgés ayant des enfants et les familles monoparentales que chez les personnes seules et les couples non âgés sans enfant (tableau 3).

L'évolution du coefficient de Gini depuis 1970 procure une perspective à long terme de l'inégalité de la richesse. L'Enquête sur les avoirs et les dettes a porté sur la répartition de la richesse en 1970, 1977 et 1984. L'enquête de 1984 a été repondérée afin de la rendre compatible avec l'Enquête sur la sécurité financière de 1999 et de 2005. Par conséquent, les coefficients de Gini comparables sont disponibles pour les deux sous-périodes suivantes : de 1970 à 1984, et de 1984 à 2005¹⁰.

L'inégalité de la richesse, mesurée par le coefficient de Gini, a affiché une forme en U entre 1970 et 2005 (graphique C). Elle a chuté de façon marquée entre 1970 et 1977, puis est restée relativement stable entre 1977 et 1984, avant d'augmenter considérablement au cours des années subséquentes. Par conséquent, elle n'était pas moindre en 2005 qu'en 1970. La dispersion de la richesse au Canada a donc affiché une tendance à la hausse depuis le milieu des années 1980. Des ten-

Tableau 3 Coefficient de Gini selon le type de famille

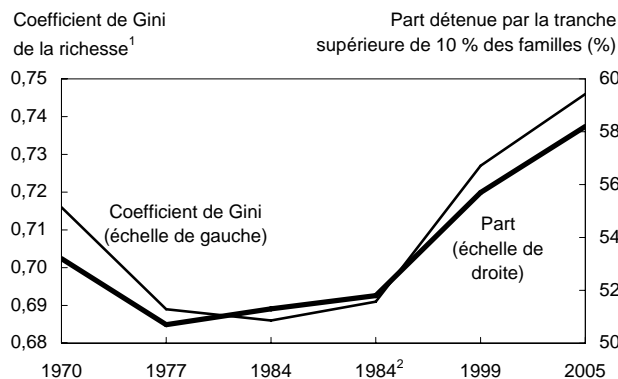
	1984	1999	2005	1984 à 2005
				Variation
				en %
Personne seule				
Âgée	0,647	0,655	0,659	1,9
Non âgée	0,853	0,868	0,888	4,1
Couple non âgé				
Sans enfant ni autre				
personne apparentée	0,666	0,695	0,689	3,5
Enfants de moins de 18 ans ¹	0,647	0,707	0,738	14,1
Enfants de 18 ans ou plus ou autres				
personnes apparentées	0,540	0,614	0,619	14,6
Couple âgé (sans enfant ni autre personne apparentée²)	0,540	0,541	0,576	6,7
Famille monoparentale	0,807	0,897	0,886	9,8
Autre	0,667	0,650	0,646	-3,1

1 Au moins un enfant du principal soutien économique est âgé de moins de 18 ans. D'autres personnes apparentées peuvent aussi faire partie de la famille.

2 Sans enfant de moins de 18 ans.

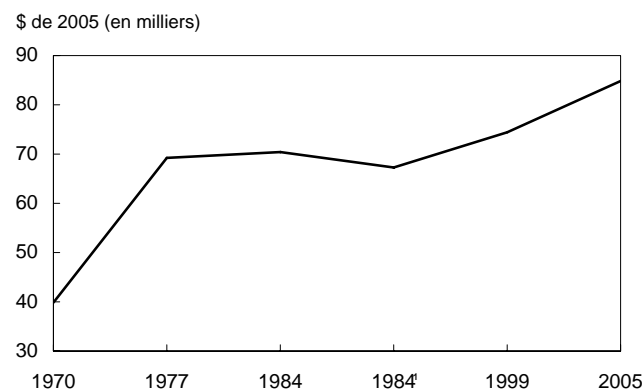
Sources : Statistique Canada, Enquête sur les avoirs et les dettes, 1984; Enquête sur la sécurité financière, 1999 et 2005

Graphique C La répartition de la richesse est redevenue plus inégale



1 Excluant la valeur des régimes de pension agréés (RPA).
 2 Données de 1984 repondérées pour les rendre compatibles avec l'Enquête sur la sécurité financière.
 Sources : Statistique Canada, Enquête sur les avoirs et les dettes, 1984; Enquête sur la sécurité financière, 1999 et 2005

Graphique D Après avoir stagné entre 1977 et 1984, la richesse médiane a augmenté entre 1984 et 2005



1 Données de 1984 repondérées pour les rendre compatibles avec l'Enquête sur la sécurité financière.
 Sources : Statistique Canada, Enquête sur les avoirs et les dettes, 1984; Enquête sur la sécurité financière, 1999 et 2005

dances semblables sont observées lorsque le tracé graphique de la part de la richesse détenue par la tranche supérieure de 10 % des familles est fait.

Alors que l'inégalité de la richesse a tout d'abord diminué et, par la suite, augmenté au cours de la période de 1970 à 2005, la richesse médiane a affiché une tendance à la hausse (graphique D). Elle a crû de façon marquée de 1970 à 1977, a ensuite stagné de 1977 à 1984, puis a remonté après 1984. Elle s'élevait à environ 85 000 \$ en 2005, ce qui correspondait à plus du double du niveau de 1970 (environ 40 000 \$).

Si le vieillissement de la population a eu tendance à accroître la richesse moyenne entre 1984 et 2005, il a également influé sur la répartition de la richesse. En l'absence du vieillissement de la population, la part de la richesse totale détenue par la tranche supérieure de 10 % des familles serait passée de 52 % en 1984 à 60 % en 2005 (tableau 1). Comme ce pourcentage s'est élevé dans les faits à 58 % en 2005, il semble que le vieillissement de la population ait réduit la concentration de la richesse dans la tranche supérieure de la répartition¹¹.

Certains faits semblent indiquer que les changements dans la structure de la famille ont eu l'effet opposé. En excluant la tranche supérieure de 1 % ou celle de 5 %

des familles, la part de la richesse agrégée détenue par la tranche supérieure de 10 % aurait progressé d'un point de pourcentage de moins entre 1984 et 2005 si la proportion de personnes seules et de familles monoparentales était restée la même. Toutefois, cela n'est plus le cas lorsque toutes les familles sont prises en compte.

Richesse selon le sous-groupe de population

Bien que la richesse médiane et la richesse moyenne aient toutes deux augmenté entre 1984 et 2005, tous les sous-groupes de population n'en ont pas profité. Les jeunes familles (principal soutien économique âgé de 25 à 34 ans) ont vu leur richesse médiane chuter de 50 % ou plus (tableau 4)¹². La situation était relativement semblable en 1984 et en 2005 pour les familles comptant un soutien économique principal âgé de 35 à 54 ans sans grade universitaire. Toutefois, ce groupe d'âge a affiché une forte hausse de 39 % de la richesse médiane lorsque le principal soutien économique avait un grade universitaire.

La situation s'est également améliorée pour d'autres groupes. La richesse médiane des personnes seules âgées a doublé, passant d'environ 48 000 \$ en 1984 à 100 000 \$ en 2005. Les couples ayant des enfants de

Tableau 4 Richesse médiane et richesse moyenne selon les caractéristiques du principal soutien économique

	Richesse médiane			Richesse moyenne		
	1984	1999	2005	1984	1999	2005
	\$ de 2005					
Ensemble	67 300	74 400	84 800	148 500	202 900	251 700
Niveau de scolarité						
Pas un diplômé universitaire	60 800	62 300	68 500	137 500	167 400	214 700
Diplômé universitaire	114 800	135 900	144 900	218 100	333 500	364 800
Âge						
Moins de 25 ans	3 500	200	F	37 200	37 900	F
25 à 34 ans	27 000	17 400	13 400	80 500	77 500	71 000
35 à 44 ans	84 700	69 100	84 200	158 500	175 000	238 300
45 à 54 ans	142 800	132 700	146 000	233 200	285 400	355 900
55 à 64 ans	148 700	177 500	203 500	242 300	348 900	409 000
65 ans ou plus	93 100	145 200	157 000	162 100	244 100	301 700
Âge et niveau de scolarité						
25 à 34 ans						
Pas un diplômé universitaire	24 400	12 800	10 500	72 100	57 400	57 800
Diplômé universitaire	47 500	35 600	F	117 600	129 100	F
35 à 54 ans						
Pas un diplômé universitaire	92 700	75 800	87 500	176 500	179 800	245 100
Diplômé universitaire	150 100	166 700	208 500	252 000	359 800	432 100
Statut d'immigrant						
Né au Canada	62 100	69 700	77 000	141 500	194 300	238 800
Immigrant	95 700	107 900	122 700	177 700	238 600	306 200
Au Canada depuis 20 ans ou plus	138 200	197 300	222 100	224 400	329 000	385 300
Au Canada depuis 10 à 19 ans	78 400	51 300	F	131 700	162 200	F
Au Canada depuis moins de 10 ans	20 300	15 100	F	103 800	87 200	F
Type de famille						
Personne seule						
Âgée	47 700	80 600	100 000	90 600	159 100	199 100
Non âgée	6 600	6 900	5 000	54 400	73 600	74 700
Couple, sans enfant						
Couple, enfants de moins de 18 ans	89 700	89 600	120 200	172 000	225 700	350 600
Couple, enfants de 18 ans ou plus	179 500	192 900	259 500	289 700	360 000	476 500
Couple âgé, sans enfant	139 500	204 500	220 000	228 700	323 100	405 900
Monoparentale						
Autre	2 200	4 200	F	45 400	73 500	F
Autre	85 500	129 800	130 500	167 100	242 100	241 900

Sources : Statistique Canada, Enquête sur les avoirs et les dettes, 1984; Enquête sur la sécurité financière, 1999 et 2005

moins de 18 ans et ceux sans enfant ont également enregistré des augmentations de 34 % et de 55 % respectivement. Toutefois, la croissance a été loin d'être uniforme pour les couples ayant des enfants. Dans le cas des jeunes couples, la richesse médiane a fortement diminué entre 1984 et 1999, rebondissant entre 1999 et 2005, sans atteindre toutefois son niveau de 1984 (tableau 5)¹³. Par contre, la richesse médiane des couples âgés de 45 à 54 ans a progressé de façon soutenue, grim pant de 45 % entre 1984 et 2005.

La richesse médiane et la richesse moyenne des familles monoparentales et des personnes seules non âgées ont été faibles, traduisant au moins en partie l'absence d'un deuxième soutien économique. Pour ces deux groupes, la richesse médiane n'a pas dépassé 7 000 \$ en 1999, ce qui reflète le manque d'avoirs dont ces familles disposent pour atténuer les conséquences liées à des dépenses imprévues ou à une interruption des gains.

La richesse moyenne de presque tous les sous-groupes de population a crû davantage que leur richesse médiane (tableau 4), ce qui indique une progression généralisée de l'inégalité de la richesse. Par exemple, la

richesse moyenne des immigrants arrivés il y a au moins 20 ans a augmenté de plus de 150 000 \$, alors que leur richesse médiane a progressé d'environ 85 000 \$¹⁴.

Composantes de la richesse

La richesse moyenne des familles du cinquième inférieur de la répartition ne s'est pas améliorée au cours de la période de 1984 à 2005. Par contre, le groupe intermédiaire et le cinquième supérieur ont enregistré respectivement des hausses d'environ 19 000 \$ et de plus de 400 000 \$ (tableau 6)¹⁵.

Sur le plan comptable, deux facteurs ont été principalement à l'origine de l'accentuation de l'écart entre les familles du cinquième inférieur et du cinquième supérieur de la répartition : la valeur nette du logement et les avoirs détenus dans les REER et dans les comptes de retraite immobilisés (CRI). La valeur nette de la résidence principale a stagné chez les familles du cinquième inférieur, mais a augmenté d'environ 155 000 \$ chez celles du cinquième supérieur¹⁶. De même, les avoirs détenus dans les REER et dans les CRI ont très peu varié chez le premier groupe, tout en progressant d'environ 100 000 \$ chez le second groupe. Environ 60 % de la hausse de 435 000 \$ de la dispersion entre les deux groupes au cours de la période de 1984 à 2005 s'explique par l'augmentation de la valeur nette du logement ainsi que des REER et des CRI chez le cinquième supérieur de la répartition¹⁷. L'ajout de la croissance de la valeur des actions, obligations et fonds communs de placement (environ 62 000 \$ pour le groupe supérieur) porte ce pourcentage à 73 %. Si on ajoute également l'accroissement de la valeur des biens immobiliers autres que la résidence principale (92 000 \$), presque toute l'augmentation (94 %) est expliquée¹⁸.

Plusieurs autres points méritent d'être notés. Après avoir presque triplé entre 1984 et 1999, les avoirs en actions, obligations et fonds communs de placement des familles du cinquième supérieur ont stagné entre 1999 et 2005, traduisant vraisemblablement le repli boursier survenu après 2001. Toutefois, ces familles ont parallèlement augmenté de manière considérable la valeur de leurs avoirs en biens immobiliers autres que la résidence principale. De plus, la forte croissance des REER chez ce groupe est conforme à la hausse marquée des cotisations à un REER faites par les familles à revenu élevé au cours de la période de 1986 à 2003 (Morissette et Ostrovsky, 2006).

Tableau 5 Richesse des couples non âgés ayant des enfants de moins de 18 ans

	1984	1999	2005
Âge du principal soutien économique	\$ de 2005		
25 à 54 ans			
Moyenne	172 400	224 600	350 700
Médiane	90 600	90 400	120 300
Valeur nette ≤0 (%)	6,2	8,5	8,0
25 à 34 ans			
Moyenne	109 300	88 000	100 700
Médiane	50 700	35 500	45 600
Valeur nette ≤0 (%)	9,5	16,0	15,4
35 à 44 ans			
Moyenne	188 200	228 000	348 500
Médiane	105 000	103 100	126 800
Valeur nette ≤0 (%)	4,9	6,8	5,9
45 à 54 ans			
Moyenne	262 400	376 500	597 700
Médiane	166 300	186 100	241 900
Valeur nette ≤0 (%)	2,8	3,4	4,8

Sources : Statistique Canada, Enquête sur les avoirs et les dettes, 1984; Enquête sur la sécurité financière, 1999 et 2005

Certaines caractéristiques des personnes dans des familles à faible revenu	Faible revenu			Faible revenu et sans richesse financière ¹			Faible revenu et richesse financière < écart de revenu ²		
	1983	1998	2004	1984	1999	2005	1984	1999	2005
Ensemble des familles	13,8	13,6	12,5	5,0	5,3	4,6	9,8	9,5	9,1
Âge du principal soutien économique (PSE)					%				
Moins de 25 ans	28,8	47,5	38,2	13,3	22,7	17,6	24,6	38,9	32,8
25 à 34 ans	14,6	18,0	17,7	6,3	9,4	7,2	11,4	14,6	13,6
35 à 44 ans	10,5	12,9	12,3	3,8	4,8	4,2	8,0	8,8	8,8
45 à 54 ans	8,9	8,3	8,1	3,1	2,6	3,5	6,5	5,4	5,8
55 à 64 ans	12,2	12,1	9,4	3,1	3,2	1,6	6,5	6,6	5,7
65 ans ou plus	20,3	8,2	6,0	4,0	1,4	1,4	9,1	3,6	2,9
Niveau de scolarité du PSE									
Pas un diplômé universitaire	15,1	15,1	14,3	5,4	6,0	5,8	10,7	10,7	10,9
Diplômé universitaire	6,1	8,5	7,4	2,6	3,0	1,3	4,1	5,6	4,0
Âge et scolarité du PSE									
25 à 34 ans									
Pas un diplômé universitaire	16,0	19,9	22,1	6,6	10,8	9,9	12,5	16,5	17,8
Diplômé universitaire	7,7	11,9	8,5	4,6	4,9	1,6	6,1	8,6	5,0
35 à 54 ans									
Pas un diplômé universitaire	11,0	12,3	11,8	4,0	4,4	4,9	8,4	8,2	9,0
Diplômé universitaire	4,3	7,2	7,0	1,4	2,3	1,4	2,4	4,8	3,6
Type de famille									
Personne seule									
Âgée	47,9	21,3	16,5	8,3	3,3	2,4	19,5	9,4	7,2
Non âgée	34,1	37,6	35,1	14,7	16,8	15,0	26,9	30,0	30,5
Couple, sans enfant	6,6	6,8	5,8	1,7	1,9	1,7	3,6	3,7	3,5
Couple, enfants de moins de 18 ans	9,8	10,3	9,3	3,8	3,5	1,8	7,1	6,7	5,2
Couple, enfants de 18 ans ou plus	3,0	3,2	2,9	0,6	1,0	0,9	1,3	1,2	1,4
Couple âgé, sans enfant	5,2	1,5	0,5	0,5	0,4	0,3	1,6	0,9	0,3
Monoparentale	49,9	44,5	46,5	20,7	24,0	27,5	42,7	37,5	41,7
Parent de sexe féminin	53,6	49,3	50,0	21,9	26,7	29,6	45,7	42,1	44,6
Autre	14,9	9,8	6,9	5,8	3,5	3,1	12,1	5,7	5,3
Statut d'immigrant du PSE									
Né au Canada	13,6	12,2	10,7	5,2	5,1	4,3	9,9	8,6	8,2
Immigrant	14,9	17,9	18,8	4,2	6,1	5,8	9,6	12,3	12,1
Depuis moins de 10 ans	23,1	35,6	34,5	7,3	12,8	9,7	15,7	25,6	21,2
Depuis 10 ans ou plus	12,9	11,3	12,6	3,4	3,7	4,2	8,2	7,4	8,6

1 Richesse financière nulle ou négative. La richesse financière correspond à la valeur nette moins la valeur nette du logement et de l'entreprise.

2 L'écart de revenu est la différence entre le seuil de faible revenu d'une famille et son revenu après impôt.

Sources : Statistique Canada, Enquête sur les avoirs et les dettes, 1984; Enquête sur la sécurité financière, 1999 et 2005

Les données sur le faible revenu sont souvent utilisées afin d'examiner dans quelle mesure les familles vivent dans des circonstances difficiles. Cependant, bien que le revenu après impôt soit un bon indicateur de la capacité d'une famille de maintenir un niveau de vie donné, la richesse l'est également, puisque les avoirs financiers peuvent être convertis en argent comptant et être utilisés au besoin.

Les familles à faible revenu dont la richesse financière est nulle ou minime sont plus vulnérables que les autres étant donné qu'elles ont moins de ressources pour amortir le choc en cas de difficultés économiques (Morissette, 2002). Une richesse est qualifiée de modeste quand elle est insuffisante pour combler l'écart de faible revenu d'une famille, c'est-à-dire que cette dernière demeurerait en situation de faible revenu même en liquidant tous ses avoirs financiers. Cette famille éprouverait des difficultés financières à court terme si des événements imprévus ou défavorables devaient survenir.

La proportion de personnes vivant dans des familles à faible revenu et sans richesse financière est demeurée presque inchangée entre 1984 et 2005, soit 5 %. De même, la proportion de celles

vivant dans des familles à faible revenu et dont la richesse financière était modeste a peu changé — 10 % en 1984 et 9 % en 2005.

Peu importe la mesure utilisée, les familles monoparentales où le parent est de sexe féminin sont de loin les plus vulnérables sur le plan financier. Pour toutes les années, plus de 40 % des personnes dans ces familles étaient à faible revenu et le seraient restées même après avoir liquidé leurs avoirs financiers. Les personnes seules non âgées sont également vulnérables; 31 % étaient à faible revenu et avaient une richesse financière minime en 2005.

Pour toutes les années, la vulnérabilité financière était considérablement moindre chez les groupes d'âge plus vieux, traduisant sans doute une hausse des gains et de la richesse à mesure que l'âge augmente. Entre 1984 et 2005, la vulnérabilité financière des familles dont le principal soutien économique était âgé de moins de 25 ans a crû. Elle s'est aussi accentuée pour celles dont le principal soutien économique était âgé de 25 à 34 ans et sans grade universitaire. Cependant, elle a fléchi chez celles dont le principal soutien économique était âgé de 65 ans ou plus. L'amélioration dans le cas des familles de personnes âgées traduit le revenu croissant tiré des régimes de pension privés et de l'État.

Tableau 6 Composantes de la richesse moyenne

	1984	1999	2005	1984 à 2005
Cinquième inférieur				
Avoirs				
Dépôts non liés à un REER	750	630	640	-110
Placements non liés à un REER	130	140	160	30
REER et CRI	90	730	810	720
Autres actifs financiers	120	150	10	-110
Résidence principale	1 850	4 650	6 380	4 520
Autres actifs immobiliers	340	800	740	400
Véhicules	1 970	2 010	2 550	580
Valeur nette de l'entreprise	580	-370	770	190
Dettes				
Hypothèque sur résidence principale	1 460	4 220	5 700	4 240
Autres	7 270	10 440	14 110	6 850
Valeur nette	-2 890	-5 920	-7 760	-4 860
Cinquième intermédiaire				
Avoirs				
Dépôts non liés à un REER	9 940	7 690	8 780	-1 160
Placements non liés à un REER	2 680	2 550	2 510	-170
REER et CRI	2 510	13 020	12 070	9 560
Autres actifs financiers	1 210	1 440	20	-1 190
Résidence principale	67 040	92 630	115 220	48 180
Autres actifs immobiliers	8 330	7 490	8 660	330
Véhicules	9 160	10 960	12 210	3 040
Valeur nette de l'entreprise	2 700	1 970	2 380	-330
Dettes				
Hypothèque sur résidence principale	26 870	49 190	57 380	30 500
Autres	8 680	12 460	17 420	8 740
Valeur nette	68 020	76 100	87 050	19 030
Cinquième supérieur				
Avoirs				
Dépôts non liés à un REER	50 800	48 370	59 090	8 290
Placements non liés à un REER	34 610	98 160	96 790	62 180
REER et CRI	22 980	115 030	126 980	104 000
Autres actifs financiers	17 170	19 230	1 840	-15 340
Résidence principale	175 450	249 430	353 920	178 460
Autres actifs immobiliers	60 740	83 520	153 160	92 420
Véhicules	18 390	24 480	26 930	8 540
Valeur nette de l'entreprise	171 720	157 800	207 020	35 300
Dettes				
Hypothèque sur résidence principale	15 760	28 570	39 550	23 790
Autres	21 470	26 430	41 600	20 140
Valeur nette	514 650	741 010	944 590	429 940

Sources : Statistique Canada, Enquête sur les avoirs et les dettes, 1984; Enquête sur la sécurité financière, 1999 et 2005

Rôle des héritages

Les héritages peuvent expliquer en partie l'écart de richesse, et les questions figurant dans l'Enquête sur la sécurité financière de 2005 permettent de faire la lumière sur ce point.

Selon l'enquête, quelque 10 % des familles du cinquième inférieur de la répartition de la richesse avaient reçu un héritage, comparativement à 36 % des familles du cinquième supérieur. En moyenne, la valeur marchande des héritages reçus par

les bénéficiaires du premier groupe s'élevait à un dixième (13 200 \$) de celle du second groupe (136 600 \$). Ensemble, ces deux résultats semblent indiquer que les héritages peuvent expliquer une partie de l'écart de richesse.

Cinq mesures ont été retenues pour les héritages (tableau 7). Deux portent sur la valeur marchande des héritages reçus dans le passé ou au cours des 10 dernières années. Les trois autres mesures présument que les avoirs financiers ou réels obtenus dans le passé n'ont pas été dépensés par les ménages et qu'ils se sont appréciés depuis l'année où ils ont été touchés, à un taux annuel de 1 %, de 3 % ou de 5 % (après correction pour l'inflation)¹⁹.

Peu importe la mesure utilisée, la prise en compte de la valeur des héritages reçus réduit l'écart de richesse moyen entre le cinquième inférieur et le cinquième supérieur de 3 % à 5 %. Par contre, le revenu après impôt a une incidence beaucoup plus grande, expliquant 12 % de l'écart.

Comme les conclusions sur l'influence de variables explicatives spécifiques dépendent de l'ordre d'entrée de ces variables, d'autres spécifications sont considérées. Au lieu de ne tenir compte que des héritages, ils sont ajoutés à une spécification qui comprend déjà une prise en compte multiple : type de famille, province de résidence, âge et niveau de scolarité du principal soutien économique, et un indicateur de limitation au travail. La fraction de l'écart de richesse expliquée augmente alors d'environ 7 % à plus de 10 %. Encore une fois, cela permet de penser que les héritages, peu importe la mesure utilisée, représentent une très faible partie (à peu près de 3 % à 4 %) de l'écart de richesse entre le cinquième inférieur et le cinquième supérieur.

Tableau 7 Écart de richesse entre les tranches inférieure et supérieure de 20 %, 2005

	Écart de richesse moyen	Fraction de l'écart expliquée
	\$	%
Aucune prise en compte	958 400	...
A. Prise en compte des héritages		
1 - Reçus au cours des 10 dernières années	929 700	3,0
2 - Reçus dans le passé	916 900	4,3
3 - Valeur, croissance annuelle = 1 %	913 700	4,7
4 - Valeur, croissance annuelle = 3 %	916 000	4,4
5 - Valeur, croissance annuelle = 5 %	926 600	3,3
B. Prise en compte du revenu après impôt	839 800	12,4
C. Prise en compte multiple¹	896 100	6,5
C + A1	867 700	9,5
C + A2	857 700	10,5
C + A3	855 200	10,8
C + A4	857 200	10,6
C + A5	866 200	9,6
C + A1 + B	772 900	19,4
C + A2 + B	762 600	20,4
C + A3 + B	760 300	20,7
C + A4 + B	762 100	20,5
C + A5 + B	771 000	19,6

Nota : Fondé sur 5 190 observations; les familles dont la valeur des héritages est inconnue sont exclues.

1 Incluant des indicateurs provinciaux, un terme quadratique dans le cas de l'âge du principal soutien économique, quatre indicateurs pour le niveau de scolarité du principal soutien économique, six indicateurs pour le type de famille et un indicateur pour la limitation au travail. La variable dépendante correspond à la valeur nette des familles.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la sécurité financière

De plus, en ajoutant le revenu après impôt aux héritages et la prise en compte multiple définie précédemment, la part de l'écart de richesse qui peut être expliquée passe d'environ 10 % à environ 20 %, ce qui confirme que le revenu familial après impôt réussit mieux à expliquer l'écart de richesse que les héritages.

Concepts plus généraux de la richesse, de 1999 à 2005

Comme l'Enquête sur les avoirs et les dettes ne contenait pas d'information sur les régimes de pension d'employeur, le concept de richesse utilisé jusqu'à

maintenant n'a pas tenu compte de la valeur des régimes de pension liés au travail. L'inclusion des pensions dans un concept plus général de valeur nette indique que la richesse médiane a crû entre 19 % et 23 % au cours de la période de 1999 à 2005²⁰. Par contre, la richesse moyenne, définie de façon générale, a augmenté entre 27 % et 30 %, selon l'échantillon considéré.

Comme pour le concept de richesse plus restreint, il existe très peu de preuves que l'inégalité de la richesse fondée sur un concept qui englobe la valeur des régimes de pension agréés ait diminué entre 1999 et 2005. En général, la part de la richesse totale détenue par le dixième supérieur de la répartition a plutôt légèrement augmenté entre 1999 et 2005 (tableau 8)²¹. De plus, pour les trois échantillons, ni le coefficient de Gini ni le coefficient de variation n'a régressé au cours de cette période. Seule la mesure exponentielle a fait ressortir une très faible baisse (de 1 % à 2 %) lorsque les familles de la tranche supérieure de 5 % de la répartition de la richesse ont été exclues²².

Résumé

La richesse médiane a plus que doublé entre 1970 et 2005, ayant progressé d'environ 20 % à 25 % depuis 1984. Par conséquent, de nombreuses familles canadiennes sont aujourd'hui plus riches que leurs homologues d'il y a 20 ou 35 ans.

Néanmoins, la structure de la richesse a connu d'importants changements au cours des deux dernières décennies. Si la richesse médiane des jeunes familles a chuté de moitié entre 1984 et 2005, elle a augmenté de près de 40 % dans le cas de celles dont le principal soutien économique était un diplômé universitaire âgé de 35 à 54 ans. La richesse médiane des personnes seules âgées a doublé, mais est restée négligeable dans le cas des familles monoparentales.

Au cours de cette période, la répartition de la richesse, en excluant la valeur des régimes de pension d'employeur, est devenue plus inégale — et le serait devenue davantage en l'absence du vieillissement de la population. L'écart entre les familles des tranches inférieure et supérieure de 20 % de la répartition de la richesse s'est élargi principalement parce que la tranche supérieure de 20 % a connu une hausse considérable de la valeur nette du logement et a augmenté la valeur de ses avoirs financiers détenus dans les REER et les CRI.

Tableau 8 Parts de la richesse totale

	Ensemble des familles		Tranche supérieure de 1 % exclue		Tranche supérieure de 5 % exclue	
	1999	2005	1999	2005	1999	2005
Selon la valeur à la cessation des RPA						
	%					
Tranche inférieure de 10 %	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3	-0,4	-0,4
Deuxième	0,2	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2
Troisième	0,7	0,6	0,8	0,7	0,9	0,8
Quatrième	1,9	1,7	2,2	1,9	2,4	2,1
Cinquième	3,4	3,2	3,8	3,7	4,3	4,1
Sixième	5,5	5,2	6,2	6,0	6,9	6,7
Septième	8,1	8,1	9,2	9,3	10,2	10,2
Huitième	12,0	12,2	13,7	13,9	14,8	15,3
Neuvième	18,9	18,3	21,3	20,9	22,3	22,2
Tranche supérieure de 10 %	49,6	50,9	42,9	43,9	38,5	38,9
Selon la valeur d'exploitation des RPA						
Tranche inférieure de 10 %	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3	-0,4	-0,4
Deuxième	0,2	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2
Troisième	0,8	0,6	0,9	0,7	0,9	0,8
Quatrième	1,9	1,7	2,2	1,9	2,4	2,1
Cinquième	3,5	3,2	4,0	3,7	4,4	4,1
Sixième	5,6	5,3	6,4	6,1	7,1	6,8
Septième	8,3	8,1	9,4	9,3	10,3	10,3
Huitième	12,2	12,2	13,8	14,0	14,8	15,3
Neuvième	19,1	18,4	21,4	20,8	22,3	22,2
Tranche supérieure de 10 %	48,7	50,6	42,1	43,6	40,0	38,6

Nota : Incluant la valeur des régimes de pension agréés (RPA).

Source : Statistique Canada, Enquête sur la sécurité financière, 1999 et 2005

L'inégalité de la richesse, mesurée par le coefficient de Gini, a chuté de façon marquée entre 1970 et 1977, puis est restée relativement stable entre 1977 et 1984, pour ensuite augmenter considérablement au cours des années subséquentes. Par conséquent, elle n'était pas moindre en 2005 qu'en 1970. Pour presque tous les sous-groupes de population, la richesse moyenne a progressé plus que la richesse médiane, ce qui semble indiquer que l'accentuation de l'inégalité de la richesse était généralisée. La dispersion croissante de la richesse depuis le milieu des années 1980 permet de penser que les familles canadiennes deviennent de plus en plus inégales dans leur capacité de faire face à une perte de revenu en temps de crise ou d'amorcer des stratégies prospectives d'action en période de prospérité.

Perspective

Notes

1 Comprend les établissements pénitentiaires, les hôpitaux psychiatriques, les sanatoriums, les orphelinats et les foyers pour personnes âgées.

2 Lorsqu'on considère toutes les familles, la richesse moyenne réelle a augmenté de 70 % au cours de cette période. Lorsque la tranche supérieure de 1 % (5 %) des familles est exclue, elle progresse de 59 % (51 %). Dans le cas de la richesse médiane, les estimations correspondantes sont de 26 %, 25 % et 21 %.

3 Pour analyser les tendances en matière d'inégalité de la richesse, le coefficient de Gini et deux autres mesures ont été utilisés : le coefficient de variation et la mesure exponentielle. Le coefficient de Gini est sensible aux changements qui surviennent dans la tranche du milieu de la répartition de la richesse, alors que le coefficient de variation est sensible aux changements dans la tranche supérieure, et la mesure exponentielle, à ceux dans la tranche inférieure.

4 L'accroissement de la part de la richesse détenue par la tranche supérieure de 10 % au cours de la période de 1999 à 2005 n'est pas statistiquement significatif au niveau de 5 % (test bilatéral), mais l'augmentation survenue entre 1984 et 2005 est significative au niveau de 1 %. Les hausses correspondantes observées de 1984 à 2005 pour les deux autres échantillons sont également significatives au niveau de 1 %.

5 Lorsque la tranche supérieure de 1 % ou de 5 % des familles est exclue, seule la tranche supérieure restante de 20 % voit sa part de la richesse totale progresser durant cette période.

6 Lorsque toutes les familles sont prises en compte, la richesse médiane de la tranche supérieure de 20 % des familles atteignait environ 551 000 \$ en 2005, par rapport à 465 000 \$ en 1999 et à 336 000 \$ en 1984. Par contre, la richesse médiane de la tranche inférieure de 20 % de la répartition a stagné au cours des deux dernières décennies; elle était pour ainsi dire nulle en 1984 et négative (environ -1 000 \$) en 1999 ainsi qu'en 2005.

7 On entend par richesse financière la valeur nette moins la valeur nette relative à la résidence et à l'entreprise propre.

8 Que toutes les familles soient prises en compte ou que la tranche supérieure de 1 % soit exclue, l'augmentation du coefficient de Gini entre 1999 et 2005 est statistiquement significative au niveau de 10 %. Lorsque la tranche supérieure de 1 % des familles est exclue, la progression du coefficient de Gini est significative au niveau de 1 %. Pour les trois échantillons, l'accroissement du coefficient de Gini entre 1984 et 2005 est statistiquement significatif au niveau de 1 %.

9 Il est bien connu que les énoncés rigoureux sur la progression de l'inégalité de la richesse de 1999 à 2005 obligent à vérifier que la courbe de Lorenz de 2005 se situe sous celle de 1999 à tous les centiles de la répartition de la richesse. Pour les trois échantillons, cette condition est respectée lorsque la tranche inférieure de 0,5 % des familles est exclue. Avec cette exclusion, l'inégalité de la richesse a augmenté de façon non équivoque de 1999 à 2005 (et de 1984 à 2005). La croissance de l'inégalité de la richesse au cours de la période de 1999 à 2005 a suivi une hausse de l'inégalité du revenu familial après impôt survenue durant les années 1990 (Frenette, Green et Picot, 2006), ce qui permet de penser que la dispersion croissante du revenu a contribué à l'augmentation de la concentration de la richesse.

10 Les coefficients de Gini, les estimations de la richesse médiane et les estimations de la part de la richesse détenue par la tranche supérieure de 10 % des familles pour la période de 1970 à 1984 (graphiques C et D) sont tirés d'Oja (1987, p. 28).

11 Le vieillissement de la population entraîne une baisse de l'importance relative des jeunes familles, qui disposent d'une richesse inférieure à la moyenne, et une hausse de l'importance relative des familles âgées, qui ont tendance à posséder une richesse supérieure à la moyenne. La repondération des données de 2005 à l'aide de six groupes d'âge (moins de 25 ans, de 25 à 34 ans,

de 35 à 44 ans, de 45 à 54 ans, de 55 à 64 ans, et de 65 ans ou plus) produit un coefficient de Gini de 0,767. Le coefficient de Gini réel en 2005 était de 0,746, ce qui laisse supposer que le vieillissement de la population a eu tendance à réduire l'inégalité de la richesse entre 1984 et 2005. Peu importe que le coefficient de Gini, la mesure exponentielle ou le coefficient de variation soit utilisé, la conclusion est généralement la même pour les trois échantillons. Une seule exception est observée dans le cas du coefficient de variation, lorsque toutes les familles sont prises en compte. Les chiffres indiquent qu'une très petite partie (4 %) de l'augmentation survenue au cours de la période de 1984 à 2005 était attribuable au vieillissement de la population.

12 La baisse est principalement attribuable à la diminution considérable des gains cumulés des jeunes hommes — la somme qu'ils ont reçue au cours de plusieurs années — survenue entre les années 1970 et les années 1990. Au cours de la période de 1994 à 2004, leurs gains cumulés s'établissaient en moyenne à environ 267 000 \$, ce qui est beaucoup moins que les 330 000 \$ pour la période de 1973 à 1983. Par contre, les gains cumulés des jeunes femmes ont augmenté de plus de 10 000 \$, passant d'environ 166 000 \$ à 177 000 \$. Les gains cumulés des jeunes hommes et des jeunes femmes pris ensemble ont chuté, passant de 248 000 \$ à 222 000 \$. La dette au titre des prêts aux étudiants a eu peu d'incidence. Une des raisons tient au fait que la dette des étudiants touche principalement les diplômés de niveau postsecondaire, qui ne représentent qu'une fraction des jeunes personnes. En fait, le montant moyen dû au chapitre des prêts aux étudiants n'a crû que de 3 300 \$ entre 1984 et 2005.

13 En 2005, 15,4 % de ces couples affichaient une valeur nette nulle (ou négative), comparativement à seulement 9,5 % en 1984.

14 Pour une analyse détaillée de la richesse des familles immigrantes en 1999, voir Zhang (2003).

15 L'augmentation de la richesse moyenne a été d'environ 176 000 \$ pour les familles comprises entre les 75^e et 95^e centiles.

16 En 1999 et en 2005, la grande majorité des familles du cinquième supérieur (au moins 95 %) possédait une maison. Chez les propriétaires, la valeur médiane de la résidence principale a bondi de 75 000 \$ entre 1999 et 2005, traduisant une forte hausse du prix du logement. Par contre, la valeur nette du logement a peu changé chez les familles de la tranche inférieure de 20 %. Cela n'est pas étonnant puisque très peu de ces familles — au plus 6 % — possédaient une maison durant la période de 1999 à 2005.

17 Lorsque les familles de la tranche supérieure de 5 % de la répartition de la richesse sont exclues, l'écart de richesse moyen entre les familles de la tranche inférieure de 20 % et celles comprises entre les 75^e et 95^e centiles augmente d'environ 180 000 \$. Chez ce dernier groupe, la valeur nette du logement ainsi que les REER et les CRI grimpent d'environ 111 000 \$ et 63 000 \$ respectivement. Par conséquent, les différences de croissance entre ces deux avoirs expliquent environ 97 % de l'écart grandissant.

18 Idéalement, on souhaiterait tenir compte de l'augmentation de la richesse nette en biens immobiliers autres que la résidence principale. Pour ce faire, il faudrait disposer de données sur les prêts hypothécaires consentis pour des résidences secondaires, qui ne sont pas disponibles dans l'Enquête sur les avoirs et les dettes de 1984.

19 Les 92 familles qui ont déclaré un héritage sans indiquer la valeur marchande ont été exclues. L'écart de richesse moyen de ce sous-échantillon s'élève à 958 400 \$, très près de l'écart de 952 350 \$ figurant au tableau 6.

20 Deux méthodes servent à l'évaluation des régimes de retraite à prestations déterminées : la première donne lieu à une évaluation fondée sur la valeur à la cessation, et la seconde, à une évaluation selon la valeur d'exploitation. Les deux méthodes supposent que, pour les participants actuels au régime, la participation est prise en compte jusqu'au moment de l'enquête seulement.

21 Une seule exception est découverte en utilisant l'évaluation fondée sur la valeur d'exploitation des régimes de retraite à prestations déterminées et en excluant la tranche supérieure de 5 % des familles.

22 Pour les trois échantillons, la richesse médiane de la tranche supérieure de 20 % s'est accrue d'au moins 26 %; dans le cas de la tranche inférieure de 20 %, elle a fléchi de 13 % ou plus (selon la valeur à la cessation des régimes de retraite à prestations déterminées).

■ Documents consultés

DAVIES, J. B. 1979. « On the size distribution of wealth in Canada », *Review of Income and Wealth*, vol. 25, n° 3, p. 237 à 259.

---. 1993. « The distribution of wealth in Canada », *Research on Economic Inequality*, Edward N. Wolff, Greenwich (Conn.), JAI Press, vol. 4, p. 159 à 180.

FRENETTE, Marc, David A. GREEN et Garnet PICOT. 2006. « Rising income inequality in the 1990s: An exploration of three data sources », *Dimensions of Inequality in Canada*, David A. Green et Jonathan R. Kesselman, Vancouver, UBC Press, chapitre 3.

MORISSETTE, René. 2002. « Précarité financière des familles », *L'emploi et le revenu en perspective*, juillet, vol. 3, n° 7, produit n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, <http://www.statcan.ca/francais/freepub/75-001-XIF/0070275-001-XIF.html> (consulté le 7 décembre 2006).

MORISSETTE, René, et Yuri OSTROVSKY. 2006. *La protection en matière de pensions et l'épargne-retraite des familles canadiennes, 1986 à 2003*, produit n° 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, « Document de recherche de la Direction des études analytiques », n° 286, 50 p., <http://www.statcan.ca/francais/research/11F0019MIF/11F0019MIF2006286.pdf> (consulté le 7 décembre 2006).

MORISSETTE, René, Xuelin ZHANG et Marie DROLET. 2002. « Inégalité de la richesse », *L'emploi et le revenu en perspective*, février, vol. 3, n° 2, produit n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, <http://www.statcan.ca/francais/freepub/75-001-XIF/0020275-001-XIF.html> (consulté le 7 décembre 2006).

---. 2006. « The evolution of wealth inequality in Canada, 1984-1999 », *International Perspectives on Household Wealth*, Edward N. Wolff, Cheltenham, U.K. Edward Elgar Publishing, chapitre 5.

OJA, G. 1987. *Évolution de la répartition de la richesse au Canada, 1970-1984*, produit n° 13-588 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, « Rapport analytique sur le revenu », n° 1, 39 p.

ZHANG, Xuelin. 2003. *Le niveau de richesse des familles d'immigrants au Canada*, produit n° 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, « Document de recherche de la Direction des études analytiques », n° 197, 46 p., <http://www.statcan.ca/francais/research/11F0019MIF/11F0019MIF2003197.pdf> (consulté le 7 décembre 2006).

Instabilité des heures de travail

Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté

Le marché du travail est en évolution constante, la création et la suppression d'emplois se poursuivant sans cesse dans toutes les industries. Parallèlement, les travailleurs démissionnent, sont mis à pied, cumulent les emplois et passent du travail à temps plein au travail à temps partiel et aux périodes sans emploi. Néanmoins, bon nombre de travailleurs réussissent à trouver un emploi sûr et stable. Ceux-ci peuvent faire des projets d'avenir : acheter une maison en étant raisonnablement sûrs de gagner suffisamment pour payer leurs hypothèques, se marier et fonder un foyer. Ils peuvent être tranquilles, sachant qu'ils ne risquent pas beaucoup de faire face à une grande pénurie de travail dans un proche avenir. Mais qu'en est-il de ceux dont la situation est moins sûre? Combien de travailleurs sont incapables de trouver un emploi stable? Quels sont leurs régimes de travail? Et quelles pourraient-être les conséquences?

Les mesures statiques du marché du travail (le taux de chômage, le taux d'emploi à temps partiel ou la durée moyenne d'occupation de l'emploi) cachent autant qu'elles révèlent. Par exemple, savoir que 14 % des travailleurs ont travaillé 50 heures ou plus durant une semaine typique en 2005 ne jette aucun éclairage sur le nombre de ces travailleurs qui étaient surchargés mois après mois. Le présent article examine les heures de travail annuelles des employés au cours d'une période de cinq ans. Cela donne ainsi une mesure synthétique, combinant la suppression d'emplois, le changement de travail, le changement des heures de travail hebdomadaires et le cumul d'emplois en un indicateur du bien-être global des travailleurs.

Les auteurs sont au service de la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail. On peut joindre Andrew Heisz au 613-951-3748, et Sébastien LaRochelle-Côté au 613-951-0803 ou les deux à perspective@statcan.ca.

Instabilité des heures de travail annuelles

L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (voir *Source des données et définitions*) fournit des données sur les heures de travail annuelles au cours d'années successives, ce qui permet d'évaluer l'instabilité des heures de travail. L'examen des heures de travail dans une optique transversale révèle d'abord l'avantage d'un examen des heures sur plusieurs années (tableau). Plus de la moitié des employés ont fait un nombre d'heures normal (1 750 à 2 199) en une année, soit 52,5 % en 1997 et 57,2 % en 2001. Venaient ensuite les heures de travail courtes (28,1 % et 24,7 %), tandis que les

Tableau Employés selon les heures de travail annuelles

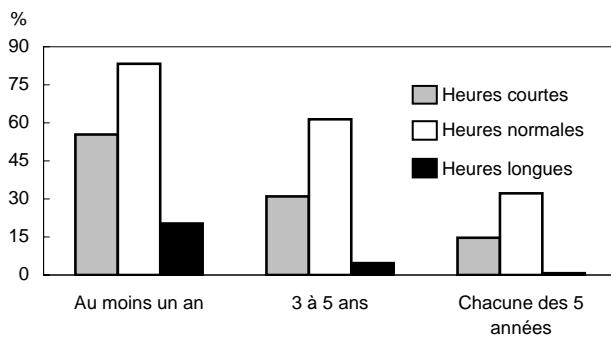
	1997	2001	Variation
	%		
Ensemble des individus			
Non-travailleurs	7,0	5,9	-1,1
1 à 1 199	16,7	12,8	-3,9
1 200 à 1 749	11,4	11,9	0,5
1 750 à 2 199	52,5	57,2	4,7
2 200 à 2 399	4,8	4,2	-0,6
2 400 ou plus	7,6	8,0	0,4
Hommes			
Non-travailleurs	4,6	3,6	-1,0
1 à 1 199	9,8	6,5	-3,3
1 200 à 1 749	7,2	6,3	-0,9
1 750 à 2 199	60,8	66,0	5,2
2 200 à 2 399	6,3	6,1	-0,2
2 400 ou plus	11,3	11,4	0,1
Femmes			
Non-travailleuses	9,5	8,2	-1,3
1 à 1 199	23,7	19,2	-4,5
1 200 à 1 749	15,7	17,6	1,9
1 750 à 2 199	44,0	48,1	4,1
2 200 à 2 399	3,2	2,3	-0,9
2 400 ou plus	3,8	4,5	0,7

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

longues heures étaient relativement rares (12,4 % et 12,2 %). (Les non-travailleurs n'étaient pas occupés durant les années de référence respectives, mais ils étaient occupés à un autre moment au cours de la période allant de 1997 à 2001.)

Dans l'ensemble, la répartition des heures de travail annuelles semble remarquablement stable. En l'absence d'autres données, on pourrait être tenté de conclure que les mêmes personnes ont travaillé de longues heures ou des heures courtes durant les deux années de référence. Toutefois, les données longitudinales révèlent que la stabilité des heures de travail au fil des ans ne constitue pas la norme. Au cours d'au moins une année entre 1997 et 2001, plus de la moitié des employés ont fait des heures courtes, quatre sur cinq ont fait des heures normales, et un sur cinq, de longues heures (graphique A). Mais la proportion ayant fait la même catégorie générale d'heures chaque année était petite, comparée aux résultats transversaux. En tout, moins de la moitié se sont classés dans le même groupe d'heures de travail en chacune des cinq années étudiées, le tiers faisant des heures normales, un septième, des heures courtes et moins de 1 %, de longues heures. Ainsi, beaucoup plus de travailleurs ont fait au moins une année des heures de travail courtes ou longues que ne le laissent supposer les résultats transversaux. Mais parallèlement, les heures de travail longues ou courtes de manière chronique étaient également beaucoup moins répandues.

Graphique A Moins de la moitié des travailleurs étaient dans la même catégorie d'heures de travail annuelles durant les cinq années



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997 à 2001

Source des données et définitions

La présente étude repose sur les données du panel longitudinal de l'**Enquête sur la dynamique du travail et du revenu** (EDTR) pour la période allant de 1996 à 2001. Dans l'EDTR, on recueille les données sur les heures travaillées en demandant aux travailleurs combien d'heures rémunérées ils travaillent « habituellement » durant la semaine, y compris les jours de congé, les congés de maladie ou de maternité rémunérés et les heures supplémentaires rémunérées habituelles, mais non compris les heures supplémentaires rémunérées inhabituelles et toutes les heures non rémunérées. Les données sur les heures hebdomadaires travaillées sont combinées aux autres données sur le nombre de semaines travaillées de manière à produire des estimations individuelles des heures annuelles travaillées. Les absences non rémunérées sont soustraites des heures de travail habituelles.

L'étude est basée sur un échantillon d'environ 8 100 personnes âgées de 25 à 54 ans en 1997 et qui ont travaillé au moins une fois entre 1997 et 2001. Les immigrants arrivés au pays après 1996, les émigrants ayant quitté le pays avant 2001 et les personnes qui ne se trouvaient pas au pays à un moment donné au cours de la période étudiée ont été exclus de l'échantillon. Les travailleurs autonomes ont aussi été exclus.

Heures normales : travail à temps plein toute l'année (de 1 750 à 2 199 heures)

Heures courtes : faible nombre d'heures de travail à temps partiel, une partie de l'année (de 1 à 1 199 heures); nombre d'heures élevé à temps partiel, une partie de l'année (de 1 200 à 1 749 heures)

Longues heures : longues heures (de 2 200 à 2 399 heures); très longues heures (2 400 heures ou plus)

Concepts et mesures

Les heures annuelles étant représentées par h_t , l'écart absolu moyen est donné par la formule suivante :

$$EAM_i = \left(\sum_{t=1}^5 |h_{it} - \bar{h}_i| \right) \div 5$$

Dans cette formule, h_{it} représente les heures annuelles de l'individu i en année t , et \bar{h}_i est la moyenne des heures annuelles de cette même personne pour les cinq années. Ainsi, EAM_i donne simplement la différence absolue moyenne entre les heures de travail d'un individu une année typique et ses heures de travail une année réelle.

Manifestement, de nombreux employés ont fait l'expérience des heures de travail annuelles variables. Cette instabilité peut être résumée par l'écart absolu moyen des heures de travail, qui donne la différence absolue moyenne entre les heures de travail d'un individu une année typique et ses heures de travail une année réelle (voir *Source des données et définitions*). Le travailleur dont

les heures annuelles seraient les mêmes pour les cinq années aurait un écart absolu moyen de zéro. L'écart absolu moyen typique était de 200 heures, ce qui montre que chez le travailleur moyen, la variation des heures annuelles correspondait à environ cinq semaines de travail à temps plein. Toutefois, la variabilité des heures de travail était fortement polarisée, un travailleur sur cinq n'affichant pratiquement aucune variabilité et un sur quatre, une variabilité supérieure à huit semaines par an.

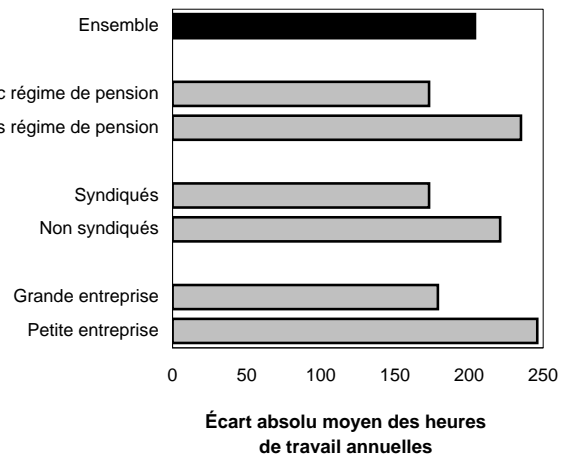
Un groupe de travailleurs se démarque par une très forte variabilité. Ces travailleurs ont fait pendant au moins une année des heures courtes et au moins une autre année de longues heures. Ce groupe, celui des travailleurs qui ont fait un nombre d'heures soit élevé, soit faible, représentait moins de 8 % de l'échantillon. Chose intéressante, les deux tiers du groupe ont réussi à atteindre la moyenne normale des heures de travail au cours des cinq années étudiées, mais au prix d'une plus grande instabilité des heures annuelles.

Heures de travail variables : y a-t-il lieu de s'inquiéter?

Les heures de travail variables sont-elles un sujet d'inquiétude? Une telle tendance pourrait traduire le choix des travailleurs de réduire les heures de travail au profit des loisirs, ou bien le phénomène pourrait être concentré dans certaines professions très bien rémunérées où les congés sabbatiques sont la norme. Bien qu'il soit difficile de faire la distinction avec certitude, il peut être utile d'examiner les caractéristiques des emplois. La littérature portant sur la qualité de l'emploi divise souvent les emplois en « bons » et « mauvais ». Les bons emplois se caractérisent par des heures de travail à temps plein stables, offrent un régime de pension et la permanence, tandis que les mauvais emplois n'offrent aucun de ces avantages. Mais dans quelle mesure un mauvais emploi est-il associé à une grande variabilité des heures de travail? Si les travailleurs dont les heures de travail sont très variables ont des caractéristiques liées à un emploi de faible qualité, alors il devient difficile de soutenir que ces travailleurs choisissent de telles heures.

Par exemple, l'absence d'un régime de pension, l'absence de couverture syndicale et le fait de travailler dans une petite entreprise sont trois caractéristiques dont on suppose généralement qu'elles sont liées à un emploi de faible qualité. En fait, les employés qui réunissent ces trois caractéristiques font des heures plus variables

Graphique B Les travailleurs occupant un emploi de faible qualité faisaient plus d'heures annuelles variables



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997 à 2001

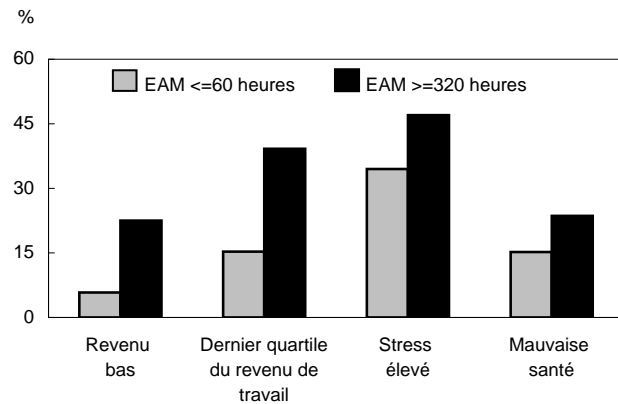
que les autres (graphique B). Ceux qui n'ont pas de régime de pension affichent un écart de 62 heures de plus que les travailleurs qui en ont un, ceux sans couverture syndicale, un écart de 48 heures de plus que les employés syndiqués et ceux travaillant dans une petite entreprise, un écart de 67 heures de plus que les travailleurs d'une grande entreprise.

D'autres caractéristiques du travail atypique étaient également liées à la variabilité des heures annuelles. Par exemple, alors que l'écart absolu moyen global des heures de travail annuelles était de 204, l'écart était de 333 heures pour les travailleurs occupant plus d'un emploi et de 272 heures pour les travailleurs à faible rémunération.

Heures de travail et bien-être

Il est également possible de vérifier dans quelle mesure les heures de travail variables sont souhaitables en tâchant de voir si les travailleurs qui font ces heures jouissent d'un niveau de bien-être inférieur. Autrement dit, la prévalence des cas de faible revenu, de faibles gains, de stress élevé ou de mauvaise santé est-elle plus élevée chez les employés qui affichent l'écart le plus élevé sur le plan des heures (écart absolu moyen de

Graphique C Les travailleurs faisant des heures annuelles variables connaissent un bien-être moindre



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997 à 2001

320 heures ou plus) que chez les employés qui font des heures de travail comparativement stables (écart absolu moyen de 60 heures ou moins)?

L'instabilité des heures de travail était liée au fait de traverser un ou plusieurs épisodes de faible revenu au cours de la période : 22,5 % des travailleurs dans le groupe affichant un écart élevé ont connu un épisode d'au moins un an de faible revenu, contre 5,8 % de ceux du groupe aux heures stables (graphique C). La variabilité était également liée aux faibles gains annuels moyens au cours de la période : 39,2 % de ceux du groupe à écart élevé se situaient dans le quartile inférieur des gains annuels, contre 15,3 % du groupe aux heures stables. Ainsi, les employés qui font des heures annuelles variables ne maintiennent pas un niveau de vie particulièrement élevé en compensant les périodes de surcharge de travail par des périodes de sous-emploi.

La prévalence du stress était également beaucoup plus élevée dans le groupe où le nombre d'heures variait fortement. Environ 47 % des employés dans ce groupe ont déclaré subir un niveau de stress élevé, contre 34,5 % du groupe faisant des heures stables.

Enfin, jusqu'à 23,6 % des employés dont le nombre d'heures de travail variait fortement ont déclaré avoir été en mauvaise santé au moins une fois entre 1997 et 2001, contre 15,2 % de ceux aux heures de travail stables.

Pour établir si la relation entre la variabilité des heures de travail et le stress ou la mauvaise santé est illusoire, un certain nombre de régressions ont été faites en tenant compte de caractéristiques de contexte telles que les facteurs démographiques, le secteur d'emploi et les facteurs liés à la qualité de l'emploi. Les régressions comprenaient également une série de variables destinées à évaluer le bien-être de l'individu au début de la période, y compris une variable fictive indiquant si, en 1996, la personne vivait dans une famille à faible revenu, était très stressée ou en mauvaise santé. Les modèles comprenaient aussi les heures annuelles moyennes observées durant la période allant de 1997 à 2001, pour tenir compte de la probabilité d'un lien entre le stress et la mauvaise santé, d'une part, et les niveaux d'heures travaillées, d'autre part. Les résultats descriptifs concernant l'instabilité des heures annuelles et le stress et la mauvaise santé étaient robustes et n'étaient pas touchés par les caractéristiques de contexte ou les caractéristiques initiales liées au bien-être.

Conclusion

Les discussions portant sur les heures de travail sont habituellement fondées sur des études transversales. On en sait beaucoup moins sur la persistance des longues heures ou des périodes de sous-emploi. Si les heures de travail de nombreux travailleurs sont instables, il se peut que les horaires surchargés ou les périodes creuses soient un problème moins important que ne le laissent supposer les résultats qui découlent d'une approche transversale. Toutefois, un manque de stabilité des heures de travail pourrait être en soi un indicateur d'emplois de faible qualité ou d'un niveau de bien-être inférieur. Le manque d'études portant sur l'ampleur et les conséquences de la variation des heures de travail au fil du temps a entraîné une lacune grave dans notre connaissance du temps de travail.

La variabilité du nombre d'heures de travail est considérable. Il s'agit plus souvent d'employés qui occupent des emplois atypiques et de faible qualité. La prévalence du faible revenu et des gains annuels inférieurs est plus élevée chez ces travailleurs, qui sont aussi plus susceptibles d'être très stressés ou en mauvaise santé. Cela donne à penser qu'il est assez peu probable que de nombreux employés choisissent le travail à heures variables.

Un certain nombre de décisions motivées par la polarisation des heures que montrent les résultats transversaux, visent à réduire le temps de travail pour freiner la tendance croissante à une surcharge de travail. Par

exemple, des inquiétudes concernant la répartition jugée inéquitable des heures de travail ont donné lieu à la création en 1994 du Groupe consultatif sur le temps de travail et la répartition du travail, dont le rapport recommandait, entre autres, une nouvelle priorité sur le plan des politiques publiques mettant l'accent sur la redistribution et la réduction du temps de travail (Canada, 1994, p. 56). Toutefois, peu de personnes travaillent de longues heures année après année. En effet, pour bon nombre de travailleurs, une période de surcharge de travail vient compenser une période de sous-emploi, ce qui donne en fin de compte un nombre d'heures de travail à temps plein toute l'année correspondant à la moyenne. Ce manque de persistance des longues heures de travail, accompagné de la variabilité élevée du nombre d'heures individuelles, constituerait un obstacle important au succès de la réglementation du temps de travail.

Cette étude donne aussi une nouvelle perspective de l'équilibre entre travail et vie personnelle. D'autres études montrent que le fait de travailler un trop grand nombre d'heures est le facteur de stress le plus important (Higgins et Duxbury, 2002). La présente étude ajoute la constatation que la variation des heures de travail annuelles est aussi un important déterminant du

stress et de la mauvaise santé. Cela donne à penser que les travailleurs pourraient aussi bénéficier des politiques qui visent à réduire non seulement le temps de travail mais aussi la variabilité des heures de travail.

Perspective

■ Documents consultés

CANADA. 1994. Rapport du Groupe consultatif sur le temps de travail et la répartition du travail. Développement des ressources humaines Canada, n° MP43-336/1994 au catalogue de DRHC, Hull (Québec), 105 p.

HIGGINS, Chris et Linda Duxbury. 2002. *Enquête nationale sur le conflit entre le travail et la vie personnelle (2001) : Rapport 1*, établi pour la Division de la santé des collectivités, Santé Canada, Ottawa, 88 p.

Cet article est une version adaptée de l'étude intitulée *Instabilité des heures de travail au Canada* d'Andrew Heisz et Sébastien LaRoche-Côté. On peut consulter cette étude dans le site de Statistique Canada à http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/listpub_f.cgi?catno=11F0019MIF2006278