

Tendances de la mortalité selon le revenu du quartier dans les régions urbaines du Canada de 1971 à 1996

- De 1971 à 1996, l'écart de l'espérance de vie observé entre le quintile le plus riche et le quintile le plus pauvre a diminué de plus d'une année chez les femmes ainsi que chez les hommes.
- L'écart des taux de mortalité infantile entre les quintiles a diminué de 7 pour 1 000 (76 %).
- Le taux de l'excédent des années potentielles de vie perdues avant 75 ans attribuable au revenu du quartier a diminué de 35 %.
- Pour la plupart des causes de décès, les différences de mortalité d'origine socioéconomique ont considérablement diminué au fil du temps. Cependant, pour certaines causes, l'écart n'a presque pas changé et pour quelques-unes, il s'est manifestement accentué.

Résumé

Objectif

Le présent article décrit l'évolution des différences de mortalité selon le revenu au Canada de 1971 à 1996, y compris les tendances pour certaines causes de décès.

Source des données

Les données sur les décès et sur les caractéristiques démographiques des résidents des régions métropolitaines de recensement (RMR) ont été tirées de la Base canadienne de données sur la mortalité et des recensements de la population de 1971, 1986, 1991 et 1996. Les données sur les décès ont ensuite été codées en fonction du secteur de recensement (SR), et les résidents des établissements de santé ont été repérés aux fins de leur exclusion.

Techniques d'analyse

Pour chaque RMR, on a regroupé la population vivant hors établissement et les décès survenus au sein de cette population par quintile de revenu du quartier en se basant sur le pourcentage de la population de leur SR dont le revenu était inférieur au seuil de faible revenu établi par Statistique Canada. On a calculé l'espérance de vie à la naissance, la probabilité de survie jusqu'à 75 ans, les années potentielles de vie perdues (APVP) et l'excédent des APVP avant 75 ans attribuable au revenu du quartier, ainsi que les taux de mortalité par âge et les taux comparatifs de mortalité (TCM) pour les principales causes de décès.

Principaux résultats

De 1971 à 1996, l'écart de l'espérance de vie observé entre le quintile le plus riche et le quintile le plus pauvre dans les régions urbaines du Canada a diminué de plus d'une année, aussi bien chez les femmes que chez les hommes (de 6,3 à 5,0 années chez les hommes et de 2,8 à 1,6 années chez les femmes). La différence de mortalité infantile entre ces quintiles a diminué de 7 pour 1 000 (76 %). Le taux de l'excédent des APVP avant 75 ans attribuable au revenu du quartier a diminué de 35 %. En 1996, les principales causes de décès ayant contribué à l'excédent des APVP étaient les maladies de l'appareil circulatoire, les traumatismes, les tumeurs et les maladies infectieuses. Pour la plupart des causes de décès (notamment la cardiopathie ischémique, la plupart des traumatismes, la cirrhose du foie et les troubles périnataux), les différences de mortalité d'origine socioéconomique ont diminué considérablement au cours du temps. Cependant, pour certaines causes (comme le cancer du poumon, le cancer de la prostate et le suicide chez l'homme, et le cancer du sein chez la femme), la situation n'a pour ainsi dire pas changé, tandis que pour d'autres (le cancer du poumon chez la femme ainsi que les maladies infectieuses, les troubles mentaux et le diabète chez les deux sexes), l'écart s'est franchement accentué.

Conclusions

Étant donné les multiples mécanismes susceptibles de causer les écarts observés, il faudra vraisemblablement combiner des politiques intersectorielles de portée générale et des interventions fortement ciblées, et recueillir de meilleures données sur la nature des inégalités dues à d'autres caractéristiques socioéconomiques que le revenu du quartier afin de continuer à réduire les différences de mortalité entre les groupes socioéconomiques au Canada.

Mots clés

Mortalité infantile, espérance de vie, probabilité de survie, mortalité prématurée, surmortalité, taux comparatif de mortalité, fraction étiologique du risque

Auteurs

Russell Wilkins (1-613-951-5305; wilkrus@statcan.ca), Jean-Marie Berthelot (1-613-951-3760; berthel@statcan.ca) et Edward Ng (1-613-951-5308; ngedwar@statcan.ca) font partie du Groupe d'analyse et de mesure de la santé de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6. Russell Wilkins est également affilié au Département d'épidémiologie et de médecine sociale de l'Université d'Ottawa.

Russell Wilkins, Jean-Marie Berthelot et Edward Ng

La réduction des inégalités socioéconomiques sur le plan de la santé — La santé pour tous — est un objectif explicite de la politique de la santé au Canada^{1 à 3}. Nombre d'études réalisées dans divers pays montrent que la mortalité, toutes causes confondues ou selon certaines causes de décès, est beaucoup plus élevée chez les personnes de faible statut socioéconomique^{4 à 7} que chez celles qui sont plus favorisées. Au Canada, un nombre croissant d'études basées sur des données socioéconomiques sur les particuliers^{8 à 24} ainsi qu'au niveau de petites unités géographiques^{25 à 35} confirment ces tendances.

Sur le plan international, les tendances observées au cours du temps sont contradictoires. Selon certaines études, les différences de mortalité dues aux caractéristiques socioéconomiques s'accroissent^{36 à 41},

Méthodologie

Source des données

Les données sur les décès et sur les caractéristiques démographiques des résidents des régions métropolitaines de recensement (RMR) ont été tirées de la Base canadienne de données sur la mortalité ainsi que des recensements de la population de 1971, 1986, 1991 et 1996. On s'est servi des RMR, qui représentaient environ 60 % de la population du Canada, parce que les quartiers y sont plus clairement définis et que la ségrégation résidentielle selon le revenu est plus prononcée dans les grandes villes que dans les petites villes et les régions rurales.

Les variables pour lesquelles des données sont consignées dans la Base canadienne de données sur la mortalité incluent l'âge, le sexe, l'état matrimonial, le lieu de naissance, la subdivision de recensement (municipalité) du lieu habituel de résidence et la cause de décès. À partir d'enregistrements sur microfilms, d'images optiques et de fichiers électroniques supplémentaires, on a aussi obtenu pour chaque cas de décès des renseignements sur l'adresse de voirie, la ville et le code postal (si ces données étaient disponibles) afin d'établir le secteur de recensement (SR) de résidence. Ces renseignements supplémentaires ont également permis de déterminer si la personne décédée résidait dans un établissement de soins prolongés. Pour 1971, on s'est servi d'un ensemble de données déjà codées selon le SR et pour lesquelles on avait repéré les personnes résidant en établissement de soins prolongés, qui avait été créé par Statistique Canada pour une étude antérieure²⁵ et mémorisé sur bande magnétique.

On s'est servi de l'adresse de voirie figurant sur la déclaration de décès pour attribuer le code du SR du lieu de résidence habituel et repérer les personnes résidant en établissement de soins prolongés (pour plus de renseignements, voir l'encadré *Restrictions et codage selon le secteur de recensement et le quintile*^{48 à 52} et le tableau A en annexe). Les décès de résidents d'établissements de soins prolongés ont été exclus, parce que le niveau de revenu du SR dans lequel un établissement est situé ne correspond pas nécessairement au niveau de revenu de ses résidents. En outre, un petit nombre de décès ont été exclus parce qu'il n'a pas été possible d'attribuer le code du SR, qu'il n'existait pas de données sur le revenu selon le SR ou qu'on ne connaissait pas l'âge ou le sexe de la personne décédée (tableau 1). Après ces exclusions, il restait environ 357 000 déclarations de décès (74 000 pour 1971, 88 000 pour 1986, 93 000 pour 1991 et 102 000 pour 1996) pour l'analyse par quintile. Ces décès représentaient environ 98 % des décès de personnes vivant hors établissement en 1971 et au moins 99 % de ceux-ci pour les années subséquentes.

Les données sur les causes de décès ont été codées conformément à la Classification internationale des maladies (CIMA-8⁵³ en 1971 et CIM-9⁵⁴ pour les années subséquentes). Elles ont été analysées selon les chapitres de la CIM et certaines causes importantes notées dans ces chapitres (tableau B en annexe). Pour 1986 uniquement, les décès dus au syndrome d'immunodéficience acquise (SIDA) ont été transférés du groupe des troubles métaboliques (CIM-9 279.1) à celui des maladies infectieuses (CIM-9 042.9) afin que le codage de ces données soit comparable à celui des années subséquentes.

Pour 1986, 1991 et 1996, on a utilisé la différence entre l'ensemble de la population et la population vivant en établissement de soins prolongés (14,9 millions en 1986, 16,5 millions en 1991 et 17,7 millions en 1996) comme dénominateur pour calculer les taux de mortalité. Par contre, pour 1971, on a utilisé l'ensemble de la population (11,6 millions), car le codage de type de logement collectif lors du recensement de 1971 n'a pas été jugé fiable. Ainsi, l'étude a été menée à partir de 60,7 millions d'années-personnes à risque.

Techniques d'analyse

On a calculé par la méthode de Chiang⁵⁵ les tables de mortalité abrégés selon le quintile de revenu et le sexe pour 1971, 1986, 1991 et 1996, ainsi que les erreurs types de l'espérance de vie et de la probabilité de survie jusqu'à chaque âge, mais en prenant comme espérance de vie pour le dernier intervalle d'âge (95 ans et plus) l'inverse du taux de mortalité par âge. On a produit les tables de mortalité, pour les hommes et les femmes ensemble, en combinant les colonnes correspondant aux survivants et au nombre d'années vécues provenant des tables de mortalité pour chaque sexe, au lieu d'utiliser le taux de mortalité calculé d'après les décès et les chiffres de population regroupés, afin de s'assurer que la répartition réelle de la population selon l'âge et le sexe n'ait aucune incidence sur les résultats des tables de mortalité.

Le nombre d'années potentielles de vie perdues (APVP) avant 75 ans a été calculé selon la méthode décrite par Romeder et McWhinnie⁵⁶, mais en incluant les décès de nourrissons et ceux de personnes de 70 à 74 ans. L'excédent des APVP a été défini comme la différence entre les nombres observés et attendus d'APVP, où le nombre attendu d'APVP est celui qui aurait été observé si les taux de mortalité selon l'âge et le sexe enregistrés pour le quintile de revenu supérieur s'étaient appliqués à l'ensemble de la population.

Les intervalles de confiance des taux de mortalité par âge ont été calculés d'après la méthode de Fleiss⁵⁷. Le ratio inter-quintile des taux de mortalité correspond au taux pour le quintile le plus pauvre divisé par le taux pour le quintile le plus riche. Les différences de taux de mortalité correspondent à la différence entre le taux observé pour le quintile le plus pauvre (ou le total) et celui observé pour le quintile le plus riche. Les intervalles de confiance des ratios des taux et des différences entre les taux ont été calculés selon les méthodes décrites par Rothman⁵⁸ et par Kelsey et autres⁵⁹. Les différences de survie ont été exprimées sous forme de différence entre le pourcentage de la population du quintile le plus riche que l'on s'attendait à voir survivre jusqu'à un âge donné et le pourcentage de la population du quintile le plus pauvre (ou le total) que l'on s'attendait à voir survivre jusqu'à cet âge.

Les taux comparatifs de mortalité (TCM) ont été calculés selon la méthode directe pour chaque grand groupe d'âge et chaque sexe, en prenant pour population de référence la population de l'ensemble des RMR en 1986 (résidents des établissements de soins prolongés non compris). Les TCM calculés pour les hommes et les femmes ensembles ont été normalisés selon le sexe et l'âge. On a calculé les erreurs types des TCM selon la méthode décrite par Spiegelman⁶⁰ et Brillinger⁶¹; cette méthode se fonde sur l'hypothèse d'une distribution des taux binomiale dans chaque strate. On a calculé les intervalles de confiance asymétriques des TCM selon la méthode de Carrière et Roos⁶², qui suppose que les décès obéissent à la loi de distribution de Poisson dans chaque strate. Dans le cas des TCM, les ratios inter-quintiles des taux de mortalité ont été obtenus en divisant le TCM du quintile le plus pauvre par le TCM du quintile le plus riche. Les différences inter-quintiles des taux de mortalité correspondent à la différence entre le TCM du quintile le plus pauvre et celui du quintile le plus riche. La surmortalité est définie comme la différence entre le TCM pour l'ensemble de la population et le TCM pour le quintile le plus riche. Les intervalles de confiance des pourcentages de fractions étiologiques du risque ont été calculés selon la méthode de Fleiss⁵⁷.

tandis que selon d'autres, elles s'estompent^{28,42,43}; en outre, quelques chercheurs ont observé des changements dans les deux sens selon la période de référence^{39,44}. Au Canada, deux études seulement, ni l'une ni l'autre récentes, ont fourni des renseignements sur l'évolution au fil du temps des différences des taux de mortalité liées au revenu^{27,28}. De surcroît, les tendances relevées pour certaines causes de décès diffèrent de celles observées pour la mortalité toutes causes confondues^{28,45,46}. Dans certains cas, l'orientation de la tendance varie aussi selon qu'on l'exprime en fonction du ratio des taux ou de la différence entre les taux⁴⁷.

La présente étude porte sur l'évolution des taux de mortalité selon le revenu dans les régions urbaines du Canada sur une période récente de 25 ans. L'objectif est de déterminer si les écarts entre les taux de mortalité attribuables au revenu du quartier ont varié depuis le début des années 1970 et, le cas échéant, de combien, durant quelle période, et pour quels groupes d'âge et quelles causes de décès.

Caractéristiques démographiques et socioéconomiques

Le nombre de personnes de chaque sexe dans chaque quintile de revenu du quartier a augmenté pour passer d'environ 1,1 million en 1971 à 1,7 million en 1996 (tableau 2). Le nombre de décès selon le quintile et le sexe a varié d'un creux d'un peu plus de 4 000 femmes du quintile le plus riche en 1971 à un

Tableau 1

Total des décès, décès exclus de l'analyse (selon la raison de l'exclusion) et population vivant hors établissement, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996

	1971	1986	1991	1996
Total des décès compris dans le champ d'étude	81 465	104 104	109 960	122 104
Déclarations de décès non extraites	18	0	0	0
Résidents des établissements de santé	5 912	14 835	16 510	19 185
Secteur de recensement non classé	1 375	923	17	1 010
Secteur de recensement exclu	109	213	97	122
Âge ou sexe inconnu	61	4	8	1
Décès retenus pour l'analyse par quintile	73 990	88 129	93 328	101 786
Population vivant hors établissement visée par l'analyse	11 605 660	14 946 360	16 503 465	17 690 820

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Nota : Les fichiers d'analyse de 1971 et de 1986 ne contenaient que les décès pour lesquels on connaissait le quintile de revenu. Ceux de 1991 et de 1996 incluaient 79 et 1 023 décès respectivement qui n'étaient pas classés selon le quintile de revenu. Certains secteurs de recensement ont été exclus en raison des données sur le revenu manquantes ou du taux élevé de non-réponse lors du recensement.

sommet de plus de 14 000 hommes du quintile le plus pauvre en 1986.

Pour chaque quintile, la proportion de résidents touchant un faible revenu était à peu près la même en 1971, en 1986 et en 1991, mais le gradient entre le quintile le plus pauvre et le quintile le plus riche était nettement plus prononcé en 1996 (graphique 1).

Tableau 2

Décès et population vivant hors établissement, selon le quintile de revenu du quartier et le sexe, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996

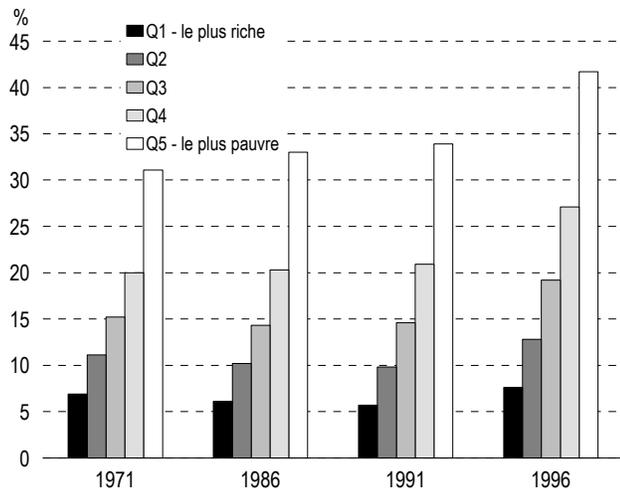
	1971		1986		1991		1996					
	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes			
Décès												
Total	73 990	42 974	31 016	88 129	49 462	38 667	93 407	52 175	41 232	102 809	55 929	46 880
Quintile 1 (le plus riche)	9 488	5 359	4 129	11 794	6 607	5 187	12 330	6 932	5 398	15 268	8 359	6 909
Quintile 2	11 815	6 755	5 060	14 308	8 030	6 278	15 176	8 440	6 736	17 076	9 327	7 749
Quintile 3	14 200	8 062	6 138	17 105	9 509	7 596	18 784	10 427	8 357	19 974	10 811	9 163
Quintile 4	16 054	9 090	6 964	19 609	10 887	8 722	21 881	12 068	9 813	23 347	12 495	10 852
Quintile 5 (le plus pauvre)	22 433	13 708	8 725	25 313	14 429	10 884	25 157	14 267	10 890	26 121	14 384	11 737
Population (en milliers)												
Total	11 606	5 728	5 878	14 946	7 313	7 633	16 503	8 090	8 414	17 691	8 647	9 044
Quintile 1 (le plus riche)	2 231	1 111	1 120	2 908	1 449	1 459	3 312	1 656	1 654	3 634	1 808	1 827
Quintile 2	2 307	1 139	1 168	2 980	1 476	1 503	3 275	1 616	1 659	3 509	1 725	1 784
Quintile 3	2 323	1 143	1 180	2 995	1 458	1 538	3 334	1 619	1 714	3 524	1 708	1 815
Quintile 4	2 324	1 137	1 186	2 984	1 434	1 551	3 332	1 607	1 725	3 517	1 694	1 823
Quintile 5 (le plus pauvre)	2 421	1 199	1 222	3 079	1 496	1 582	3 248	1 589	1 660	3 500	1 708	1 791

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Nota : Pour 1991 et 1996, le total des décès inclut ceux pour lesquels on ne connaissait pas le quintile de revenu (données non présentées séparément).

Graphique 1

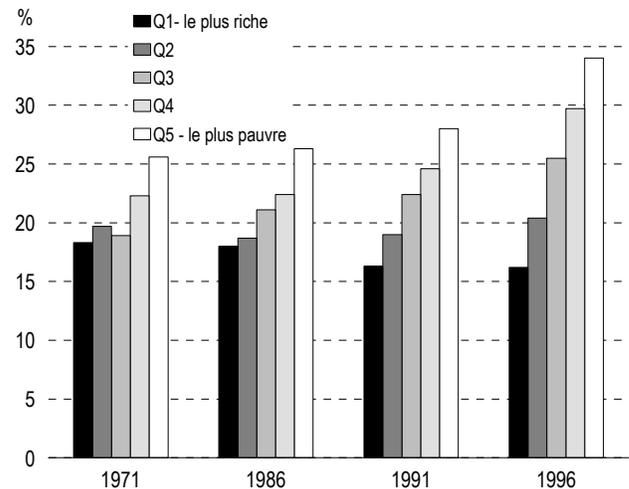
Faible revenu : pourcentage de la population dont le revenu est inférieur au seuil de faible revenu, selon le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Graphique 2

Naissance à l'étranger : pourcentage de la population née à l'extérieur du Canada, selon le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Profils des secteurs de recensement pour la population vivant hors établissement⁶³; totalisations spéciales.

Tableau 3

Caractéristiques socioéconomiques de chaque quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1996

Quintile de revenu	Faible revenu	Revenu moyen des ménages	Revenus provenant de transf. gov.	Propriétaires	Personnes nées à l'étranger	Nouveaux immigrants [‡]	Chômeurs [§]	Gestionnaires ou professionnels ^{††}	Faible niveau de scolarité ^{††} (<9 années)	Familles monoparentales ^{§§}	
	%	\$	\$	%	%	%	%	%	%	%	
Total	21,5	51 718	34 901	12,1	58,6	25,1	5,6	9,3	9,8	10,4	23,3
Quintile 1 (le plus riche)	7,6	72 944	45 592	7,3	84,7	16,2	2,7	6,1	13,2	5,7	13,4
Quintile 2	12,8	61 780	39 636	9,6	75,7	20,4	4,1	7,3	11,0	8,1	17,4
Quintile 3	19,2	52 880	35 393	12,0	62,2	25,5	5,6	8,7	9,5	9,8	22,8
Quintile 4	27,1	43 921	30 616	15,3	49,4	29,7	6,9	10,6	8,1	13,0	28,5
Quintile 5 (le plus pauvre)	41,7	33 421	24 531	20,3	30,2	34,0	8,6	14,5	6,7	15,2	37,8

Sources des données : Profils des secteurs de recensement de 1996 pour la population vivant hors établissement⁶³.

Nota : † Revenu par équivalent-personne (revenu moyen des ménages ajusté pour tenir compte de la taille du ménage).

‡ Immigrants arrivés entre 1981 et 1991, en pourcentage de l'ensemble des personnes de 5 ans et plus.

§ En pourcentage de la population active de 15 ans et plus.

†† Inclut les professions de gestionnaire, d'administrateur, d'enseignant et les professions connexes, ainsi que les professions du secteur de la médecine et de la santé.

††† En pourcentage de la population de 15 ans et plus.

§§ En pourcentage de l'ensemble des familles comptant des enfants à la maison

De 1971 à 1996, la proportion de personnes nées à l'étranger a diminué pour le quintile 1 (le plus riche), est restée à peu près la même pour le quintile 2 et a augmenté considérablement pour les quintiles 3, 4 et 5 (graphique 2).

D'autres caractéristiques socioéconomiques variaient également selon le quintile⁶³ (tableau 3).

Ainsi, les quintiles les plus pauvres étaient caractérisés non seulement par un revenu du ménage moyen plus faible, mais aussi par une plus forte proportion de locataires, des niveaux de scolarité plus faibles, un taux de chômage plus élevé et un plus faible taux de personnes occupant un emploi professionnel ou de gestion.

Restrictions et codage selon le secteur de recensement et le quintile

Régions étudiées. Les 25 agglomérations urbaines, qui ont été définies par Statistique Canada en 1986, 1991 et 1996 comme des régions métropolitaines de recensement (RMR) d'après la taille de leur population et le navettage, font toutes partie du champ de l'étude. Ces 25 RMR représentaient environ 60 % de l'ensemble de la population du Canada pendant ces trois années. En 1971, 22 agglomérations urbaines du Canada correspondaient à la définition d'une RMR, mais l'une d'entre elles (Chicoutimi-Jonquière) a été exclue parce qu'on ne disposait pas de renseignements de référence sur les secteurs de recensement (SR) au moment du codage des données aux fins de l'étude précédente²⁵. Par conséquent, pour 1971, l'analyse se fonde sur 21 RMR, qui représentaient 54 % de l'ensemble de la population du Canada.

Codage géographique. Le code du SR du lieu de résidence habituel a été attribué d'après l'adresse de voirie figurant sur la déclaration de décès. Pour 1971, on a fait le codage manuellement en se servant de répertoires des rues et de cartes. Pour 1986, 1991 et 1996, les codes postaux ont été déterminés d'après les adresses, validés, puis convertis en codes de SR à l'aide d'une version améliorée du Fichier de conversion des codes postaux de Statistique Canada (pour la version la plus récente, voir la référence 48). Pour 1986, à l'aide de répertoires de rues, de cartes et d'autres documents de référence, on a attribué manuellement un code de SR aux adresses pour lesquelles on n'a pu établir de code postal ou pour lesquelles le code postal renvoyait uniquement au bureau de poste (p. ex. route rurale ou case postale). Pour 1991 et 1996, dans la plupart des cas de ce genre, le code postal a été attribué selon une méthode probabiliste, en proportion avec la répartition par code postal et par SR de la population dénombrée.

Résidents d'établissements de santé. Pour 1971, on a tiré les adresses des établissements de soins prolongés de diverses sources et on les a comparées avec celles des personnes décédées. Pour 1986, 1991 et 1996, on s'est servi des listes d'établissements de santé établies par Statistique Canada pour les repérer et on a exclu de l'analyse les décès de personnes résidant dans un établissement de 10 lits ou plus. Les résidents des établissements auxquels correspondait un code postal unique ont été écartés automatiquement en se fondant sur leur code postal. Lorsque le code postal de l'établissement n'était pas unique, on s'est servi de l'adresse de voirie et du nom de l'établissement (s'il était connu) pour déterminer si la personne décédée vivait en établissement de soins prolongés.

Exclusion de certains SR. Pour chaque année de référence, tout SR dont la population vivant dans un logement privé hors réserve (dénominateur utilisé pour calculer le pourcentage de personnes à faible revenu) était inférieure à 250 a été exclu, car les données de recensement sur le revenu ont été supprimées pour ces SR. Ainsi, les SR comprenant principalement des établissements de santé et comptant très peu ou pas de ménages privés, les SR industriels comptant très peu ou pas d'habitants d'aucune sorte et la plupart des réserves indiennes ont été exclus. Cependant, quelques petites réserves faisant partie d'un SR plus grand ont été incluses. En 1986, 1991 et 1996, trois SR contenant des réserves indiennes plus grandes, mais dont les habitants n'ont pas été tous recensés, ont également été exclus.

Composition des quintiles. La population de chaque RMR a été répartie en cinq quintiles comme suit. On considérait que les résidents, à l'exclusion des personnes vivant en établissement et des Indiens inscrits habitant les réserves, touchaient un faible revenu si le revenu total de leur famille économique (ou celui des personnes vivant seules) durant l'année précédant le recensement était inférieur au seuil de faible revenu établi par Statistique Canada, qui varie en fonction de la taille de la famille et de celle de la RMR pour l'année de référence (tableau A en annexe)^{49 à 52}. Puis, pour chaque RMR, les SR ont été classés en fonction du pourcentage de leur population ayant un revenu inférieur au seuil de faible revenu, et leur population a été répartie en cinq groupes, allant du pourcentage le plus faible au plus élevé de résidents à faible revenu, de sorte que chacun des cinq groupes de SR contenait environ le cinquième de l'ensemble de la population de leur RMR vivant hors établissement.

Note au sujet des quintiles. On s'est servi du revenu relatif plutôt que du revenu absolu pour définir les quintiles, afin que chacun représente un cinquième de la population classée selon le revenu, indépendamment de l'évolution de la répartition des revenus au fil du temps. Dans la comparaison des quintiles, le quintile 5 correspond au quintile le plus pauvre (c'est-à-dire comptant la plus forte proportion de personnes ayant un revenu inférieur au seuil de faible revenu) et le quintile 1 correspond à celui le plus riche (c'est-à-dire comptant la plus faible proportion de personnes ayant un revenu inférieur au seuil de faible revenu).

Tendances générales de la mortalité

Dans l'ensemble, la mortalité a été à la baisse de 1971 à 1996 pour tous les quintiles de revenu, les deux sexes et la plupart des causes de décès. Durant cette période de 25 ans, le modèle de répartition des quintiles qu'on retrouve le plus souvent correspond à un gradient, où le quintile le plus riche affichait le taux de mortalité le plus faible et le quintile le plus pauvre, le taux le plus élevé. Ces gradients de revenu ont généralement persisté au fil du temps, bien qu'ils aient eu tendance à s'amenuiser ces dernières années, particulièrement chez les femmes.

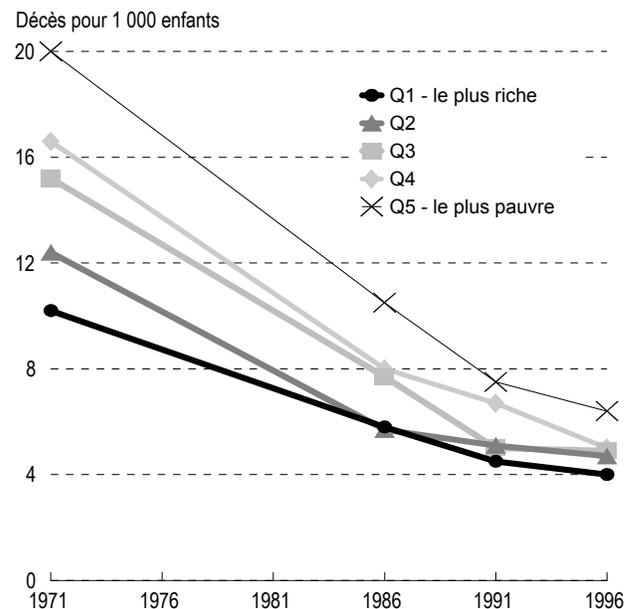
Taux de mortalité infantile

Au cours de la période de 25 ans étudiée, les taux de mortalité infantile (décès d'enfants de moins d'un an) ont diminué pour chaque quintile de revenu (graphique 3, tableau 4). La différence inter-quintile des taux (différence entre le quintile 5 et le quintile 1) a diminué, chutant de 9,8 pour 1 000 en 1971 à 2,4 pour 1 000 en 1996. Par conséquent, l'écart entre le quintile le plus pauvre et le quintile le plus riche a fortement diminué si l'on s'en tient à la différence des taux, mais cet écart varie nettement moins si l'on s'en tient au ratio des taux (1,97 en 1971 contre 1,61 en 1996).

Néanmoins, en matière de santé publique, la variation de la différence des taux est plus pertinente que le ratio des taux. Si le taux enregistré pour le quintile le plus riche avait été observé pour tous les quintiles et que les mêmes taux relatifs s'étaient appliqués à l'extérieur des régions urbaines, il y aurait eu environ 2 000 décès de moins en 1971 chez les enfants de moins d'un an, mais environ 500 de moins seulement en 1996³⁵.

En 1996, la mortalité infantile dans les quartiers les plus pauvres du Canada, 6,4 décès pour 1 000 naissances vivantes, était nettement plus faible que le taux national observé aux États-Unis (7,8). Cependant, le taux observé pour les quartiers les plus riches du Canada n'était pas mieux que le taux national enregistré en Suède (4,0).

Graphique 3
Taux de mortalité infantile selon le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Tableau 4

Taux de mortalité infantile pour 1 000, selon le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996 (intervalles de confiance à 95 % entre parenthèses)

	1971		1986		1991		1996	
Total	15,0	(14,5 - 15,6)	7,5	(7,2 - 7,9)	5,8	(5,5 - 6,1)	5,1	(4,8 - 5,4)
Quintile 1 (le plus riche)	10,2	(9,1 - 11,3)	5,8	(5,1 - 6,6)	4,5	(4,0 - 5,2)	4,0	(3,4 - 4,6)
Quintile 2	12,4	(11,3 - 13,1)	5,7	(5,0 - 6,5)	5,1	(4,5 - 5,8)	4,7	(4,1 - 5,4)
Quintile 3	15,2	(14,0 - 16,5)	7,7	(6,9 - 8,6)	5,0	(4,4 - 5,7)	4,9	(4,2 - 5,5)
Quintile 4	16,6	(15,3 - 17,9)	8,0	(7,2 - 8,9)	6,7	(6,0 - 7,5)	5,0	(4,4 - 5,7)
Quintile 5 (le plus pauvre)	20,0	(18,6 - 20,5)	10,5	(9,6 - 11,6)	7,5	(6,7 - 8,3)	6,4	(5,7 - 7,1)
Différence des taux (Q5 - Q1)	9,8	(8,1 - 11,6)	4,8	(3,5 - 6,0)	2,9	(1,9 - 3,9)	2,4	(1,5 - 3,3)
Ratio des taux (Q5/Q1)	1,97	(1,73 - 2,23)	1,82	(1,56 - 2,13)	1,64	(1,39 - 1,94)	1,61	(1,34 - 1,93)
Excédent (Total - Q1)	4,9		1,8		1,2		1,1	
Pourcentage excédentaire (Total - Q1)/Total	32		23		21		22	

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.
Nota : La population de moins d'un an au recensement est utilisée comme dénominateur. Les différences des taux et les ratios des taux sont calculés à partir de données non arrondies.

Tableau 5

Ratios inter-quintiles des taux de mortalité (Q5/Q1) selon le groupe d'âge et le sexe, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996 (intervalles de confiance à 95 % entre parenthèses)

Groupe d'âge	Hommes				Femmes			
	1971	1986	1991	1996	1971	1986	1991	1996
Moins de 1 an	1,99 (1,68 - 2,35)	2,02 (1,64 - 2,49)	1,65 (1,31 - 2,08)	1,75 (1,37 - 2,24)	1,94 (1,59 - 2,35)	1,59 (1,27 - 2,00)	1,59 (1,24 - 2,03)	1,44 (1,10 - 1,89)
1 à 14 ans	1,62 (1,27 - 2,05)	1,82 (1,32 - 2,50)	1,78 (1,30 - 2,45)	1,65 (1,18 - 2,32)	1,70 (1,30 - 2,50)	1,17 (0,84 - 1,64)	1,49 (0,98 - 2,24)	1,84 (1,26 - 2,69)
15 à 24 ans	1,24 (1,03 - 1,49)	1,10 (0,91 - 1,33)	1,27 (1,04 - 1,56)	1,06 (0,86 - 1,31)	1,26 (0,93 - 1,72)	1,20 (0,89 - 1,63)	1,18 (0,84 - 1,64)	1,21 (0,88 - 1,66)
25 à 34 ans	1,68 (1,38 - 2,05)	1,95 (1,66 - 2,30)	1,83 (1,58 - 2,12)	1,82 (1,55 - 2,14)	1,74 (1,32 - 2,28)	1,84 (1,42 - 2,39)	1,52 (1,20 - 1,92)	2,15 (1,63 - 2,82)
35 à 44 ans	2,29 (2,00 - 2,62)	2,40 (2,09 - 2,74)	3,34 (2,94 - 3,81)	3,24 (2,87 - 3,66)	1,87 (1,57 - 2,23)	1,70 (1,42 - 2,03)	2,06 (1,74 - 2,42)	2,00 (1,71 - 2,35)
45 à 54 ans	2,11 (1,92 - 2,31)	2,34 (2,12 - 2,58)	2,37 (2,15 - 2,62)	2,61 (2,37 - 2,88)	1,59 (1,41 - 1,80)	1,62 (1,42 - 1,85)	1,63 (1,43 - 1,85)	1,65 (1,46 - 1,85)
55 à 64 ans	1,63 (1,52 - 1,76)	1,98 (1,85 - 2,11)	1,89 (1,76 - 2,03)	1,88 (1,75 - 2,02)	1,43 (1,29 - 1,58)	1,44 (1,31 - 1,58)	1,57 (1,43 - 1,73)	1,51 (1,37 - 1,65)
65 à 74 ans	1,48 (1,39 - 1,59)	1,55 (1,46 - 1,64)	1,67 (1,58 - 1,77)	1,49 (1,42 - 1,57)	1,15 (1,06 - 1,25)	1,31 (1,22 - 1,40)	1,32 (1,23 - 1,41)	1,29 (1,21 - 1,38)
75 à 84 ans	1,21 (1,13 - 1,30)	1,18 (1,12 - 1,26)	1,14 (1,07 - 1,21)	1,18 (1,12 - 1,24)	1,06 (0,99 - 1,14)	0,99 (0,93 - 1,06)	0,96 (0,90 - 1,02)	0,99 (0,94 - 1,05)
85 ans et plus	1,24 (1,11 - 1,37)	0,95 (0,87 - 1,04)	1,04 (0,95 - 1,13)	0,96 (0,89 - 1,03)	0,96 (0,88 - 1,04)	0,81 (0,75 - 0,87)	0,75 (0,73 - 0,80)	0,77 (0,73 - 0,82)

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Ratios des taux de mortalité à divers âges

À quelques exceptions près, plus la proportion de personnes à faible revenu est forte dans un quintile, plus le taux de mortalité par âge est élevé (données non présentées). À bien des égards, les tendances caractérisant les taux de mortalité selon le revenu pour la plupart des autres groupes d'âge sont comparables à celles observées pour la mortalité infantile. Dans la plupart des quintiles de revenu, le taux de mortalité a diminué au fil du temps, mais les ratios inter-quintiles de taux ont eu tendance à diminuer de façon moins prononcée. Cependant, les progrès en valeurs absolues observés pour les quintiles les plus pauvres étaient généralement plus importants que ceux enregistrés pour les autres quintiles, si bien que l'écart des taux a généralement diminué avec le temps.

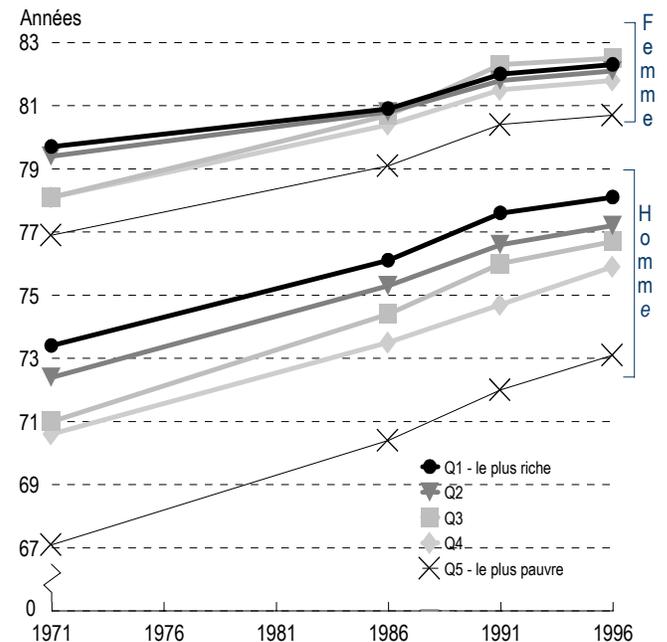
En général, la courbe du ratio inter-quintile des taux de mortalité — calculé comme le taux de mortalité pour le quintile le plus pauvre divisé par le taux pour le quintile le plus riche — n'a pas varié au cours du temps (tableau 5). Les différences les plus prononcées s'observaient pour la toute petite enfance (enfants de moins d'un an) et pour les principales années d'activité (de 25 à 64 ans). Les écarts étaient moins prononcés pour le groupe des 15 à 24 ans et pour celui des 75 ans et plus. Faisaient exception les enfants de 1 à 14 ans, pour lesquels les taux étaient très faibles et très instables, et pour les hommes de 35 à 44 ans, pour lesquels le ratio des taux a nettement augmenté de 1986 à 1991 (principalement à cause du syndrome d'immunodéficience acquise [sida]). À partir de 1986, le ratio des taux de mortalité chez les femmes de 85 ans et plus vivant hors établissement était nettement inférieur à 1,00.

Espérance de vie à la naissance

Chez les hommes et les femmes ensemble ainsi que chez les hommes pour toutes les années de référence, et chez les femmes en 1971, l'espérance de vie était d'autant plus courte que les résidents du quartier étaient pauvres (graphique 4, tableau 6). Chez les femmes, à partir de 1986, l'espérance de vie ne variait pas de façon significative pour les trois quintiles les plus riches (1, 2 et 3). Par contre, chez les hommes

Graphique 4

Espérance de vie à la naissance selon le quintile de revenu du quartier et le sexe, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Tableau 6

Espérance de vie à la naissance (en années), selon le quintile de revenu du quartier et le sexe, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996 (intervalles de confiance à 95 % entre parenthèses)

Quintile de revenu	Hommes				Femmes			
	1971	1986	1991	1996	1971	1986	1991	1996
Total	70,6 (70,4 - 70,7)	73,8 (73,7 - 73,9)	75,3 (75,2 - 75,4)	76,0 (75,9 - 76,1)	78,4 (78,2 - 78,5)	80,4 (80,3 - 80,5)	81,6 (81,5 - 81,6)	81,8 (81,7 - 81,9)
Quintile 1 (le plus riche)	73,4 (73,0 - 73,7)	76,1 (75,8 - 76,3)	77,6 (77,4 - 77,9)	78,1 (77,9 - 78,3)	79,7 (79,4 - 80,1)	80,9 (80,6 - 81,2)	82,0 (81,7 - 82,2)	82,3 (82,1 - 82,6)
Quintile 2	72,4 (72,1 - 72,7)	75,3 (75,1 - 75,6)	76,6 (76,3 - 76,8)	77,2 (76,9 - 77,4)	79,4 (79,1 - 79,8)	80,8 (80,6 - 81,1)	81,8 (81,6 - 82,1)	82,1 (81,8 - 82,3)
Quintile 3	71,0 (70,7 - 71,3)	74,4 (74,1 - 74,6)	76,0 (75,7 - 76,2)	76,7 (76,5 - 76,9)	78,1 (77,8 - 78,5)	80,7 (80,5 - 80,9)	82,3 (82,1 - 82,5)	82,5 (82,2 - 82,7)
Quintile 4	70,6 (70,3 - 70,9)	73,5 (73,2 - 73,7)	74,7 (74,4 - 74,9)	75,9 (75,7 - 76,1)	78,1 (77,8 - 78,5)	80,4 (80,1 - 80,6)	81,5 (81,3 - 81,7)	81,8 (81,6 - 82,0)
Quintile 5 (le plus pauvre)	67,1 (66,8 - 67,4)	70,4 (70,2 - 70,7)	72,0 (71,7 - 72,2)	73,1 (72,8 - 73,3)	76,9 (76,6 - 77,2)	79,1 (78,8 - 79,3)	80,4 (80,2 - 80,7)	80,7 (80,5 - 80,9)
Q1 - Q5	6,3	5,6	5,7	5,0	2,8	1,8	1,6	1,6
Q1 - Total	2,8	2,3	2,4	2,0	1,4	0,5	0,3	0,5

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

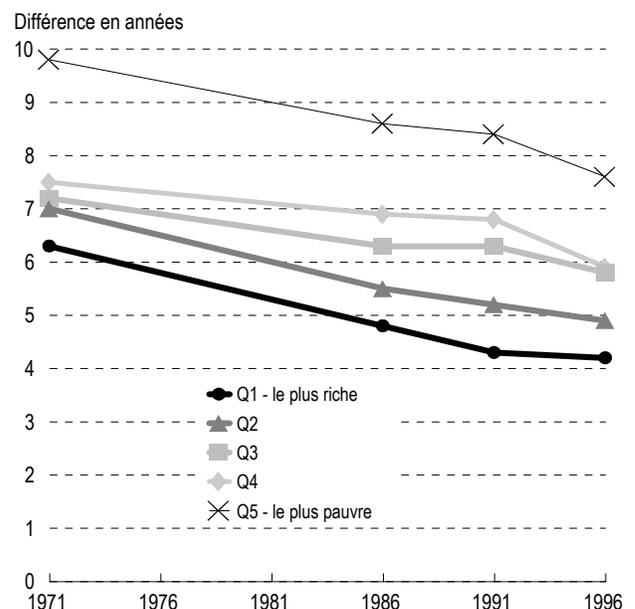
Nota : Les différences des taux sont calculées à partir de données non arrondies.

et les femmes de tous les âges, le quintile le plus pauvre était particulièrement défavorisé, la différence d'espérance de vie entre le quintile le plus pauvre et celui venant juste avant (quintiles 5 et 4) étant systématiquement plus importante que celle entre toute autre paire de quintiles voisins. Néanmoins, l'espérance de vie a augmenté considérablement pour tous les quintiles de 1971 à 1996, et le progrès a été plus important pour le quintile 5 que pour le quintile 1.

En 1971, la différence d'espérance de vie entre le quintile le plus riche et le quintile le plus pauvre était supérieure à six années chez les hommes et de presque trois années chez les femmes. En 1996, l'écart inter-quintile n'était plus que de cinq années chez les hommes et nettement inférieur à deux années chez les femmes. La différence inter-quintile indique de combien d'années l'espérance de vie des personnes appartenant au quintile le plus pauvre augmenterait si les taux de mortalité y étaient aussi faibles que ceux des personnes du quintile le plus riche. Il est également intéressant d'examiner la différence d'espérance de vie entre le quintile le plus riche et la population dans son ensemble, car celle-ci indique quel serait le gain pour la population dans son ensemble si les taux de mortalité observés pour le quintile le plus riche s'appliquaient à tous les membres de la population. En 1971, cette valeur était égale à presque 3 années pour les hommes et à presque 17 mois pour les femmes, alors qu'en 1996, la différence était de 2 années pour les hommes et d'à peine 6 mois pour les femmes.

Pour chaque année de référence, la différence d'espérance de vie à la naissance entre les hommes et les femmes s'accroît lorsqu'on passe d'un quintile plus riche au quintile plus pauvre adjacent (graphique 5). Cependant, pour tous les quintiles, l'écart a diminué de 1971 à 1996.

Graphique 5
Écart femmes-hommes de l'espérance de vie à la naissance selon le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996



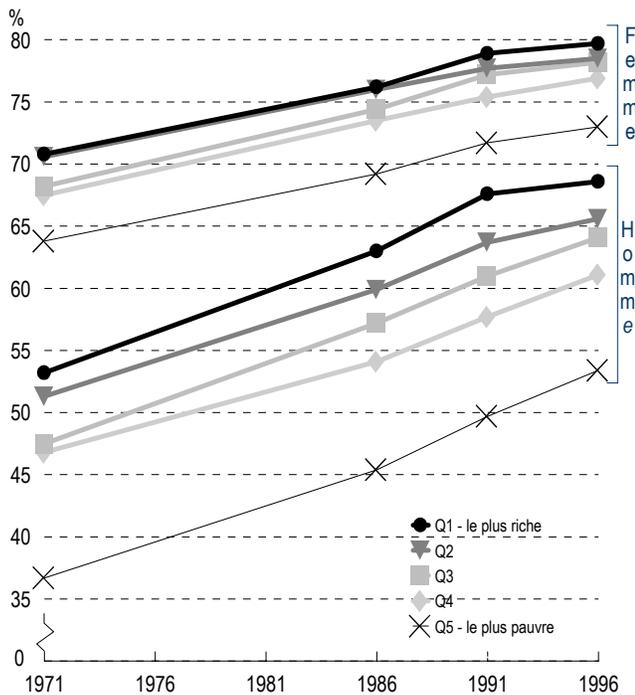
Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Probabilité de survie jusqu'à 75 ans

Pour les quatre années de référence, la différence entre le quintile le plus riche et le quintile le plus pauvre de la proportion de personnes qui survivraient, d'après les calculs, de la naissance jusqu'à un âge donné augmentait jusqu'à l'âge de 75 ans, puis diminuait pour les âges plus avancés chez les hommes et les femmes (données non présentées).

Pour la probabilité de survie jusqu'à 75 ans, les gradients de revenus se ressemblaient en 1971 et en 1996 (graphique 6, tableau 7). En 1996, on s'attendait à ce que 53 % des hommes du quintile le plus pauvre et 69 % de ceux du quintile le plus riche vivent jusqu'à 75 ans (graphique 7). Chez les femmes, les chiffres correspondants étaient de 73 % et 80 % (graphique 8).

Graphique 6
Probabilité de survie jusqu'à 75 ans selon le quintile de revenu du quartier et le sexe, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996



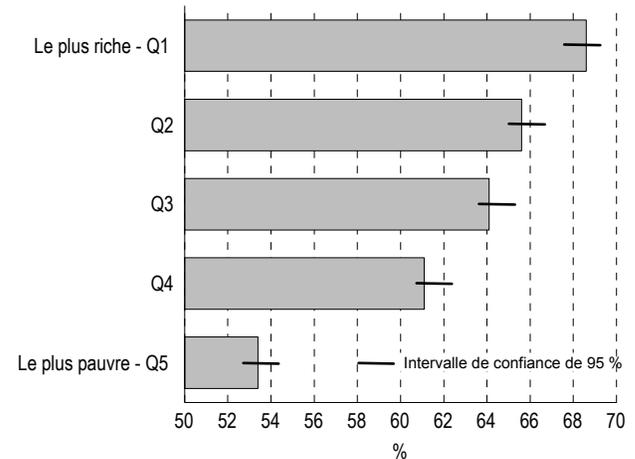
Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Tableau 7
Probabilité de survie jusqu'à 75 ans (en pourcentage) selon le quintile de revenu du quartier et le sexe, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996 (intervalles de confiance à 95 % entre parenthèses)

Quintile de revenu	Hommes				Femmes			
	1971	1986	1991	1996	1971	1986	1991	1996
Total	45,8 (45,4 - 46,3)	55,2 (54,8 - 55,6)	59,4 (59,0 - 59,7)	62,1 (61,8 - 62,5)	67,9 (67,4 - 68,3)	73,6 (73,2 - 73,9)	75,9 (75,6 - 76,2)	77,0 (76,7 - 77,3)
Quintile 1 (le plus riche)	53,2 (51,9 - 54,5)	63,0 (62,0 - 63,9)	67,6 (66,7 - 68,5)	68,6 (67,8 - 69,4)	70,8 (69,6 - 71,9)	76,2 (75,4 - 77,1)	78,9 (78,1 - 79,7)	79,7 (79,0 - 80,4)
Quintile 2	51,3 (50,2 - 52,5)	59,9 (58,9 - 60,8)	63,7 (62,8 - 64,5)	65,6 (64,8 - 66,4)	70,6 (69,6 - 71,6)	76,0 (75,2 - 76,8)	77,7 (77,0 - 78,5)	78,5 (77,8 - 79,1)
Quintile 3	47,5 (46,5 - 48,6)	57,2 (56,4 - 58,1)	61,0 (60,2 - 61,8)	64,1 (63,3 - 64,8)	68,2 (67,3 - 69,2)	74,4 (73,7 - 75,2)	77,2 (76,5 - 77,8)	78,2 (77,6 - 78,8)
Quintile 4	46,8 (45,8 - 47,7)	54,1 (53,3 - 54,9)	57,7 (56,9 - 58,4)	61,1 (60,4 - 61,9)	67,5 (66,6 - 68,4)	73,5 (72,8 - 74,2)	75,4 (74,8 - 76,1)	76,9 (76,3 - 77,5)
Quintile 5 (le plus pauvre)	36,7 (35,9 - 37,5)	45,4 (44,7 - 46,2)	49,7 (48,9 - 50,4)	53,4 (52,7 - 54,2)	63,8 (63,0 - 64,7)	69,2 (68,5 - 69,9)	71,7 (71,0 - 72,4)	73,0 (72,3 - 73,6)
Q1 - Q5	16,5	17,5	17,9	15,2	6,9	7,1	7,2	6,7
Q1 - Total	7,4	7,7	8,2	6,5	2,9	2,7	3,0	2,7

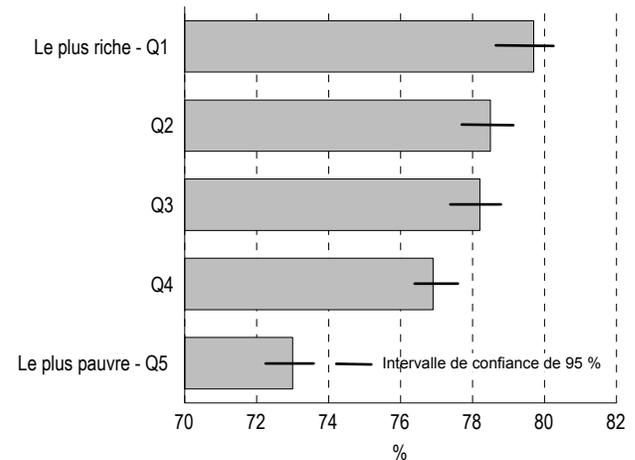
Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.
Nota : Les différences des taux sont calculées à partir de données non arrondies.

Graphique 7
Probabilité de survie jusqu'à 75 ans selon le quintile de revenu du quartier, hommes, régions urbaines du Canada, 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Graphique 8
Probabilité de survie jusqu'à 75 ans selon le quintile de revenu du quartier, femmes, régions urbaines du Canada, 1996



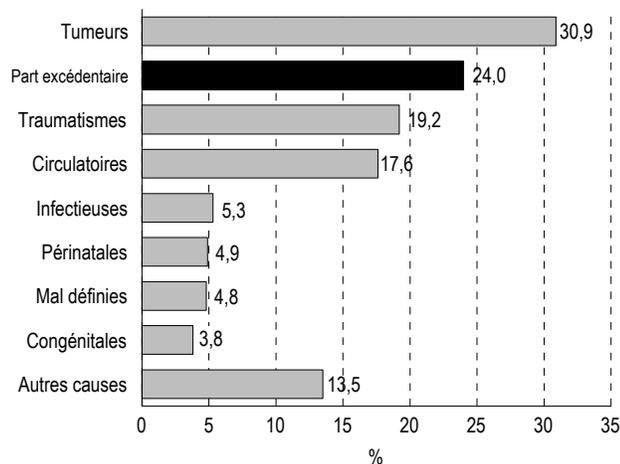
Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

De 1971 à 1996, la probabilité de survivre jusqu'à 75 ans s'est accrue, en moyenne, de 16 points de pourcentage pour les hommes, tandis que pour les femmes (qui étaient déjà dans une meilleure situation), elle a progressé de 9 points. L'augmentation était répartie presque uniformément entre les quintiles, si bien que les différences inter-quintiles n'ont presque pas varié au cours de la période de 25 ans.

Années potentielles de vie perdues avant 75 ans

En 1996, les causes les plus importantes d'années potentielles de vie perdues (APVP) de la naissance à 74 ans étaient les tumeurs (tous les types de cancer), suivies des traumatismes (intentionnels et accidentels) et des maladies de l'appareil circulatoire (graphique 9). L'excédent des APVP, c'est-à-dire le pourcentage des APVP qui était attribuable au revenu du quartier, se situait à 24 %, une proportion supérieure à celle des APVP attribuables aux traumatismes ou aux maladies de l'appareil circulatoire (graphique 9). L'élimination des APVP excédentaires se traduirait donc par une augmentation du nombre d'années potentielles de vie équivalente à l'éradication d'une des trois causes principales de décès.

Graphique 9
Total des années potentielles de vie perdues (APVP) avant 75 ans selon la cause de décès (chapters de la Classification internationale des maladies) et excédent des APVP attribuable au revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1996



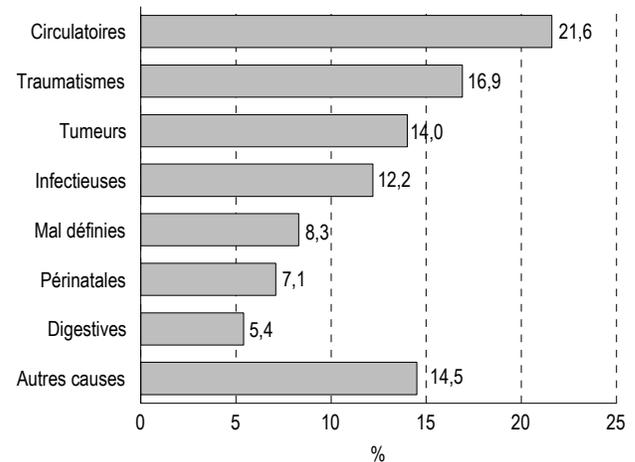
Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Nota : L'excédent des APVP a été défini comme la différence entre les nombres observés et attendus d'APVP, où le nombre attendu d'APVP est celui qui aurait été observé si les taux de mortalité selon l'âge et le sexe enregistrés pour le quintile de revenu supérieur s'étaient appliqués à toute la population.

En 1996, les causes de décès contribuant le plus à l'excédent des APVP attribuable au revenu du quartier étaient les maladies de l'appareil circulatoire, les traumatismes, les tumeurs et les maladies infectieuses (graphique 10). Les trois premières étaient les mêmes que pour le nombre total d'APVP, mais en ordre inverse. Les maladies de l'appareil circulatoire étaient aussi la cause de la plus forte proportion de l'excédent des APVP aux Pays-Bas⁶⁴.

Si le taux de mortalité pour le quintile le plus riche avait été observé pour tous les quintiles de revenu et que les taux de l'excédent de mortalité étaient les mêmes pour les régions rurales et les petites villes du Canada, 13 000 hommes et 5 000 femmes de moins seraient décédés avant 75 ans en 1996 (tableau 8). De 1971 à 1996, le taux de l'excédent des APVP avant 75 ans pour 100 000 personnes a diminué de 35 % (chutant de presque 2 000 en 1971 à environ 1 300 en 1996), le fléchissement ayant eu lieu presque entièrement avant 1986. Les tendances observées pour l'excédent des APVP ne sont pas les mêmes que celles observées pour la probabilité de survie jusqu'à 75 ans, puisque le fait de retarder un décès de l'âge de 25 ans à l'âge de 50 ans correspond à un gain de 25 années potentielles de vie, mais ne fait pas varier la probabilité de survie jusqu'à 75 ans.

Graphique 10
Excédent des années potentielles de vie perdues (APVP) attribuables aux différences de mortalité selon le revenu, selon la cause de décès (chapters de la Classification internationale des maladies), régions urbaines du Canada, 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Nota : L'excédent des APVP a été défini comme la différence entre les nombres observés et attendus d'APVP, où le nombre attendu d'APVP est celui qui aurait été observé si les taux de mortalité selon l'âge et le sexe enregistrés pour le quintile de revenu supérieur s'étaient appliqués à toute la population.

Tableau 8

Décès excédentaires et excédent des années potentielles de vie perdue (APVP) avant 75 ans attribuables au revenu du quartier, selon le sexe, toutes causes de décès confondues, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996

	Décès			APVP			Population vivant hors établissement (en milliers)	Taux [†]	
	Total	Nombre excédentaire	% excédentaire	Total	Nombre excédentaire	% excédentaire		Décès excédentaires	Excédent APVP
Total									
1971	46 513	8 290	17,8	1 000 318	221 378	22,1	11 262	73,6	1 966
1986	51 983	9 951	19,1	918 510	188 981	20,6	14 446	68,9	1 308
1991	52 040	11 144	21,4	906 347	202 768	22,4	15 879	70,2	1 277
1996	53 588	10 775	20,1	903 702	216 442	24,0	16 953	63,6	1 277
Hommes									
1971	29 450	6 001	20,4	633 329	149 182	23,6	5 596	107,2	2 666
1986	32 401	7 520	23,2	585 242	142 965	24,4	7 129	105,5	2 005
1991	32 374	8 249	25,5	580 228	149 372	25,7	7 857	105,0	1 901
1996	32 920	7 740	23,5	568 320	154 282	27,1	8 373	92,4	1 843
Femmes									
1971	17 063	2 289	13,4	366 990	72 196	19,7	5 665	40,4	1 274
1986	19 582	2 431	12,4	333 269	46 016	13,8	7 316	33,2	629
1991	19 666	2 896	14,7	326 119	53 396	16,4	8 022	36,1	666
1996	20 668	3 035	14,7	335 383	62 161	18,5	8 581	35,4	724

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Nota : Si le même taux de décès prématurés excédentaires s'appliquait aux régions rurales et aux petites villes du Canada, on estime à presque 18 000 le nombre de décès prématurés excédentaires pour l'ensemble de la population du Canada ne vivant pas en établissement de santé en 1996 (13 000 hommes et 5 000 femmes).

[†] Décès excédentaires et excédent des APVP avant 75 ans pour 100 000 personnes de 0 à 74 ans vivant hors établissement.

En 1971, 39 % de l'excédent des APVP était attribuable aux décès d'enfants de moins de 15 ans (données non présentées). En 1996, la mortalité chez les jeunes avait diminué à un point tel que 12 % seulement de l'excédent des APVP était attribuable à ce groupe d'âge. L'évolution des différences de mortalité d'origine socio-économique selon la cause de décès et les raisons possibles de ces changements seront examinées plus loin.

Causes de décès pour lesquelles il y a progrès vers l'objectif Santé pour tous

Pour plusieurs causes de décès, dont les maladies ischémiques du cœur, la plupart des traumatismes, la cirrhose du foie, le cancer de l'utérus, et les troubles périnataux, les taux de mortalité ont diminué au cours de la période de référence de 25 ans et les différences entre les quintiles de revenu se sont amenuisées (graphique 11 et partie supérieure du tableau 9).

Pour la cardiopathie ischémique, les ratios de taux de mortalité n'étaient que moyens, mais les différences des taux sont demeurées très importantes, quoique nettement plus faibles qu'en 1971. Les progrès ont été plus importants pour les hommes que pour les femmes, les taux observés pour les hommes les plus pauvres étant ceux qui ont diminué le plus (graphique 11A). Néanmoins, pour 1996, le gradient de taux de mortalité par maladie cardiaque augmentait

uniformément, du quintile le plus riche au quintile le plus pauvre, et les écarts entre quintiles successifs demeuraient importants en valeurs absolues. Ces écarts étaient plus faibles pour les femmes que pour les hommes, mais toutefois considérables (graphique 11B), le taux augmentant d'un quintile à l'autre, du plus riche au plus pauvre.

Pour les traumatismes, sauf ceux causés par les accidents d'automobile et les suicides (graphique 11C), autrement dit pour ceux causés par les chutes, les empoisonnements, les noyades, les incendies et ainsi de suite, les taux de mortalité et les différences de mortalité selon le revenu ont beaucoup diminué au fil du temps, mais le quintile le plus pauvre est demeuré relativement plus désavantagé.

Pour toutes les causes extérieures de décès confondues (c'est-à-dire, tous les accidents, empoisonnements et actes de violence), les taux de mortalité et les différences de mortalité selon le revenu ont aussi diminué considérablement au fil du temps (données non présentées). Comme pour la réduction de la mortalité liée aux traumatismes chez les enfants³⁵, ces progrès tenaient vraisemblablement à de nombreux facteurs qui dépassaient le cadre du système de santé, comme les mesures législatives, la réglementation, les politiques, l'éducation, la sécurité des produits, la sécurité des transports, la santé et la sécurité à l'école et sur les lieux de travail,

Autres études des différences socioéconomiques des taux de mortalité par maladie de l'appareil circulatoire

Outre les différences d'origine socioéconomique importantes des taux de mortalité par cardiopathie ischémique observés ici, une étude canadienne antérieure a révélé des différences de mortalité selon le revenu comparables mais moins frappantes pour l'accident vasculaire cérébral^{28,31}. Une autre étude a montré que les différences de soins de santé reçus après un infarctus aigu du myocarde (crise cardiaque) au Canada n'étaient pas la cause de la plupart des écarts des taux de survie selon la catégorie socioéconomique⁶⁵. Des résultats comparables ont également été obtenus en ce qui concerne les différences d'origine socioéconomique relatives au traitement et à la survie après un accident vasculaire cérébral²³. Donc, tant pour la crise cardiaque que pour l'accident vasculaire cérébral, au Canada, les différences d'origine socioéconomique des taux de mortalité semblent être surtout attribuables à des différences d'incidence plutôt qu'à des différences concernant le traitement ou la survie.

En Écosse, on a montré que la privation socioéconomique avait un effet profond sur le risque d'avoir une première crise cardiaque, la chance d'arriver en vie à l'hôpital et la probabilité de survivre le premier mois⁶⁶. Les auteurs de cette étude ont conclu que pour réduire la mortalité due à la maladie cardiaque, il faudrait se concentrer sur la prévention primaire qui tient compte explicitement des inégalités socioéconomiques.

En Finlande, environ la moitié de la mortalité excédentaire chez les hommes appartenant aux classes sociales inférieures, et une proportion plus faible chez les femmes, a été associée au risque plus prononcé chez ces personnes d'être atteintes d'une maladie cardiovasculaire, si bien qu'une amélioration des comportements ayant un effet sur la santé contribuerait (mais ne suffirait pas) à réduire les taux de mortalité⁶⁷. De surcroît, il faudrait attaquer le problème des inégalités en matière de santé de plusieurs fronts, y compris celui des politiques sociales en général.

Aux États-Unis, vivre dans un quartier défavorisé a été associé à une incidence plus forte de coronaropathie, même après correction pour tenir compte des facteurs de risque établis⁶⁸.

En Australie, pour les classes sociales définies d'après la profession, les différences des taux (mais non les ratios de taux) de mortalité attribuables à la coronaropathie ont diminué de la fin des années 1970 au milieu des années 1990⁴⁷, tendance qui correspond à celles observées dans le cadre de la présente étude.

Selon une étude de suivi sur 12 ans menée auprès de Suédois d'âge mûr, la valeur des rapports de cotes comparatifs selon la catégorie professionnelle était à peu près la même pour la mortalité par coronaropathie que pour la mortalité toutes causes confondues⁶⁹, résultats comparables à ceux obtenus pour les rapports des taux comparatifs de mortalité (TCM) pour le Canada. Après correction supplémentaire, pour tenir compte des effets de 11 autres facteurs de risque, les rapports de cotes ont diminué de 25 % pour la mortalité

toutes causes confondues et de 30 % pour la mortalité par cardiopathie. Dans le cas des Suédoises, des conditions socioéconomiques défavorables au début ou plus tard dans la vie ont été associées à une augmentation considérable du risque de souffrir de coronaropathie, même en tenant compte de l'effet de l'état matrimonial et des facteurs de risque habituellement associés aux maladies du cœur⁷⁰.

Ainsi, les différences observées pour le Canada semblent des estimations raisonnables des chiffres que l'on pourrait avoir obtenus en suivant des méthodes axées sur la personne et des modèles d'enquêtes longitudinales; ces différences ne paraissent pas être liées simplement à des variations des facteurs de risque selon le quintile.

Bien que les facteurs de risque ne tiennent manifestement pas compte de toutes les différences socioéconomiques observées, ils contribuent sans doute considérablement à la mortalité par maladie cardiovasculaire et par d'autres causes au Canada. En Ontario, le risque de souffrir de coronaropathie était environ deux fois plus élevé chez les personnes moins scolarisées, en grande partie à cause d'une plus forte prévalence de l'usage du tabac et d'un taux de cholestérol plus élevé⁷¹.

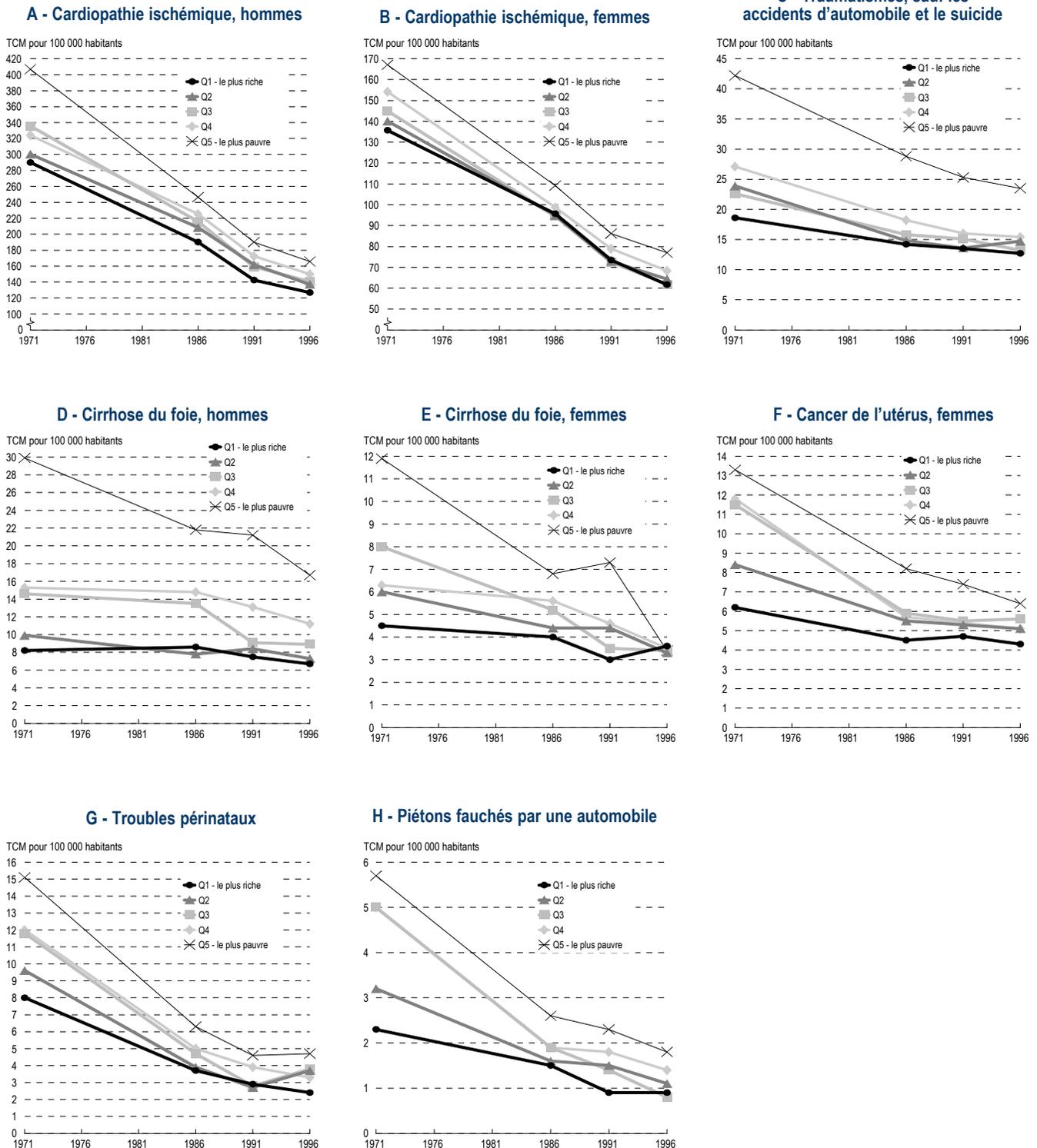
De nettes différences de prévalence de tabagisme, de sédentarité et d'obésité selon la situation socioéconomique étaient également évidentes au Canada, et peu de progrès en vue de réduire ces écarts ont été réalisés de 1985 à 1991⁷². Mise à part la consommation plus forte d'alcool chez les personnes plus riches, on a noté une association inverse entre toutes les mesures de comportements ayant un effet indésirable sur la santé et diverses mesures du statut socioéconomique (niveau de scolarité, profession, sources de revenu et revenu)⁷³. En outre, la prévalence de la précarité alimentaire dans les ménages canadiens variait fortement selon la situation socioéconomique, les ménages les plus pauvres courant le plus grand risque⁷⁴.

Lors d'une étude de suivi sur la mortalité menée sur 10 ans auprès de personnes ayant participé à l'enquête Nutrition Canada au début des années 1970, on a associé à des indicateurs de faible statut socioéconomique d'importants facteurs de risque de décès, ainsi que la mortalité toutes causes confondues chez les adultes¹⁰.

Les données sur la mortalité et sur l'incapacité recueillies lors de deux cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population de Statistique Canada²⁴ ont permis de démontrer qu'il existait aussi d'importantes différences d'espérance de vie sans incapacité en fonction du revenu et du niveau de scolarité, ainsi que de comportements posant un risque pour la santé, comme le tabagisme, le niveau d'activité physique et l'indice de masse corporelle. Les différences d'origine socioéconomique étaient réduites mais non éliminées lorsqu'on tenait compte de ces comportements de risque.

Graphique 11

Causes de décès pour lesquels on note un progrès vers l'objectif Santé pour tous; taux comparatifs de mortalité (TCM) pour 100 000 personnes, selon le quintile de revenu du quartier, Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Tableau 9

Taux comparatifs de mortalité pour 100 000 personnes, tous âges confondus, pour certaines causes de décès, selon le sexe et le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996

	Total	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	RT [†]	DT [‡]	Excédent [§]	% excé- dantaire ^{††}
Toutes causes de décès confondues^{††}										
Hommes et femmes										
1971	712,8	615,9	641,9	701,9	710,6	847,1	1,38	231,2	96,9	13,6
1986	589,7	526,9	547,5	566,1	595,8	702,9	1,33	175,9	62,8	10,6
1991	526,3	468,3	492,6	497,3	541,9	630,5	1,35	162,2	58,0	11,0
1996	502,0	450,0	472,8	474,6	505,1	593,1	1,32	143,1	51,9	10,3
Hommes										
1971	961,7	801,4	849,3	936,1	942,5	1 186,9	1,48	385,5	160,2	16,7
1986	792,4	675,3	713,3	752,9	808,9	983,9	1,46	308,7	117,1	14,8
1991	706,7	588,1	645,9	669,3	735,5	880,4	1,50	292,3	118,6	16,8
1996	663,9	567,9	608,5	630,6	672,8	813,5	1,43	245,6	96,0	14,5
Femmes										
1971	523,1	474,4	483,2	524,7	533,2	584,8	1,23	110,3	48,7	9,3
1986	440,0	420,9	426,1	428,0	437,3	489,1	1,16	68,1	19,1	4,3
1991	394,4	380,8	384,6	372,3	399,2	440,9	1,16	60,1	13,7	3,5
1996	385,2	367,2	376,6	363,0	383,7	427,7	1,16	60,5	18,0	4,7
Cardiopathie ischémique										
Hommes										
1971	338,3	289,9	300,4	335,6	324,0	406,8	1,40	116,9	48,4	14,3
1986	217,8	190,1	208,4	215,7	225,2	246,4	1,30	56,3	27,7	12,7
1991	165,7	142,5	161,7	159,1	172,4	190,1	1,33	47,6	23,2	14,0
1996	145,3	126,8	137,0	140,6	149,7	165,7	1,31	38,8	18,5	12,7
Femmes										
1971	150,2	135,7	140,1	144,9	154,2	167,1	1,23	31,4	14,5	9,7
1986	99,0	95,7	94,8	94,6	98,7	109,2	1,14	13,5	3,3	3,3
1991	76,9	73,5	72,8	72,4	78,9	86,2	1,17	12,7	3,4	4,4
1996	67,3	61,7	64,4	61,8	68,3	77,0	1,25	15,3	5,6	8,3
Traumatismes, sauf les accidents d'automobile et le suicide										
Hommes et femmes										
1971	27,1	18,6	23,9	22,6	27,1	42,2	2,27	23,6	8,5	31,5
1986	18,4	14,2	14,8	15,8	18,2	28,8	2,03	14,6	4,2	22,7
1991	16,6	13,5	13,6	15,1	16,0	25,3	1,88	11,8	3,1	18,7
1996	16,0	12,7	14,7	13,2	15,4	23,5	1,85	10,8	3,3	20,8
Cirrhose du foie										
Hommes										
1971	16,2	8,2	9,9	14,6	15,3	29,9	3,66	21,7	8,1	49,7
1986	13,4	8,6	7,8	13,5	14,8	21,8	2,55	13,3	4,9	36,2
1991	11,9	7,5	8,4	9,1	13,1	21,2	2,85	13,8	4,4	37,2
1996	10,2	6,7	7,3	8,9	11,2	16,7	2,50	10,0	3,5	34,2
Femmes										
1971	7,5	4,5	6,0	8,0	6,3	11,9	2,66	7,4	3,0	40,1
1986	5,3	4,0	4,4	5,2	5,6	6,8	1,67	2,7	1,2	23,1
1991	4,6	3,0	4,4	3,5	4,6	7,3	2,42	4,3	1,6	34,3
1996	3,4	3,6	3,3	3,4	3,5	3,4	0,95	-0,2	-0,2	-5,6
Cancer de l'utérus										
Femmes										
1971	10,4	6,2	8,4	11,5	11,8	13,3	2,16	7,1	4,2	40,6
1986	6,0	4,5	5,5	5,9	5,7	8,2	1,82	3,7	1,5	24,6
1991	5,7	4,7	5,3	5,5	5,4	7,4	1,58	2,7	1,0	17,9
1996	5,3	4,3	5,1	5,6	5,1	6,4	1,50	2,1	1,1	20,2
Troubles périnataux										
Garçons et filles										
1971	11,4	8,0	9,6	11,8	12,0	15,1	1,90	7,1	3,4	30,1
1986	4,7	3,7	3,9	4,7	5,0	6,3	1,70	2,6	1,0	21,4
1991	3,4	2,9	2,7	2,8	3,9	4,6	1,57	1,7	0,5	13,4
1996	3,6	2,4	3,7	3,8	3,3	4,7	1,94	2,3	1,2	33,6
Piétons fauchés par une automobile										
Hommes et femmes										
1971	4,4	2,3	3,2	5,0	5,0	5,7	2,45	3,4	2,0	46,7
1986	1,9	1,5	1,6	1,9	1,9	2,6	1,78	1,2	0,4	22,9
1991	1,6	0,9	1,5	1,4	1,8	2,3	2,44	1,4	0,7	42,1
1996	1,2	0,9	1,1	0,8	1,4	1,8	2,13	1,0	0,4	31,5
Occupants d'automobiles										
Hommes et femmes										
1971	14,1	13,6	14,1	15,6	15,3	12,5	0,92	-1,1	0,5	3,7
1986	8,6	9,4	8,8	8,4	8,3	8,2	0,87	-1,2	-0,9	-10,1
1991	7,1	8,9	7,5	6,6	6,6	6,5	0,74	-2,3	-1,7	-24,5
1996	5,4	6,6	7,1	5,0	4,8	3,5	0,53	-3,1	-1,2	-22,3

	Total	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	RT†	DT‡	Excédent§	% excé- dantaire††
Cancer du poumon										
Hommes										
1971	61,4	48,5	49,0	58,6	64,6	77,1	1,59	28,6	12,9	21,0
1986	73,0	51,7	62,3	72,0	77,2	94,8	1,83	43,0	21,2	29,1
1991	69,2	54,6	58,3	64,8	73,6	91,6	1,68	37,0	14,5	21,0
1996	63,6	51,5	56,6	60,7	67,2	80,1	1,56	28,6	12,1	19,1
Cancer du sein										
Femmes										
1971	28,5	30,7	28,0	28,9	28,1	27,8	0,90	-3,0	-2,2	-7,7
1986	30,2	29,9	30,6	30,0	30,5	29,8	1,00	-0,1	0,3	0,9
1991	27,7	28,8	28,4	27,2	25,5	28,4	0,99	-0,3	-1,0	-3,8
1996	26,7	30,4	25,5	26,2	25,8	26,6	0,88	-3,8	-3,7	-13,8
Cancer de la prostate										
Hommes										
1971	19,8	18,1	22,1	22,9	18,0	18,7	1,03	0,6	1,7	8,7
1986	23,1	22,7	25,8	21,9	23,6	22,3	0,99	-0,3	0,5	2,0
1991	23,1	24,6	23,6	24,5	21,4	22,0	0,90	-2,5	-1,5	-6,6
1996	20,9	24,4	21,6	21,0	20,0	18,0	0,74	-6,4	-3,5	-16,5
Suicide										
Hommes										
1971	18,8	14,5	15,5	17,5	19,2	26,1	1,80	11,6	4,3	22,8
1986	20,8	15,8	15,8	16,3	22,3	33,0	2,10	17,3	5,0	24,2
1991	18,1	13,9	14,6	17,5	19,0	25,1	1,81	11,2	4,2	23,4
1996	18,7	15,6	13,8	17,3	18,4	27,5	1,76	11,9	3,2	16,9
Femmes										
1971	8,2	8,5	8,6	7,7	7,5	9,0	1,06	0,5	-0,3	-3,2
1986	6,4	4,9	5,2	4,4	7,5	10,3	2,11	5,4	1,5	23,7
1991	5,2	3,2	3,8	5,3	4,9	8,7	2,75	5,5	2,1	39,3
1996	5,5	3,4	4,3	4,1	6,6	8,6	2,53	5,2	2,1	38,4
Cancer du poumon										
Femmes										
1971	8,8	7,7	8,5	6,8	10,3	10,1	1,32	2,5	1,1	12,7
1986	23,1	18,7	21,6	21,8	23,7	28,0	1,49	9,2	4,3	18,8
1991	27,8	25,6	25,6	26,9	27,8	32,6	1,27	7,0	2,2	7,9
1996	30,7	27,0	30,0	30,4	30,5	34,8	1,29	7,8	3,7	12,0
Maladies infectieuses										
Hommes et femmes										
1971	4,6	3,4	2,9	3,9	4,5	7,6	2,25	4,2	1,3	27,2
1986	5,8	3,9	3,6	4,7	6,4	10,1	2,58	6,2	1,9	32,6
1991	10,2	5,1	6,4	8,0	11,3	20,4	3,99	15,3	5,0	49,5
1996	10,5	6,0	7,5	7,6	11,0	20,5	3,41	14,5	4,5	42,7
Affections mal définies										
Hommes et femmes										
1971	4,4	2,6	3,7	3,6	4,1	6,9	2,62	4,3	1,8	40,5
1986	8,0	5,3	5,0	7,0	8,0	13,8	2,60	8,5	2,7	33,6
1991	11,5	8,1	8,4	10,0	12,3	18,3	2,27	10,3	3,4	29,6
1996	10,0	6,7	7,3	8,2	10,6	17,0	2,52	10,2	3,3	32,8
Troubles mentaux										
Hommes et femmes										
1971	2,7	1,6	1,8	2,1	1,8	5,9	3,74	4,3	1,2	42,2
1986	5,9	4,3	4,9	4,6	5,2	10,1	2,35	5,8	1,6	27,2
1991	6,1	5,6	5,4	5,2	5,9	9,0	1,62	3,5	0,6	9,6
1996	8,2	7,7	7,5	7,1	8,8	10,1	1,30	2,3	0,5	6,2
Diabète										
Hommes										
1971	15,5	15,0	13,4	15,7	15,6	17,1	1,14	2,1	0,5	3,0
1986	13,0	10,5	14,3	12,5	13,1	14,6	1,39	4,1	2,4	18,8
1991	13,7	11,3	11,5	12,2	14,5	18,8	1,67	7,5	2,5	17,9
1996	16,1	13,5	13,5	14,5	16,8	21,2	1,56	7,6	2,6	16,1
Femmes										
1971	13,3	10,5	10,1	13,4	13,3	17,2	1,64	6,7	2,8	20,9
1986	9,2	8,0	8,8	9,3	9,7	10,1	1,26	2,1	1,2	12,5
1991	9,2	9,1	8,2	8,6	9,8	10,6	1,17	1,6	0,2	1,7
1996	9,9	9,1	7,8	9,5	8,9	13,4	1,47	4,3	0,7	7,6

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.
Nota : Voir le tableau A en annexe pour les codes de la Classification internationale des maladies correspondant à chaque cause. Voir le tableau C pour les erreurs-types.

† Ratios inter-quintiles des taux (Q5/Q1).

‡ Différences inter-quintiles des taux (Q5 - Q1).

§ Fraction étiologique du risque (Total - Q1).

†† Fraction étiologique du risque en pourcentage [$100 \times (\text{Total} - \text{Q1})/\text{Total}$].

‡‡ Comprend les causes pour lesquelles des données détaillées ne sont pas présentées.

la santé publique et d'autres améliorations à long terme. Bien qu'il ait été impossible de répartir la baisse des taux de mortalité liée aux interventions particulières, la diminution du nombre de décès causés par les accidents d'automobile, par exemple, était probablement liée au perfectionnement de la fabrication et de l'utilisation des ceintures de sécurité, des sièges d'enfant, des coussins gonflables, à l'amélioration des pneus et des freins, à la conception sécuritaire des véhicules et des casques de vélo, ainsi qu'à l'augmentation du transport scolaire, à l'amélioration des traitements d'urgence des traumatismes et à l'application plus stricte des lois contre la vitesse excessive et l'alcool au volant. Des améliorations semblables à la réglementation, aux politiques, aux campagnes de sensibilisation, aux traitements d'urgence et à la sécurité des produits s'appliquaient aussi à la prévention des décès par noyade, par incendie ou par empoisonnement.

Pour la cirrhose du foie chez les hommes (graphique 11D), on a constaté un progrès, particulièrement pour le quintile le plus pauvre, mais les différences inter-quintiles demeuraient importantes. Chez les femmes (graphique 11E), les différences de mortalité par cirrhose du foie selon le revenu semblent avoir disparu.

Les différences selon le revenu ont également diminué pour la mortalité par cancer de l'utérus (y compris celui du col) (graphique 11F). Les quintiles les plus pauvres, pour lesquels le taux est demeuré le plus élevé pendant la période de 25 ans observée, affichaient la réduction des écarts la plus importante. Néanmoins, les écarts d'origine socioéconomique des taux de mortalité par cancer de l'utérus restaient importants et les taux d'ensemble enregistrés au Canada étaient assez élevés comparativement aux meilleures normes internationales. Durant la période de référence, le dépistage du cancer du col de l'utérus au Canada a été moins fréquent chez les femmes âgées et les femmes seules, ainsi que chez celles ayant fait peu d'études, ne parlent pas l'anglais ou étant nées à l'étranger et chez celles qui présentaient des comportements ou un mode de vie ayant un effet négatif sur la santé. Il serait donc possible de réduire davantage le nombre de décès évitables au moyen d'un dépistage précoce⁷⁵.

Pour les troubles périnataux (graphique 11G), les tendances ressemblent à celles relevées pour la mortalité infantile globale. Les TCM ont fléchi considérablement pour tous les quintiles, mais la variation la plus marquée a été celle observée pour les quintiles les plus pauvres, si bien que l'écart inter-quintile a chuté de 7,1 en 1971 à 2,3 en 1996. En ce qui concerne les différences d'origine

socioéconomique entre les taux de mortalité périnatale et ceux de la mortalité infantile globale, on a procédé à un examen minutieux des meilleures données disponibles, qui résultaient du couplage des données de recensement et de celles des registres médicaux des naissances pour un grand nombre d'années dans les pays nordiques⁷⁶ : cet examen a permis de constater que, si les facteurs de risque comportementaux et sociodémographiques étaient des variables explicatives importantes de la mortalité foetale et infantile, il en était de même des variables de statut socioéconomique, comme le niveau de scolarité et le revenu de la mère. Au Canada, on a observé une forte association entre le faible niveau de scolarité de la mère et la surmortalité foetale et infantile au Québec, qui était attribuable en grande partie à la surmortalité due à des troubles périnataux et au syndrome de mort subite du nourrisson²⁰.

Pour les décès de piétons fauchés par une automobile (graphique 11H), les taux de mortalité ont fléchi rapidement durant la période de référence et les différences selon le revenu ont également diminué.

Causes de décès pour lesquelles les résultats ont peu changé, ne révèlent aucune tendance ou dont le gradient inter-quintile est inversé

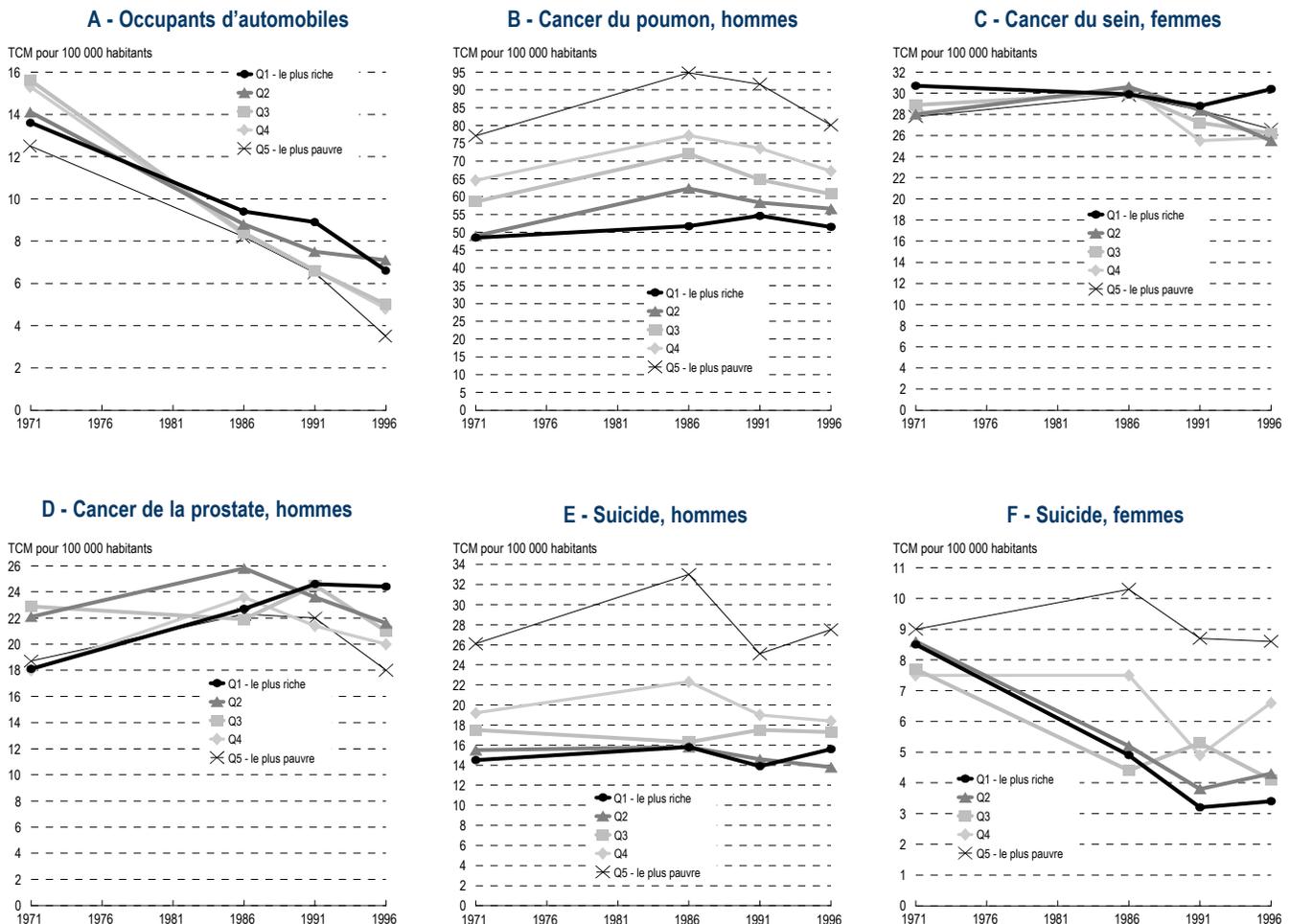
Pour quelques causes de décès, les valeurs des taux et des différences de taux selon le revenu ont peu varié ou ne révèlent aucune tendance, ou encore les différences selon le revenu formaient un gradient contraire à celui qui s'observe habituellement. Ces causes incluaient les accidents d'automobile pour les deux sexes, le cancer du poumon, le cancer de la prostate et le suicide chez les hommes et le cancer du sein chez les femmes (graphique 12 et partie médiane du tableau 9).

Pour les décès d'occupants et occupantes d'automobiles impliqués dans un accident de la circulation (graphique 12A), le gradient de mortalité selon le revenu était inversé, les taux les plus faibles étant enregistrés pour les quintiles les plus pauvres et les taux les plus élevés, pour les quintiles les plus riches. Cette situation pourrait être due en partie à une différence d'exposition au risque, le nombre de kilomètres-véhicules étant peut-être plus faible pour les membres des quintiles les plus pauvres.

Pour le cancer du poumon chez les hommes (graphique 12B), la variation nette de la différence de mortalité selon le revenu et des taux de mortalité de 1971 à 1996 était faible. Cependant, aussi bien les taux que les écarts des taux ont atteint un sommet en 1986.

Graphique 12

Causes de décès pour lesquelles on note peu de changements, il n'y a aucune tendance particulière ou on observe une inversion des courbes inter-quintiles; taux comparatifs de mortalité (TCM), selon le quintile de revenu du quartier, Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

En ce qui concerne le cancer du sein chez les femmes (graphique 12C), le gradient de mortalité selon le revenu était également inversé, les taux étant un peu plus élevés pour le quintile le plus riche que pour les autres quintiles. Une autre étude a conclu que le risque multidimensionnel comparatif d'être atteinte (par opposition à mourir) d'un cancer du sein après la ménopause au Canada était de 1,3 pour une forte suffisance du revenu par opposition à une faible suffisance et de 1,4 pour un niveau de scolarité élevé par opposition à un faible niveau⁷⁷. Les variables de contrôle englobaient divers facteurs qui varient selon le statut socioéconomique, comme l'âge à l'apparition des premières règles, l'âge au moment de la première grossesse, le nombre de naissances vivantes, le nombre de mois d'allaitement naturel et la taille de la

mère. Ces résultats laissent entendre que dans le cas du cancer du sein, les différences d'origine socioéconomique concernant les facteurs de risque pourraient être favorables aux femmes de faible statut socioéconomique.

Pour le cancer de la prostate (graphique 12D), le taux de mortalité des hommes du quintile le plus riche a augmenté, pour passer d'un des taux les plus faibles en 1971 au taux définitivement le plus élevé en 1996. Cette année-là, le gradient de mortalité selon le revenu était nettement inversé. Cependant, le fléchissement modeste des taux de mortalité par cancer de la prostate au Canada au début des années 1990 n'était vraisemblablement pas attribuable au dépistage⁷⁸.

Sauf dans le cas du cancer de l'utérus, pour lequel la réduction des taux de mortalité et de l'écart des

taux selon le revenu a été impressionnante, assez peu de progrès ont été réalisés au Canada en vue d'atteindre l'objectif Santé pour tous^{1,79} pour la plupart des décès attribuables aux autres formes de cancer. Cependant, une comparaison internationale de la survie au cancer à Toronto et à Détroit révèle que les taux d'incidence du cancer étaient comparables dans les deux villes, mais que les taux de survie étaient plus élevés à Toronto qu'à Détroit, particulièrement dans les régions les plus pauvres. Ces constatations sous-entendent qu'au Canada, les résultats du traitement ne dépendaient pas fortement du revenu, contrairement à ce que l'on a observé aux États-Unis⁸⁰.

Durant la période de référence, la variation nette des taux de mortalité par suicide chez les hommes a été faible (graphique 12E), qu'il s'agisse des niveaux ou des écarts. Cependant, chez les femmes, les taux de mortalité par suicide ont généralement reculé (graphique 12F), sauf pour le quintile le plus pauvre. La mortalité par suicide élevée, particulièrement chez les hommes, demeurerait un problème au Canada. Alors que la mortalité due à d'autres causes a diminué, l'importance relative de cette cause de décès a progressé et représentait une part croissante du fardeau global de la surmortalité associée aux inégalités socioéconomiques.

Différence de vulnérabilité au cancer du poumon chez les fumeurs et effets de l'exposition à la fumée des autres

Les importantes différences d'origine socioéconomique entre les taux de mortalité par cancer du poumon ont été un problème persistant chez les hommes et un problème dont l'importance a augmenté rapidement chez les femmes au Canada. Bien que les causes les plus évidentes aient été sans contredit l'augmentation de la fréquence du tabagisme chez les femmes et les taux antérieurement élevés de tabagisme chez les hommes, plusieurs études réalisées dans d'autres pays ont permis de constater que les variations de la prévalence du tabagisme selon le groupe socioéconomique n'expliquent pas entièrement les différences d'incidence du cancer du poumon et de la mortalité due à ce cancer attribuables au statut socioéconomique. Selon les données de l'étude de suivi de la mortalité menée sur 17 ans à Copenhague, même chez les fumeurs, l'incidence du cancer du poumon était trois fois plus élevée pour les hommes appartenant à la classe inférieure que pour ceux de la classe supérieure⁸¹. Selon les chercheurs, les différences de vulnérabilité au cancer du poumon étaient l'explication la plus plausible de cet écart, puisque les variations de l'usage du tabac selon la classe sociale n'expliquaient qu'environ 20 % du risque excédentaire. Deux études de cohortes réalisées en Écosse ont aussi mené à la conclusion que le risque d'être atteint d'un cancer du poumon variait selon la classe sociale, outre l'effet du tabagisme, et que cet écart du risque pourrait être dû à une mauvaise santé pulmonaire, aux privations et aux conditions socioéconomiques défavorables au cours de la vie⁸². En Finlande, une étude de suivi de la mortalité sur sept années chez les hommes de 50 à 69 ans pour lesquels on disposait de renseignements complets sur les antécédents d'usage du tabac a permis de démontrer que la mortalité par cancer du poumon chez les gros

fumeurs ayant un faible niveau de scolarité excédait d'environ un tiers celui enregistré pour leurs homologues plus scolarisés et que le risque excédentaire ne variait pour ainsi dire pas après correction supplémentaire pour tenir compte de l'inhalation de la fumée et de la durée de l'usage du tabac et après correction partielle pour tenir compte des expositions professionnelles⁸³.

Cependant, en plus de la variation de la prévalence du tabagisme en fonction de diverses mesures du statut socioéconomique, l'exposition résidentielle et professionnelle à la fumée des autres pourrait aussi expliquer le risque accru d'être atteint d'un cancer du poumon chez les Canadiennes qui n'ont jamais fumé⁸⁴. En fait, environ la moitié de l'incidence plus élevée du cancer du poumon chez les non-fumeuses comptant neuf années d'études ou moins semble avoir été associée partiellement à l'exposition plus importante à la fumée des autres au cours de la vie, au domicile et au lieu de travail. Selon une autre étude cas-témoin réalisée récemment au Canada, le risque relatif corrigé d'être atteint d'un cancer du poumon était de 1,5 et 1,7 respectivement pour les hommes et pour les femmes ayant un faible revenu comparativement au groupe de revenu le plus élevé⁸⁵. Des écarts semblables du risque ont été observés entre un niveau de scolarité faible et un niveau élevé. Ces résultats donnent à penser que les ratios des taux de mortalité selon le revenu du quartier figurant dans la présente étude constituent une estimation raisonnable, voire prudente, du risque excédentaire associé aux indicateurs du statut socioéconomique portant sur les particuliers et que le risque excédentaire enregistré pour les groupes de faible statut socioéconomique n'était pas dû simplement à des différences de comportements à risque tels que leur propre usage du tabac.

Causes de décès pour lesquelles les taux de mortalité et les différences selon le revenu ont augmenté

Pour quelques causes de décès, les taux de mortalité ont augmenté et les écarts selon le revenu se sont accentués. Ces causes incluaient le cancer du poumon chez la femme, ainsi que les maladies infectieuses, les affections mal définies, les troubles mentaux et le diabète chez les deux sexes (graphique 13 et partie inférieure du tableau 9).

Le taux de mortalité par cancer du poumon a augmenté rapidement chez les femmes de tous les quintiles de revenu (graphique 13A) et l'écart entre les riches et les pauvres s'est accentué. À partir de

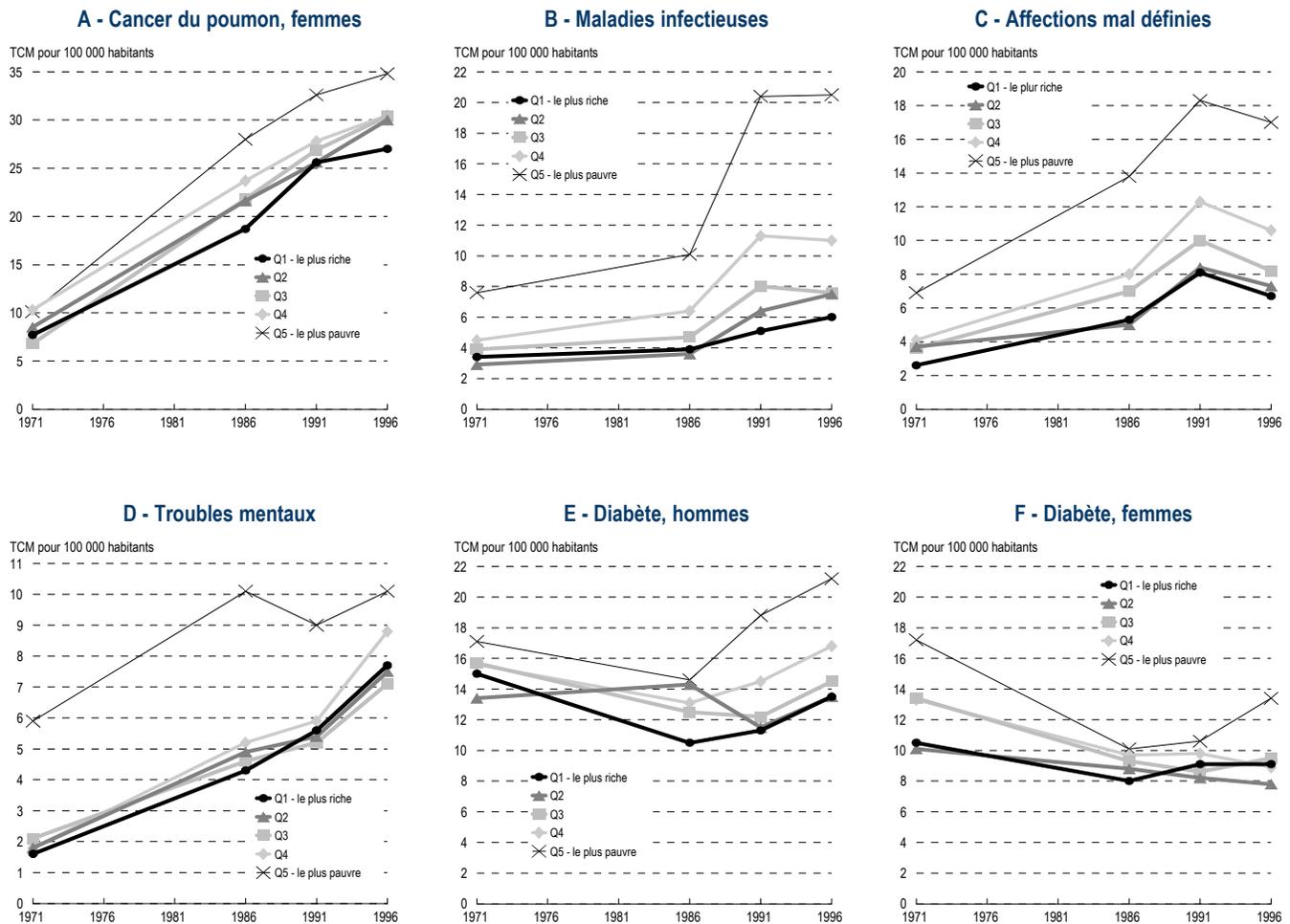
1986, les taux ont été nettement plus élevés pour le quintile le plus pauvre que pour les quatre autres (voir l'encadré *Différence de vulnérabilité au cancer du poumon chez les fumeurs et effets de l'exposition à la fumée des autres*).

En partie à cause du sida, les taux de mortalité due aux maladies infectieuses (graphique 13B) ont augmenté considérablement, surtout de 1986 à 1996, et la différence de mortalité selon le revenu s'est accentuée.

Des études de suivi menées à Vancouver ont montré qu'après l'infection par le virus de l'immunodéficience humaine (qui cause le sida), la durée de la vie des hommes qui touchaient un faible

Graphique 13

Causes de décès pour lesquels les taux de mortalité et les différences de mortalité selon le revenu ont augmenté; taux comparatifs de mortalité (TCM), selon le quintile de revenu du quartier, Canada, 1971 à 1996



Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.
Nota : Les maladies infectieuses incluent les occurrences de sida pour 1986, qui avaient été classées « maladies métaboliques » à l'origine.

revenu était plus courte⁸⁶, l'évolution de la maladie étant plus lente chez les hommes ayant un revenu élevé, malgré l'administration d'un même traitement⁸⁷. Tant à Vancouver qu'à Toronto, les cas de tuberculose étaient environ quatre fois plus fréquents pour le décile inférieur de revenu du quartier que pour le décile supérieur⁸⁸. Chez les immigrants qui se sont établis en Ontario, le risque de contracter la tuberculose après l'arrivée au Canada était plus élevé pour les personnes provenant de pays où la maladie était endémique; toutefois, même après correction pour tenir compte du pays d'origine et d'autres facteurs de risque, le risque demeurait plus élevé pour les personnes ayant un faible niveau de scolarité⁸⁹. Aux États-Unis, le statut socioéconomique du quartier expliquait une part importante du risque accru de tuberculose qui avait été attribuée antérieurement à la race et à l'ethnicité⁹⁰.

Dans le cas des affections mal définies (graphique 13C), les taux de mortalité ont augmenté et les écarts entre quintiles se sont accentués. Ces variations pourraient refléter le déclin de longue durée de la proportion de décès qui ont fait l'objet d'une autopsie (données de l'état civil sur les autopsies, non présentées). Si on avait attribué une cause particulière à ces décès, les différences d'origine socioéconomique notées pour les autres causes de décès auraient été un peu plus importantes. Cependant, la plupart des décès pour lesquels le code de cause est celui des affections mal définies étaient vraisemblablement attribuables à l'une des causes principales de décès, dont les maladies cardiovasculaires et le cancer. Par conséquent, il est peu probable, quelle que soit la cause de décès, que le code existant ait influé indûment sur la tendance des différences d'origine socioéconomique.

Les taux de mortalité due à des troubles mentaux (graphique 13D) ont augmenté rapidement et sont restés relativement élevés pour le quintile le plus pauvre. Quoique inclus dans cette catégorie, l'alcoolisme n'était pas responsable de cette hausse des taux (données non présentées).

En ce qui concerne le diabète chez les hommes (graphique 13E), pour la plupart des quintiles, les taux de mortalité ont diminué de 1971 à 1986, mais ont augmenté de 1986 à 1996. Puisque la hausse durant cette dernière période a été particulièrement importante pour les quintiles les plus pauvres, les différences inter-quintiles de taux se sont accentuées de 1986 à 1996. Dans le cas du diabète chez les femmes (graphique 13F), pour tous les quintiles, les taux de mortalité ont chuté de 1971 à 1986, puis n'ont presque plus varié de 1986 à 1996, sauf pour le quintile le plus pauvre, où le taux a augmenté de façon marquée. Par conséquent, les différences inter-

quintiles de taux étaient considérablement plus importantes en 1996 qu'en 1986. Les tendances observées tant pour les taux globaux que pour les différences socioéconomiques de mortalité par diabète sont inquiétantes et méritent d'être étudiées plus en détail. Il faudrait examiner les liens possibles avec les tendances relatives à l'obésité et au mode de vie sédentaire, ainsi que les écarts selon l'origine ethnique et le lieu de naissance⁹¹.

Moment où ont eu lieu les variations des taux de mortalité

Le moment de la variation des taux de mortalité diffèrait selon la cause de décès. Pour certaines causes, la plupart des progrès ont eu lieu de 1971 à 1986, juste après le lancement du programme universel d'assurance-maladie au Canada. Pour d'autres, les progrès se sont poursuivis assez régulièrement pendant toute la période de 25 ans étudiée ou se sont même accélérés durant les 10 dernières années (de 1986 à 1996). Pour quelques causes, la situation s'est détériorée pendant la dernière décennie, surtout dans l'intervalle de cinq ans entre 1991 et 1996, période où le chômage ainsi que la prévalence et l'intensité du faible revenu ont augmenté dans les régions urbaines du Canada^{94,95}, de même que l'inégalité des richesses⁹⁶. Néanmoins, de 1985 à 1995, si l'on considère le Canada dans son ensemble et que l'on tient compte des effets de l'impôt sur le revenu et des transferts gouvernementaux, le niveau de revenu disponible des familles est devenu plus uniforme⁹⁷.

Le revenu ou d'autres facteurs?

Bien que les quintiles utilisés dans la présente étude soient fondés sur le classement des secteurs de recensement en fonction d'une mesure du revenu adéquat, ils diffèrent systématiquement les uns des autres en ce qui a trait à divers facteurs socioéconomiques, dont les sources de revenu, le mode d'occupation du logement (possédé ou loué), le niveau de scolarité, la profession, le chômage et la période d'immigration. Donc, l'association importante observée entre la mortalité et le revenu ne signifie pas nécessairement que le revenu, plutôt qu'une ou plusieurs autres caractéristiques, était le facteur déterminant. Il ne suffit pas de déterminer simplement quelle caractéristique est la plus étroitement liée à la mortalité ou de « contrôler » statistiquement l'effet des autres facteurs. Il faut plutôt soutenir que divers facteurs socioéconomiques se dessinent au cours de la vie d'une personne et agissent à différents moments de celle-ci. Ainsi, le niveau de scolarité, habituellement atteint vers le milieu de la vingtaine, fournit des

Limites

Généralisation des résultats. La présente étude est basée sur le revenu du quartier plutôt que sur le revenu personnel ou du ménage, et les résultats s'appliquent aux 60 % des Canadiens qui vivaient dans les régions métropolitaines. Cependant, les résultats d'autres études réalisées au Canada^{8 à 22,24} ont laissé entendre que le profil des différences de taux de mortalité selon le groupe socioéconomique établi ici est un reflet raisonnable, voire légèrement prudent, de ce que l'on pourrait attendre d'une analyse axée sur la personne. En outre, ces études ont indiqué que les inégalités n'étaient pas limitées aux résidents des régions métropolitaines de recensement (RMR) ni aux personnes vivant hors établissement. En effet, des études de suivi basées sur le revenu personnel ont suggéré des écarts selon le revenu plus importants que la présente étude, qui est fondée sur des mesures du revenu à l'échelon du quartier, même si l'on tient compte de l'effet de l'état de santé initial et des facteurs de risque connus.

Mortalité plus faible chez les immigrants. Les taux de mortalité étaient plus faibles chez les immigrants, particulièrement ceux arrivés récemment, que chez les Canadiens de naissance⁹². Puisque la proportion de personnes nées à l'étranger était plus élevée pour les quintiles pauvres que pour les quintiles riches et qu'elle a augmenté ces dernières années, on pourrait s'attendre à ce que la relation entre le revenu et la mortalité soit devenue moins visible et à ce que cet effet confusionnel ait pris de l'importance au cours du temps, particulièrement de 1991 à 1996. Pour 1986²⁸, la différence inter-quintile d'espérance de vie à la naissance chez les personnes nées au Canada était supérieure de 1,1 année à celle de l'ensemble de la population hors établissement des RMR.

Sous-dénombrement inégal au recensement. L'effet des écarts de sous-dénombrement net du recensement en fonction du revenu a également été estimé pour 1986. Une correction grossière pour tenir compte du sous-dénombrement net a réduit la différence inter-quintile d'espérance de vie à la naissance d'environ 0,5 année. Comme le sous-dénombrement net a augmenté lors des derniers recensements, il est vraisemblable que l'effet de la correction ait été un peu plus important pour 1991 et 1996. En 1986, les deux rajustements (limitation aux personnes nées au Canada et correction pour la différence de sous-dénombrement net du recensement) ont eu pour effet combiné d'accroître de 0,6 année la différence inter-quintile d'espérance de vie à la naissance.

Renversement des rapports de taux de mortalité aux âges avancés. Les différences de ratios de taux de mortalité les plus

prononcées ont été observées pour la toute petite enfance et pour les principales années d'activité. Par contre, pour le groupe des 85 ans et plus, les ratios des taux calculés pour le quintile le plus pauvre comparé au quintile le plus riche étaient inférieurs à 1,00 en 1991 et en 1996, un renversement qui a également été observé chez les personnes âgées de race noire aux États-Unis⁹³. Cet effet pourrait être dû en partie à un écart entre les taux de survie et en partie à l'exclusion des résidents des établissements de santé, qui représentaient environ le tiers du groupe des 85 ans et plus. Il pourrait aussi exister un biais de numérateur-dénominateur, car la méthode utilisée pour exclure les résidents des établissements de santé de la population observée (d'après la classification des types de logements collectifs du recensement) différait de celle utilisée pour les exclure de l'ensemble des personnes décédées (d'après des listes d'établissements de santé reconnues par les gouvernements provinciaux).

Changements au cours du temps. Il est évident que l'on doit interpréter avec prudence des changements au cours du temps calculés en fonction du revenu du quartier. Par exemple, si les logements des pauvres avaient été répartis plus ou moins également entre les divers quartiers en 1996 au lieu d'être concentrés dans les quartiers pauvres comme cela était le cas en 1971 (et en 1996), les écarts entre les quintiles, tels qu'ils ont été mesurés dans cette étude, auraient été plus faibles, même si les taux relatifs de mortalité pour les particuliers n'avaient pas varié. Cependant, pour les secteurs de recensement (SR) faisant partie des régions métropolitaines les plus grandes du Canada, la ségrégation des lieux de résidence selon le revenu semble s'être intensifiée plutôt qu'amenuisée de 1991 à 1996⁹⁴.

Différence de coût de la vie selon la RMR. En construisant les quintiles pour chaque RMR avant de les agréger à l'échelon national, on a réduit au minimum l'effet éventuel des différences de revenu, de coûts de logement et d'autres coûts de la vie entre les régions métropolitaines. Les quintiles établis à l'échelon de la RMR ont révélé en outre des différences d'espérance de vie plus importantes que les quintiles établis à l'échelon national (données non présentées). En outre, si on avait procédé au classement des SR à l'échelon national avant de construire les quintiles de revenu, en 1986, le quintile le plus riche aurait compris 36 % de la population de la région métropolitaine de Toronto, mais n'aurait contenu aucun membre de la population de quatre régions métropolitaines de l'Est canadien.

qualifications qui détermineront la profession, laquelle, à son tour, produira un flux de revenus durant la période économique active de la vie de la personne et après la retraite. Par conséquent, les effets liés au revenu pourraient dépendre, de façon plus ou moins importante, du niveau de scolarité ou de la profession plutôt que du niveau de revenu proprement dit. Inversement, le revenu pourrait exercer un effet sur la santé au-delà d'autres facteurs socioéconomiques étroitement associés, tels que le niveau de scolarité et la profession^{98,99}. De surcroît, les effets liés à des différences de revenu entre quartiers ne sont pas nécessairement les mêmes que ceux observés pour les particuliers ou à l'échelon familial. (Pour d'autres commentaires critiques sur divers aspects de l'étude, voir l'encadré *Limites*). Des données longitudinales sur la mortalité ainsi que des renseignements axés sur les particuliers sur diverses mesures du statut socioéconomique seraient donc nécessaires pour comprendre les effets de chacun de ces déterminants et produire des données plus pertinentes pour l'analyse des politiques, et pour la planification des services de santé et des services sociaux.

Mot de la fin

Si l'on s'en tient aux données à petite échelle géographique recueillies pour les régions urbaines du Canada de 1971 à 1996, les écarts d'origine socioéconomique entre les taux de mortalité semblent avoir diminué considérablement au fil du temps, que l'on examine la mortalité toutes causes confondues ou la mortalité selon la cause du décès. Néanmoins, ces écarts demeurent importants.

Pour qu'elles soient plus appropriées à l'élaboration des politiques visant à réduire les inégalités socioéconomiques en matière de santé, les données sur la mortalité doivent manifestement être associées aux caractéristiques socioéconomiques axées sur la personne ou la famille (telles que le niveau de scolarité, la profession, l'ascendance autochtone, la langue, le statut de minorité visible, la race ou l'ethnicité, la période d'immigration et la situation de limitation des activités). Puisque ces données ne sont pas recueillies à l'heure actuelle par la plupart des registres de données de l'état civil du Canada, et qu'elles ne le seront vraisemblablement pas dans un avenir proche, il faut considérer d'autres façons d'aborder la question. Parmi les diverses options, une étude de suivi de la mortalité auprès d'un grand échantillon tiré d'un recensement récent semble être la plus pratique et la plus efficace^{100,101}. La plupart des autres pays fortement industrialisés, dont les États-Unis^{102 à 104}, la Grande-Bretagne^{105 à 107}, la France^{108,109}, l'Italie^{110,111}, l'Espagne¹¹², le Danemark^{113,114}, la

Norvège^{38,115}, la Suède^{76,116 à 119}, la Finlande^{44 à 46}, la Lituanie¹²⁰, Israël^{121 à 123} et la Nouvelle-Zélande¹²⁴ ont déjà produit ce genre de données couplées. Jusqu'à présent, au Canada, les études de suivi de la mortalité fondées sur le recensement ont été limitées à des professions particulières^{125,126} ou à une seule province^{13,18}. Une étude nationale de ce genre permettrait d'analyser la foule de données socioéconomiques déjà recueillies lors du recensement par rapport à la mortalité pour le Canada dans son ensemble.

Puisque les derniers recensements du Canada ne fournissent aucune donnée socioéconomique sur les personnes vivant en établissement de soins prolongés, l'étude des différences de mortalité d'origine socioéconomique pour cette part de la population resterait problématique. Selon l'avis du Comité consultatif de la statistique de la santé de Statistique Canada¹²⁷, la solution la plus simple consisterait à recueillir, pendant les recensements futurs de la population du Canada, une quantité limitée de données socioéconomiques, comparables à celles recueillies au moyen des quelques questions de l'Enquête sur la santé et les limitations d'activités s'adressant aux résidents des établissements de santé.

Les différences socioéconomiques ayant trait à la santé ne se limitent pas à la mortalité. Si l'on tient compte également de mesures de l'incapacité ou de la dépendance, les écarts entre les groupes socioéconomiques s'accroissent fortement^{17, 24,128 à 132}. Donc, d'autres études devraient être entreprises en vue d'évaluer les différences socioéconomiques en ce qui concerne non seulement la mortalité, mais aussi des mesures plus complètes de l'espérance de santé.

Étant donné la multiplicité des mécanismes qui pourraient donner lieu à ces disparités, il faudra vraisemblablement combiner des politiques intersectorielles de portée générale¹³³ et des interventions fortement ciblées, et produire de meilleures données sur la nature des disparités existantes axées sur d'autres caractéristiques socioéconomiques que le revenu du quartier si l'on veut continuer de réduire les différences de mortalité et d'origine socioéconomique au Canada.

Remerciements

Les registres provinciaux et territoriaux de l'état civil du Canada ont fourni les données sur les déclarations de décès sur lesquelles se fonde la présente étude. Santé Canada a fourni un appui aux travaux basés sur ces données. À Statistique Canada, les divisions de la statistique de la santé, de la géographie, de la démographie, des normes et des méthodes d'enquêtes sociales ont offert une aide fort appréciée sur divers aspects de l'étude. Les opinions exprimées sont celles des auteurs et ne représentent pas nécessairement celles de leurs employeurs ou des organismes qui ont financé l'étude, ni des établissements auxquels les auteurs sont affiliés.

Références

1. Santé Canada, *La santé pour tous : plan d'ensemble pour la promotion de la santé* (N° H39-102/1986F au catalogue). Ottawa : Santé Canada, 1986.
2. S.L. Mhatre et R.D. Deber, « From equal access to health care to equitable access to health », *International Journal of Health Services*, 22(4), 1992, p. 645-668.
3. Association canadienne de santé publique (ACSP). *Incidence des conditions socio-économiques sur la santé : conséquences au plan de la politique publique*. Ottawa : Association canadienne de santé publique, 1997.
4. P. Liberatos, B.G. Link et J.L. Kelsey, « The measurement of social class in epidemiology », *Epidemiologic Reviews*, 10, 1998, p. 87-121.
5. M. Marmot et A. Feeney, « General explanations for social inequalities in health », *IARC Scientific Publications*, 138, 1997, p. 207-228.
6. N.E. Adler et J.M. Ostrove, « Socioeconomic status and health: What we know and what we don't », *Annals of the New York Academy of Science*, 896, 1999, p. 3-15.
7. D.R. Gwatkin, « Health inequalities and the health of the poor: What do we know? What can we do? » *Bulletin of the World Health Organization*, 78(1), 2000, p. 3-18.
8. A. Billette et G.B. Hill, « Risque relatif de mortalité masculine et les classes sociales au Canada 1974 », *Union médicale du Canada*, 107, 1978, p. 583-590.
9. G. Howe et J.P. Lindsay, « A follow-up study of a ten percent sample of the Canadian labor force. I. Cancer mortality in males, 1965-1973 », *Journal of the National Cancer Institute*, 70(1), 1983, p. 37-44.
10. H. Johansen, R. Semenciw, H. Morrison *et al.*, « Important risk factors for death in adults: a 10-year follow-up of the Nutrition Canada Survey Cohort », *Canadian Medical Association Journal*, 136(8), 1987, p. 823-828.
11. D.T. Wigle, G. Arraiz, Y. Mao, « Mortality follow-up study of the Canada Health Survey cohort », sous la direction de M. Carpenter, M.E. Fair, *Proceedings of the Record Linkage Seminar and Workshop, Canadian Epidemiology Research Conference*, Ottawa, 1989, Section de recherche en hygiène du travail et du milieu, Statistique Canada, March, 1990, p. 19-28.
12. J.P. Hirdes, W.F. Forbes, « Estimates of the relative risks of mortality based on the Ontario longitudinal study of aging », *Canadian Journal on Aging*, 8(3), 1989, p. 222-237.
13. C. Buck, « *A Study of Regional Differences in Perinatal and Infant Mortality in the Province of Ontario* » rapport final du projet 6606-2759-42, liste de publications n° 73 de l'OEHRs, Ottawa, Statistique Canada, 1989.
14. N.P. Roos, B. Havens, « Predictors of successful aging: a twelve-year study of Manitoba elderly », *American Journal of Public Health*, 81(1), 1991, p. 63-68.
15. J.P. Hirdes, W.F. Forbes, « The importance of social relationships, socioeconomic status and health status with respect to mortality among healthy Ontario males », *Journal of Clinical Epidemiology*, 45(2), 1992, p. 175-182.
16. M. Wolfson, G. Rowe, J.F. Gentleman, *et al.*, « Career earnings and death: a longitudinal analysis of older Canadian men », *Journal of Gerontology*, 48(4), 1993, p. S167-S179.
17. F. Nault, R. Roberge, J.M. Berthelot, « Espérance de vie et espérance de vie en santé selon le sexe, l'état matrimonial et le statut socioéconomique au Canada », *Cahiers québécois de démographie*, 25(2), 1996, p. 241-259.
18. C.A. Mustard, S. Derksen, J.M. Berthelot, *et al.*, « Age-specific education and income gradients in morbidity and mortality in a Canadian province », *Social Science and Medicine*, 45(3), 1997, p. 383-397.
19. J. Chen, D. Beavon, R. Wilkins, « Mortality of retired public servants in Canada », *1996 Proceedings of the Social Statistics Section, American Statistical Association*. Alexandria, Virginia: American Statistical Association, 1997, p. 86-91.
20. J. Chen, M. Fair, R. Wilkins, *et al.*, « Niveau de scolarité de la mère et mortalité fœtale et infantile au Québec », *Rapports sur la santé*, 10(2), 1998, p. 57-70 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
21. C.A. Mustard, S. Derksen, J.M. Berthelot, *et al.*, « Assessing ecologic proxies for household income: a comparison of household and neighbourhood level income measures in the study of population health status », *Health and Place*, 5, 1999, p. 157-171.
22. P.J. Veugelers, A.M. Yip, G. Kephart, « Proximate and contextual socioeconomic determinants of mortality: multilevel approaches in a setting with universal health care coverage », *American Journal of Epidemiology*, 154(8), 2001, p. 725-732.
23. M.K. Kapral, H. Wang, M. Mamdani, *et al.*, « Effects of socioeconomic status on treatment and mortality after stroke », *Stroke*, 33, 2002, p. 268-275.
24. A. Bélanger, L. Martel, J.M. Berthelot, *et al.*, « Gender differences in disability-free life expectancies for selected risk factors and chronic conditions in Canada », *Journal of Women and Aging*, 14(2), 2002, Sous presse.
25. D.T. Wigle, Y. Mao, « *Mortalité urbaine au Canada selon le niveau de revenu* », Ottawa, Division des maladies non transmissibles, Laboratoire de lutte contre la maladie, Direction générale de la protection de la santé, Ministère de la Santé nationale et du Bien-être social, 1980.
26. R. Wilkins, « L'inégalité sociale face à la mortalité à Montréal, 1975-1977 », *Cahiers québécois de démographie*, 9(2), 1980, p. 157-184.
27. A. Guillemette, « L'évolution de la mortalité différentielle selon le statut socioéconomique sur l'île de Montréal, 1961-1976 », *Cahiers québécois de démographie*, 12(1), 1983, p. 29-50.
28. R. Wilkins, O. Adams, A. Brancker, « Évolution de la mortalité selon le revenu dans les régions urbaines du Canada entre 1971 et 1986 », *Rapports sur la santé*, 1(2), 1989, p. 137-74 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
29. R. Choinière, « Les disparités géographiques de la mortalité dans le Montréal métropolitain, 1984-1988 : étude écologique des liens avec les conditions sociales, économiques et culturelles », *Cahiers québécois de démographie*, 20(1), 1991, p. 115-144.

30. R. Wilkins, G.J. Sherman, P.A.F. Best, « Issues de grossesse et mortalité infantile selon le revenu dans les régions urbaines du Canada en 1986 », *Rapports sur la santé*, 3(1), 1991, p. 7-31 (Statistique Canada n° 82-003 au catalogue).
31. R. Wilkins, « Écarts socioéconomiques dans la mortalité par accident vasculaire cérébral au Canada : données par quintile de revenu du quartier, sexe et groupe d'âge en 1971 et en 1986 », *Maladies chroniques au Canada*, 15(1), 1994, p. 38-40.
32. J.P. Courteau, N. Trempe, « Variations de la mortalité selon le taux de pauvreté en Outaouais urbain et dans l'ensemble du Québec urbain », *Cahiers québécois de démographie*, 25(2), 1996, p. 211-240.
33. R. Choinière, « *Les inégalités socioéconomiques de l'état de santé et de bien-être de la population de Montréal-Centre* », Montréal : Régie régionale de la santé et des services sociaux de Montréal-Centre, Direction de la santé publique, 1997.
34. R. Lessard (directeur). *Rapport annuel 1998 sur la santé de la population. Les inégalités sociales de la santé*. Montréal : Régie régionale de la santé et des services sociaux de Montréal-Centre, Direction de la santé publique, 1998.
35. R. Wilkins, C. Houle, J.M. Berthelot, *et al.*, « Évolution de l'état de santé des enfants au Canada », *Isuma*, 1(2), 2000, p. 52-59.
36. G. Pappas, S. Queen, W. Hadden, *et al.*, « The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986 », *New England Journal of Medicine*, 329, 1993, p. 103-109.
37. N. Pearce, S. Marshall, B. Borman, « Undiminished social class mortality differences in New Zealand men », *New Zealand Medical Journal*, 104(910), 1991, p. 153-156.
38. E. Dahl, P. Kjaersgaard, « Trends in socioeconomic mortality differentials in post-war Norway: evidence and interpretations », *Sociology of Health and Illness*, 15(5), 1993, p. 587-611.
39. T. Valkonen, « Problems in the measurement and international comparisons of socio-economic differences in mortality », *Social Science and Medicine*, 36(4), 1993, p. 409-418.
40. E. Regidor, J.L. Gutierrez-Fisac, C. Rodriguez, « Increased socioeconomic differences in mortality in eight Spanish provinces », *Social Science and Medicine*, 41, 1995, p. 801-807.
41. G. Davey Smith, G. Doorling, R. Mitchell, *et al.*, « Health inequalities in Britain: Continuing increases up to the end of the 20th century », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56(6), 2002, p. 434-435.
42. D.R. Williams, « Race, socioeconomic status and health. The added effects of racism and discrimination », *Annals of the New York Academy of Science*, 896, 1999, p. 173-188.
43. P. Martikainen, T. Valkonen, « Diminishing educational differences in breast cancer mortality among Finnish women: a register-based 25-year follow-up », *American Journal of Public Health*, 90(2), 2000, p. 277-280.
44. T. Valkonen, T. Martelin, A. Rimpela, « *Socio-economic Mortality Differences in Finland 1971-85* », Helsinki: Statistics Finland, 1990.
45. G. Turrell, C. Mathers, « Socioeconomic inequalities in all-cause and specific-cause mortality in Australia: 1985-1987 and 1995-1997 », *International Journal of Epidemiology*, 29, 2000, p. 231-239.
46. T. Valkonen, T. Martelin, A. Rimpela, *et al.*, « *Socio-economic Mortality Differences in Finland 1981-90* », Helsinki: Statistics Finland, 1993.
47. S. Bennett, « Socioeconomic inequalities in coronary heart disease and stroke mortality among Australian men, 1979-1993 », *International Journal of Epidemiology*, 25(2), 1996, p. 266-275.
48. R. Wilkins. *FCCP+ Version 3J Guide de l'utilisateur (Géocodes/FCCP). Logiciel de codage géographique basé sur les fichiers de conversion des codes postaux de Statistique Canada, mises à jour en mai 2002*. n° 82F0086-XDB au catalogue, Statistique Canada, Ottawa, Groupe d'analyse et de mesure de la santé, juillet 2002. Changements effectués : conversion de 3G à 3J; de juin 2001 à mai 2002; de la Division des études sociales et économiques au Groupe d'analyse et de mesure de la santé.
49. Statistique Canada. *Faibles revenus 1970* n° 93-773 au catalogue, Ottawa, Statistique Canada, 1977.
50. Statistique Canada, *Dictionnaire. Recensement de 1986*, n° 92-101F au catalogue, Ottawa, Statistique Canada, 1987.
51. Statistique Canada, *Dictionnaire du recensement de 1991*, n° 92-301F au catalogue, Ottawa, Statistique Canada, 1992.
52. Statistique Canada, *Dictionnaire du recensement de 1996, édition définitive*, n° 92-351-UPF au catalogue, Ottawa, Statistique Canada, 1999.
53. Bureau fédéral de la statistique. *Classification internationale des maladies*, adaptée, huitième révision. Ottawa : Ministre de l'Industrie et du Commerce, 1970.
54. Organisation mondiale de la santé (OMS). *Classification internationale des maladies, révision 1975*. Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.
55. C.L. Chiang, « *The Life Table and Its Applications* », Malabar, Florida: Robert E. Krieger Publishing Company, 1984.
56. J.M. Romeder, J.R. McWhinnie, « Potential years of life lost between ages 1 and 70: an indicator of premature mortality for health planning », *International Journal of Epidemiology*, 6(2), 1977, p. 143-151.
57. J.L. Fleiss, « *Statistical Methods for Rates and Proportions* », 2nd ed. New York: John Wiley and Sons, 1981.
58. K.J. Rothman, « *Modern Epidemiology* », Boston: Little, Brown and Company, 1986.
59. J.L. Kelsey, A.S. Whittemore, A.S. Evans, *et al.*, « *Methods in Observational Epidemiology* », 2nd ed. New York: Oxford University Press, 1996.
60. M. Spiegelman, « *Introduction to Demography* », éd. rev., Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1968.
61. D.R. Brillinger, « The natural variability of vital rates and associated statistics », *Biometrics*, 42, 1986, p. 693-734.
62. K.C. Carrière, L. Roos, « A method of comparison for standardized rates of low-incidence events », *Medical Care*, 35(1), 1997, p. 57-69.
63. Statistique Canada. *Séries profils : Canada, tous les niveaux géographiques*. n° 92F0020XCB au catalogue (CD-ROM). Ottawa : Statistique Canada, 1998.
64. B.J.C. Middelkoop, H.W.A. Struben, T. Burger, *et al.*, « Urban cause-specific socioeconomic mortality differences. Which causes of death contribute most? » *International Journal of Epidemiology*, 30, 2001, p. 240-247.
65. D.A. Alter, C.D. Naylor, P. Austin, *et al.*, « Effects of socioeconomic status and access to invasive cardiac procedures on mortality after acute myocardial infarction », *New England Journal of Medicine*, 341, 1999, p. 1359-1367.
66. K. Macintyre, S. Stewart, J. Chalmers, *et al.*, « Relation between socioeconomic deprivation and death from a first myocardial infarction in Scotland: population based analysis », *British Medical Journal*, 322, 2001, p. 1152-1153.
67. J. Pekkanen, J. Tuomilehto, A. Uutela, *et al.*, « Social class, health behaviour, and mortality among men and women in eastern Finland », *British Medical Journal*, 311, 1995, p. 589-593.
68. A.V. Diez Roux, S.S. Merkin, D. Arnett, *et al.*, « Neighbourhood of residence and incidence of coronary heart disease », *New England Journal of Medicine*, 345(2). 2001, p. 99-106.

69. A. Rosengren, H. Wedel, L. Wilhelmsen, « Coronary heart disease and mortality in middle aged men from different occupational classes in Sweden », *British Medical Journal*, 297, 1988, p. 1497-1500.
70. S.P. Wamala, J. Lynch, G. Kaplan, « Women's exposure to early and later life socioeconomic disadvantage and coronary heart disease risk: the Stockholm female coronary risk study », *International Journal of Epidemiology*, 30, 2001, p. 275-284.
71. S.B. Jaglal, V. Goel, « Social inequity in risk of coronary artery disease in Ontario », *Canadian Journal of Cardiology*, 10(4), 1994, p. 439-443.
72. W.J. Millar et T. Stephens, « Statut social et risques pour la santé des adultes canadiens : 1985 et 1991 », *Rapports sur la santé*, 5(2), 1993, p. 143-156 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
73. J. Pomerleau, L.L. Pederson, T. Ostbye, *et al.*, « Health behaviours and socio-economic status in Ontario, Canada », *European Journal of Epidemiology*, 13(6), 1997, p. 613-622.
74. J. Che et J. Chen, « L'insécurité alimentaire dans les ménages canadiens », *Rapports sur la santé*, 12(4), 2001, p. 11-24 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
75. C.J. Maxwell, C.M. Bancej, J. Snider, *et al.*, « Factors important in promoting cervical cancer screening among Canadian women: findings from the 1996-97 National Population Health Survey (NPHS) », *Canadian Journal of Public Health*, 92(2), 2001, p. 127-133.
76. S. Cnattingius et B. Haglund, « Socio-economic factors and feto-infant mortality », *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 20(1), 1992, p. 11-13.
77. K.C. Johnson, J. Hu, Y. Mao, Canadian Cancer Registries Epidemiology Research Group. « Passive and active smoking and breast cancer risk in Canada, 1994-1997 », *Cancer Causes and Control*, 11, 2000, p. 211-221.
78. L. Perron, L. Moore, T. Bairati, *et al.*, « PSA screening and prostate cancer mortality », *Canadian Medical Association Journal*, 166(5), 2002, p. 600-601.
79. Organisation mondiale de la santé. *Targets for Health for All*. Copenhague, Bureau régional de l'Europe de l'Organisation mondiale de la santé, 1985.
80. K.M. Gorey, E.J. Holowaty, G. Fehringer, *et al.*, « An international comparison of cancer survival: Toronto, Ontario, and Detroit, Michigan, metropolitan areas », *American Journal of Public Health*, 87(7), 1997, p. 1156-1163.
81. H.O. Hein, P. Suadicani, F. Gyntelberg, « Lung cancer risk and social class. The Copenhagen male study—17 year follow up », *Danish Medical Bulletin*, 39, 1992, p. 173-176.
82. C.L. Hart, D.J. Hole, C.R. Gillis, *et al.*, « Social class differences in lung cancer mortality: risk factor explanations using two Scottish cohort studies », *International Journal of Epidemiology*, 30, 2001, p. 268-274.
83. P. Martikainen, E. Lahelma, S. Ripatti, *et al.*, « Educational differences in lung cancer mortality in male smokers », *International Journal of Epidemiology*, 29, 2000, p. 264-267.
84. K.C. Johnson, J. Hu, Y. Mao, Canadian Cancer Registries Epidemiology Research Group. « Lifetime residential and workplace exposure to environmental tobacco smoke and lung cancer in never-smoking women, Canada, 1994-97 », *International Journal of Cancer*, 93, 2001, p. 902-906.
85. Y. Mao, J. Hu, A.M. Ugnat, *et al.*, « Socioeconomic status and lung cancer risk in Canada », *International Journal of Epidemiology*, 30(4), 2001, p. 809-817.
86. R.S. Hogg, S.A. Strathdee, K.J. Craib, *et al.*, « Lower socioeconomic status and shorter survival following HIV infection », *Lancet*, 344(8930), 1994, p. 1120-1124.
87. M.T. Schechter, R.S. Hogg, B. Aylward, *et al.*, « Higher socioeconomic status is associated with slower progression of HIV infection independent of access to health care », *Journal of Clinical Epidemiology*, 47(1), 1994, p. 59-67.
88. K. Wilkins, « La tuberculose, 1994 », *Rapports sur la santé*, 8(1), 1996, p. 35-41 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
89. W.L. Wobeser, L. Yuan, M. Naus, *et al.*, « Expanding the epidemiologic profile: risk factors for active tuberculosis in people immigrating to Ontario », *Canadian Medical Association Journal*, 163(7), 2000, p. 823-828.
90. M.F. Cantwell, M.T. McKenna, E. McCray, *et al.*, « Tuberculosis and race/ethnicity in the United States », *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, 157, 1998, p. 1016-1020.
91. J.M. Robbins, V. Vaccarino, H. Zhang, *et al.*, « Socioeconomic status and type 2 diabetes in African American and non-Hispanic white women and men: Evidence from the Third National Health and Nutrition Examination Survey », *American Journal of Public Health*, 91, 2001, p. 76-83.
92. J. Chen, R. Wilkins, E. Ng, « Espérance de santé selon le statut d'immigrant, 1986 et 1991 », *Rapports sur la santé*, 8(3), 1996 p. 31-41 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
93. C.B. Nam, « Another look at mortality cross overs », *Social Biology*, 42(12), 1995, p. 133-142.
94. J. Myles, G. Picot, W. Pyper, « Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes », *Direction des études analytiques—Documents de recherche*, n° 160 (n° 11F0019MPF00160). Ottawa : Statistique Canada, 2000.
95. A. Heisz, « Intensité du faible revenu parmi les familles urbaines et rurales : 1993 et 1997 », *Direction des études analytiques—Documents de recherche*, n° 161 (Catalogue 11F0019MPF01161), Ottawa, Statistique Canada, 2001.
96. R. Morissette, X. Zhang, M. Drolet, « L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999 », *Direction des études analytiques—Documents de recherche*, n° 187 (n° 11F0019MPF02187), Ottawa, Statistique Canada, 2002.
97. M.C. Wolfson, B.B. Murphy, « Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis », *Direction des études analytiques—Documents de recherche*, n° 124 (n° 11F0019MPF98124 au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 1998.
98. L. Séguin, M. Kantiébo, Q. Xu, *et al.*, « Conditions de vie, santé et développement, section I—Pauvreté, conditions de naissance et santé des nourissons », *Études longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEC 1998-2002)*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 1(3), 2001, p. 25-60.
99. G. Paquet, M. Girard, L. Dubois, « Conditions de vie, santé et développement, section II—Inégalité sociales et devenir des enfants », *Études longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEC 1998-2002)*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 1(3), 2001, p. 63-87.
100. L. Marrett, R. Chaudhry, M. Fair, *et al.*, *The Study of the Feasibility of Linking Census Occupation Data and the Ontario Cancer Registry and Mortality Data Base, Final Report for the Occupational Diseases Panel*, Toronto, Fondation ontarienne pour la recherche en cancérologie et le traitement du cancer, 1996.
101. J.M. Berthelot, C. Mustard, R. Wilkins, *et al.*, *Cohort Mortality by Socioeconomic Characteristics for a 15% Sample of the 1991 Population of Canada*, Ottawa, Groupe d'analyse et de mesure de la santé, Statistique Canada, 2001. Proposition de programme de recherche parrainé par l'Initiative sur la santé de la population canadienne.
102. E. Rogot, P.D. Sorlie, N.J. Johnson, *et al.*, *A Mortality Study of One Million Persons by Demographic, Social, and Economic Factors: 1979-1981 Follow-up (First Data Book)*, n° 88-2896 au catalogue de la National Institute of Health, Washington, D.C., US Department of Health and Human Services, Public Health Service, 1988.

103. P.D. Sorlie, E. Backlund, J.B. Keller, « U.S. mortality by economic, demographic and social characteristics: the National Longitudinal Mortality Study », *American Journal of Public Health*, 85, 1995, p. 949-956.
104. I.R. Elo, S.H. Preston, « Educational differentials in mortality: United States, 1979-85 », *Social Science and Medicine*, 42(1), 1996, p. 47-57.
105. A.J. Fox, P.O. Goldblatt, *Longitudinal Study. Socio-demographic Mortality Differentials*, séries LS n° 1, Londres, Service d'édition des publications officielles du Royaume-Uni, 1982.
106. P. Goldblatt, « Mortality by social class, 1971-85 », *Population Trends*, 56, 1989, p. 6-15.
107. A. Sacker, D. Firth, R. Fitzpatrick, *et al.*, « Comparing health inequality in men and women: prospective study of mortality 1986-96 », *British Medical Journal*, 320(7245), 2000, p. 1303-1307.
108. G. Desplanques, *La mortalité des adultes : résultats de 2 études longitudinales, période 1955-1980*, Paris, Institut national de la statistique et des études économiques, 1984.
109. A. Leclerc, F. Lert, M. Goldberg, « Les inégalités sociales devant la mort en Grande-Bretagne et en France », *Social Science and Medicine*, 19(5), 1994, p. 479-487.
110. F. Faggiano, P. Lemma, G. Costa, *et al.*, « Cancer mortality by educational level in Italy », *Cancer Causes and Control*, 6(4), 1995, p. 311-320.
111. E. Merler, A. Benvenuti, P. Baldi, *et al.*, « [Socioeconomic inequalities in health in the Tuscany Longitudinal Study (SLTO): persistence and changes over time in overall mortality and selected causes (lung cancer, liver cirrhosis, AIDS and overdose) », *Epidemiologia e Prevenzione*, Milan, 23(3), 1999, p. 207-214.
112. C. Borell, E. Regidor, L.C. Arias, *et al.*, « Inequalities in mortality according to educational level in two large southern European cities », *International Journal of Epidemiology*, 28(1), 1999, p. 58-63.
113. E. Lynge, « Occupational mortality and cancer analysis », *Public Health Reviews*, 18(2), 1990-1991, p. 99-116.
114. E. Lynge, O. Andersen, « Unemployment and cancer in Denmark, 1970-1975 and 1986-1990 », *IARC Scientific Publications*, (138), 1997, p. 353-359.
115. E. Dahl et P. Kjaersgaard, « Social mobility and inequality in mortality. An assessment of the health selection hypothesis », *European Journal of Public Health*, 3, 1993, p. 124-132.
116. D. Vagero, S.E. Norell, « Mortality and social class in Sweden—exploring a new epidemiological tool », *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 17(1), 1989, p. 49-58.
117. V. Ostberg et D. Vagero, « Socio-economic differences in mortality among children. Do they persist into adulthood? », *Social Science and Medicine*, 32(4), 1991, p. 403-410.
118. P.O. Olausson, « Mortality among the elderly in Sweden by social class », *Social Science and Medicine*, 32(4), 1991, p. 437-440.
119. V. Ostberg, « Social class differences in child mortality, Sweden 1981-1986 », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 46(5), 1992, p. 480-484.
120. R. Kalediene et J. Petrauskienė, « Inequalities in life expectancy in Lithuania by level of education », *Scandinavian Journal of Public Health*, 28(1), 2000, p. 4-9.
121. Z. Eisenbach, O. Manor, E. Peritz, *et al.*, « The Israel Longitudinal Mortality Study—differential mortality in Israel 1983-1992: Objectives, materials, methods and preliminary results », *Israel Journal of Medical Sciences*, 33(12), 1997, p. 794-807.
122. O. Manor, Z. Eisenbach, E. Peritz, *et al.*, « Mortality differentials among Israeli men », *American Journal of Public Health*, 89(12), 1999, p. 1807-1813.
123. O. Manor, Z. Eisenbach, A. Israeli, *et al.*, « Mortality differentials among women: the Israel Longitudinal Mortality Study », *Social Science and Medicine* 2000; 51(8): 1175-88.
124. T. Blakely, A. Woodward, C. Salmond, « Anonymous linkage of New Zealand mortality and census data », *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 24(1), 2000, p. 92-95.
125. D.A. Jordan-Simpson, M.E. Fair, C. Poliquin, « Étude des exploitants agricoles canadiens : Méthodologie », *Rapports sur la santé*, 2(2), 1990, p. 141-155 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
126. D.T. Wigle, R.M. Semenciw, K. Wilkins, *et al.*, « Mortality study of Canadian male farm operators: non-Hodgkin's lymphoma mortality and agricultural practices in Saskatchewan », *Journal of the National Cancer Institute*, 82(7), 1990, p. 575-582.
127. Comité consultatif de la statistique de la santé. *Recommendations concerning collection of basic socio-demographic background variables for residents of institutional collective dwellings on the 1996 Census of Canada*, Ottawa, Statistique Canada, 1994.
128. Wilkins R, Adams O. « Health expectancy in Canada, late 1970s: demographic, regional and social dimensions », *American Journal of Public Health*, 73(9), 1983, p. 1073-1080.
129. T. Valkonen, A.P. Sihvonen, E. Lahelma, « Health expectancy by level of education in Finland », *Social Science and Medicine*, 44(6), 1997, p. 801-808.
130. P. Davis, P. Graham, N. Pearce, « Health expectancy in New Zealand, 1981-1991: social variations and trends in a period of rapid social and economic change », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 53(9), 1999, p. 519-527.
131. A.T. Geronimus, J. Bound, I.A. Waidmann, *et al.*, « Inequality in life expectancy, functional status, and active life expectancy across selected black and white populations in the United States », *Demography*, 38(2), 2001, p. 227-251.
132. E. Cambois, J.M. Robine, M.D. Hayward, « Social inequalities in disability-free life expectancy in the French male population », *Demography*, 38(4), 2001, p. 513-524.
133. Comité consultatif sur la santé de la population. *L'Action intersectorielle : Pour une population en santé*, n° H39-507/1999 au catalogue, Santé Canada, Ottawa, 1999.

Annexe

Tableau A

Seuils de faible revenu dans les régions métropolitaines de recensement, selon la taille de la famille économique et la taille de la région métropolitaine, Canada, pour les revenus reçus en 1970, 1985, 1990 et 1995 (en dollars courants)

Taille de la famille économique (nombre de personnes)	Taille de la région métropolitaine							
	100 000 à 499 999				500 000 et plus			
	1970	1985	1990	1995	1970	1985	1990	1995
1	\$ 2 515	\$ 9 719	\$ 12 433	\$ 14 473	\$ 2 686	\$ 10 233	\$ 14 155	\$ 16 874
2	3 647	12 815	16 854	18 091	3 895	13 501	19 187	21 092
3	4 654	17 115	21 421	22 500	4 970	18 061	24 389	26 232
4	5 534	19 779	24 662	27 253	5 910	20 812	28 081	31 753
5	6 186	22 963	26 946	30 445	6 607	24 252	30 680	35 494
6	6 791	25 026	29 248	33 654	7 253	26 488	33 303	39 236
7 et plus	7 446	27 606	31 460	36 864	7 953	29 155	35 818	42 978

Sources des données : Publications de Statistique Canada⁴⁹⁻⁵².

Tableau B

Codes de la Classification internationale des maladies (CIM) correspondant aux causes de décès étudiées

Cause de décès	Code
Toutes les causes	001 à 999
Chapitres de la CIM	
Maladies infectieuses et parasitaires	001 à 136 8 ^e ; 001 à 139 9 ^e
Tumeurs	140 à 239
Maladies endocriniennes, métaboliques et de la nutrition	240 à 279
Hémopathies	280 à 289
Troubles mentaux	290 à 315 8 ^e ; 290 à 319 9 ^e
Maladies du système nerveux et des organes sensoriels	320 à 389
Maladies de l'appareil circulatoire	390 à 458 8 ^e ; 390 à 459 9 ^e
Maladies respiratoires	460 à 519
Maladies de l'appareil digestif	520 à 577 8 ^e ; 520 à 579 9 ^e
Maladies génito-urinaires	580 à 629
Complications de la grossesse	630 à 678 8 ^e ; 630 à 676 9 ^e
Maladies de la peau et du tissu sous-cutané	680 à 709
Maladies squelette-musculaires	710 à 738 8 ^e ; 710 à 739 9 ^e
Anomalies congénitales	740 à 759
Troubles périnataux	760 à 779
Symptômes, signes et affections mal définis	780 à 796 8 ^e ; 780 à 799 9 ^e
Causes extérieures (tous les traumatismes)	E800 à E999
Causes particulières	
Tous sièges et formes de cancer confondus	140 à 209 8 ^e ; 140 à 208 9 ^e
Cancer du poumon	162 à 163 8 ^e ; 162 à 163, 164.2 à 164.3, 164.8 à 164.9, 165 9 ^e
Cancer du sein	174 8 ^e , 174 à 175 9 ^e
Cancer de l'utérus	180 à 182 8 ^e ; 179 à 182 9 ^e
Cancer de la prostate	185
Diabète	250
Cardiopathie ischémique	410 à 413 8 ^e ; 410 à 414 9 ^e
Cirrhose du foie	571
Accidents de la circulation impliquant des automobiles	E810 à E819
Piétons fauchés par des automobiles	E814
Suicide	E950 à E959

Nota : Au Canada, les données sur les causes de décès ont été classées conformément à la huitième révision de la CIM⁵³ (CIMA-8) pour 1971 et selon la neuvième révision⁵⁴ (CIM-9) pour 1986, 1991 et 1996. Les codes indiqués s'appliquent aussi bien à la huitième qu'à la neuvième révision, sauf indication contraire.

Tableau C

Erreurs-types des taux comparatifs de mortalité pour 100 000 personnes, tous âges confondus, pour certaines causes de décès, selon le sexe et le quintile de revenu du quartier, régions urbaines du Canada, 1971 à 1996

	Total	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
Toutes causes de décès confondues						
Hommes et femmes						
1971	2,59	6,43	5,88	5,82	5,55	5,62
1986	1,93	4,78	4,46	4,21	4,16	4,38
1991	1,69	4,18	3,91	3,57	3,62	3,99
1996	1,55	3,58	3,54	3,33	3,31	3,71
Hommes						
1971	4,57	11,29	10,36	10,31	9,71	9,88
1986	3,47	8,33	7,86	7,55	7,53	7,96
1991	3,02	7,07	6,91	6,39	6,51	7,20
1996	2,73	6,11	6,16	5,91	5,87	6,64
Femmes						
1971	2,97	7,49	6,78	6,67	6,40	6,36
1986	2,20	5,72	5,24	4,82	4,65	4,80
1991	1,94	5,11	4,61	4,09	4,08	4,40
1996	1,80	4,37	4,23	3,85	3,80	4,16
Cardiopathie ischémique						
Hommes						
1971	2,79	7,02	6,37	6,36	5,85	5,89
1986	1,88	4,62	4,41	4,17	4,08	4,08
1991	1,50	3,62	3,57	3,19	3,23	3,42
1996	1,31	2,97	3,01	2,85	2,81	3,06
Femmes						
1971	1,59	4,11	3,70	3,51	3,40	3,27
1986	1,04	2,83	2,52	2,26	2,15	2,15
1991	0,84	2,31	2,02	1,76	1,75	1,84
1996	0,73	1,80	1,73	1,53	1,51	1,68
Traumatismes, sauf les accidents d'automobile et le suicide						
Hommes et femmes						
1971	0,51	1,05	1,11	1,03	1,10	1,35
1986	0,35	0,79	0,74	0,73	0,77	0,95
1991	0,31	0,71	0,67	0,65	0,66	0,85
1996	0,29	0,63	0,65	0,59	0,63	0,78
Cirrhose du foie						
Hommes						
1971	0,59	1,05	1,10	1,28	1,26	1,63
1986	0,45	0,86	0,80	0,99	1,02	1,23
1991	0,39	0,77	0,76	0,75	0,89	1,17
1996	0,34	0,65	0,67	0,71	0,78	1,00
Femmes						
1971	0,37	0,74	0,78	0,86	0,73	1,00
1986	0,25	0,56	0,55	0,56	0,56	0,63
1991	0,22	0,47	0,51	0,42	0,47	0,63
1996	0,18	0,45	0,41	0,41	0,40	0,41
Cancer de l'utérus						
Femmes						
1971	0,44	0,89	0,93	1,04	1,01	1,05
1986	0,27	0,61	0,61	0,59	0,56	0,67
1991	0,24	0,57	0,56	0,52	0,50	0,62
1996	0,22	0,48	0,51	0,50	0,46	0,54
Troubles périnataux						
Hommes et femmes						
1971	0,29	0,58	0,60	0,66	0,66	0,74
1986	0,18	0,35	0,35	0,40	0,41	0,46
1991	0,14	0,29	0,28	0,29	0,34	0,36
1996	0,15	0,27	0,34	0,35	0,32	0,36
Piétons fauchés par des automobiles						
Hommes et femmes						
1971	0,20	0,35	0,38	0,47	0,46	0,48
1986	0,11	0,23	0,23	0,25	0,25	0,30
1991	0,10	0,18	0,22	0,21	0,23	0,26
1996	0,08	0,17	0,18	0,15	0,20	0,22
Occupants d'automobiles						
Hommes et femmes						
1971	0,37	0,88	0,83	0,86	0,84	0,74
1986	0,24	0,60	0,56	0,53	0,52	0,51
1991	0,21	0,56	0,51	0,46	0,45	0,45
1996	0,18	0,47	0,48	0,39	0,38	0,32

	Total	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
Cancer du poumon						
Hommes						
1971	1,20	2,86	2,60	2,68	2,65	2,60
1986	1,07	2,31	2,33	2,36	2,37	2,53
1991	0,96	2,16	2,10	2,02	2,11	2,39
1996	0,87	1,86	1,90	1,87	1,90	2,16
Cancer du sein						
Femmes						
1971	0,72	1,93	1,68	1,62	1,55	1,48
1986	0,61	1,52	1,44	1,34	1,31	1,28
1991	0,55	1,40	1,29	1,17	1,10	1,21
1996	0,50	1,29	1,14	1,10	1,07	1,12
Cancer de la prostate						
Hommes						
1971	0,70	1,87	1,82	1,74	1,42	1,27
1986	0,63	1,68	1,63	1,36	1,35	1,24
1991	0,57	1,54	1,42	1,27	1,14	1,16
1996	0,50	1,33	1,22	1,11	1,03	1,00
Suicide						
Hommes						
1971	0,62	1,28	1,28	1,34	1,38	1,55
1986	0,54	1,13	1,07	1,07	1,24	1,48
1991	0,48	0,99	0,98	1,05	1,08	1,23
1996	0,47	1,02	0,92	1,03	1,03	1,26
Femmes						
1971	0,40	0,95	0,92	0,85	0,85	0,92
1986	0,29	0,61	0,60	0,53	0,69	0,82
1991	0,25	0,45	0,48	0,55	0,52	0,72
1996	0,25	0,44	0,50	0,48	0,60	0,69
Cancer du poumon						
Femmes						
1971	0,40	0,98	0,94	0,78	0,94	0,88
1986	0,53	1,23	1,22	1,13	1,13	1,22
1991	0,54	1,37	1,24	1,16	1,14	1,27
1996	0,54	1,24	1,25	1,19	1,15	1,27
Maladies infectieuses						
Hommes et femmes						
1971	0,21	0,46	0,38	0,44	0,45	0,56
1986	0,20	0,42	0,37	0,40	0,45	0,56
1991	0,24	0,43	0,45	0,48	0,56	0,77
1996	0,23	0,42	0,46	0,44	0,52	0,73
Affections mal définies						
Hommes et femmes						
1971	0,20	0,40	0,43	0,41	0,41	0,51
1986	0,23	0,49	0,43	0,49	0,50	0,65
1991	0,26	0,55	0,52	0,52	0,58	0,72
1996	0,23	0,46	0,46	0,47	0,52	0,67
Troubles mentaux						
Hommes et femmes						
1971	0,16	0,32	0,31	0,33	0,29	0,50
1986	0,20	0,45	0,44	0,39	0,40	0,54
1991	0,18	0,48	0,42	0,36	0,38	0,48
1996	0,20	0,48	0,45	0,40	0,43	0,48
Diabète						
Hommes						
1971	0,61	1,64	1,37	1,39	1,31	1,22
1986	0,46	1,12	1,17	1,00	0,99	1,00
1991	0,44	1,02	0,96	0,89	0,94	1,08
1996	0,44	0,98	0,96	0,93	0,95	1,10
Femmes						
1971	0,49	1,18	1,02	1,12	1,04	1,11
1986	0,32	0,83	0,78	0,72	0,70	0,69
1991	0,30	0,82	0,69	0,63	0,65	0,68
1996	0,29	0,72	0,62	0,61	0,57	0,75

Sources des données : Base canadienne de données sur la mortalité et fichiers supplémentaires d'adresses; totalisations spéciales des données du recensement.

Nota : Voir le tableau B en annexe pour les codes de la Classification internationale des maladies correspondant à chaque cause. Voir le tableau 9 pour les taux comparatifs de mortalité.

Annexe

Nombre d'analyses présentées dans ce supplément aux *Rapports sur la santé* se fondent sur l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) réalisée par Statistique Canada. La collecte des données du cycle 1.1 de l'ESCC a débuté en septembre 2000 et s'est étendue sur une période de 14 mois. Le champ d'observation de l'ESCC comprend la population à domicile de 12 ans et plus des 10 provinces et des 3 territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées.

Le cycle 1.1 de l'ESCC a été conçu pour recueillir des renseignements au niveau de la région socio-sanitaire¹. Pour des raisons administratives, chaque province est divisée en régions socio-sanitaires (RSS) et chaque territoire est considéré comme une RSS unique. Pour les besoins de la collecte des données de l'ESCC, les régions socio-sanitaires de Burntwood et de Churchill, au Manitoba, ont été fusionnées, à cause de la petite taille de la population de Churchill. En outre, les données n'ont pas été recueillies pour deux régions socio-sanitaires éloignées, à savoir la région du Nunavik et la région des Terres-Cries-de-la-Baie-James, toutes deux situées au Québec.

La principale base de sondage utilisée pour l'ESCC est la base aréolaire conçue pour l'Enquête sur la

population active. Les logements ont été sélectionnés dans la base aréolaire selon un plan d'échantillonnage en grappes stratifié à plusieurs degrés. On a commencé par dresser la liste des logements, puis on a sélectionné un échantillon de logements d'après cette liste. La majeure partie (83 %) des ménages provenaient de la base aréolaire, et des personnes ont été sélectionnées au hasard dans les ménages ainsi sélectionnés pour participer à une interview sur place. Dans certaines RSS, on a aussi utilisé la méthode de composition aléatoire (CA) et (ou) une liste de numéros de téléphone. Les personnes faisant partie des bases de sondage téléphonique, qui représentaient les 17 % restants de l'échantillon, ont été interviewées par téléphone.

Dans 82 % environ des ménages sélectionnés à partir de la base aréolaire, on a sélectionné au hasard une personne; dans les autres, on a sélectionné au hasard deux personnes. Dans les ménages échantillonnés à partir des bases de sondage téléphoniques, on a sélectionné au hasard une personne. Le taux de réponse a été de 84,7 %. Pour le cycle 1.1, l'échantillon de répondants comptait 131 535 personnes. En tout, 6,3 % d'interviews ont été réalisées par procuration.

Références

- 1 Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).