

# Faible revenu, inégalité du revenu et santé selon les quartiers à Toronto

Feng Hou et Jijian Chen

## Résumé

### Objectifs

La présente étude porte sur l'association entre, d'une part, le faible revenu et l'inégalité du revenu au sein des quartiers et, d'autre part, les conséquences pour la santé des personnes à Toronto, soit la plus importante région métropolitaine de recensement du Canada.

### Sources des données

Les données sont tirées de la composante transversale de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997 de Statistique Canada et du Recensement de la population de 1996.

### Techniques d'analyse

On a ajouté aux enregistrements des résidents de Toronto âgés de 12 ans et plus qui ont répondu à l'ENSP de 1996-1997 les données agrégées du Recensement de 1996 afin d'obtenir des renseignements sur les caractéristiques socioéconomiques moyennes des quartiers des participants. On s'est servi de modèles linéaires hiérarchiques pour estimer l'effet du faible revenu et de l'inégalité du revenu au niveau du quartier sur certaines conséquences pour la santé.

### Principaux résultats

Quand on tient compte du statut de faible revenu des personnes et de plusieurs autres caractéristiques personnelles, on ne peut pas associer le taux de faible revenu et l'inégalité du revenu au sein des quartiers au nombre de problèmes de santé chroniques ou au niveau de détresse déclaré. Pourtant, le faible revenu et l'inégalité du revenu au niveau du quartier demeurent considérablement liés à une autoévaluation de mauvaise santé.

### Mots-clés

Pauvreté, population à faible revenu, indicateurs de l'état de santé

### Auteurs

Feng Hou (613-951-4337; feng.hou@statcan.ca) travaille à la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6, et Jijian Chen, auparavant membre de la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, travaille au East-West Centre à Honolulu, Hawaï.

Aux États-Unis comme en Europe, un nombre sans cesse croissant d'études ont révélé que vivre dans un quartier à faible revenu a un effet négatif sur les comportements qui influent sur la santé d'une personne et sur son état de santé<sup>1-13</sup>. Les quartiers à faible revenu disposent souvent de peu de ressources sur le plan communautaire, qu'il s'agisse d'écoles, d'installations récréatives, d'églises, de transports publics, de services de sécurité publique, de services publics, de services de santé et de services à la famille<sup>2,6,7</sup>. De plus, les résidents de ces quartiers vivent souvent dans un environnement malsain – pollution, surpeuplement et logements en mauvais état<sup>14</sup>. Des conditions sociales difficiles ou stressantes – sentiment d'isolement social, haut taux de criminalité – caractérisent aussi parfois les quartiers à faible revenu<sup>15-19</sup>. Par ailleurs, comme les gens se laissant très souvent gagner par l'attitude qui prévaut dans leur milieu, les quartiers à faible revenu sont plus susceptibles d'être aux prises avec une forte prévalence des comportements qui ont un effet nuisible sur la santé – usage du tabac, consommation abusive d'alcool et manque d'activité physique –, sans compter l'attitude

d'insouciance de certains résidents face à la santé et aux soins de santé<sup>2,20,21</sup>.

Outre la pauvreté du quartier, l'inégalité du revenu au sein des quartiers, un indicateur de privation relative, a été jugée comme un déterminant potentiel de la santé des personnes<sup>22</sup>. De nombreuses études écologiques ont révélé des associations statistiques entre l'inégalité du revenu et l'état de santé moyen au niveau de la population, tant entre les pays qu'entre les grandes régions d'un même pays<sup>23-26</sup>. L'inégalité du revenu peut affaiblir la cohésion sociale et avoir un effet psychologique préjudiciable à la santé des personnes<sup>23,27,28</sup>.

Peu d'études ont porté sur le lien entre l'inégalité du revenu et la santé des personnes au niveau local<sup>29</sup>. Les effets de l'inégalité sur la santé sont plus

apparents dans les grandes communautés que dans les petites régions géographiques, où il est plus difficile de comparer les strates sociales<sup>27</sup>. En théorie, l'inégalité du revenu au niveau local peut avoir un effet positif sur la santé des personnes. L'inégalité du revenu au sein des quartiers reflète une intégration économique et un faible isolement social et favorise le partage des ressources communautaires<sup>13</sup>. En revanche, de grandes disparités économiques entre résidents d'une petite région peuvent intensifier les comparaisons sociales, provoquer de la méfiance et susciter un sentiment d'injustice et d'insatisfaction chez les groupes défavorisés<sup>16,31</sup>.

La plupart des régions métropolitaines importantes du Canada ont connu une

### Sources des données

La présente analyse se fonde sur les données transversales au sujet des ménages tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997 et du profil des secteurs de recensement de 1996 pour la région métropolitaine de recensement (RMR) de Toronto<sup>30</sup>. Lancée en 1994-1995, l'ENSP est conçue pour recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle couvre les ménages et les pensionnaires des établissements institutionnels des provinces et des territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. L'ENSP comprend une composante transversale et une composante longitudinale.

Les échantillons transversaux (cycles 1 et 2) de 1994-1995 et de 1996-1997 sont composés de répondants longitudinaux et d'autres membres de leur ménage, de même que de personnes qui ont été sélectionnées dans le cadre d'échantillons supplémentaires dans certaines provinces. En 1994-1995, la plupart des interviews ont été menées en personne. La plupart des interviews de 1996-1997 ont été menées au téléphone, et d'autres répondants ont été choisis au moyen de la technique de composition aléatoire (CA).

Les données de l'ENSP sont stockées dans deux fichiers. Le Fichier général comprend des données sur les caractéristiques sociodémographiques et la santé de tous les membres des ménages participants. Le Fichier santé contient des renseignements détaillés sur la santé qui ont été recueillis auprès d'un membre choisi au hasard, ainsi que les données du Fichier général se rapportant à celui-ci.

En 1994-1995, pour chaque ménage sélectionné, une personne bien informée a fourni, pour le Fichier général, des données sur les caractéristiques sociodémographiques et la santé de tous les membres du ménage. De plus, un membre du ménage, pas nécessairement la même personne, a été sélectionné au hasard pour donner des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé.

Parmi les personnes formant la composante longitudinale, la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé en 1996-1997 a été sélectionnée au hasard pour le ménage dans le cadre du premier cycle (1994-1995) et a été en général celle qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général au moment du deuxième cycle, si elle avait été considérée comme suffisamment bien informée pour le faire. Dans les ménages ajoutés à l'échantillon transversal de 1996-1997, un membre bien informé du ménage — pas nécessairement le participant sélectionné au hasard pour le Fichier santé — a fourni des renseignements pour tous les membres du ménage pour le Fichier général.

En 1996-1997, 81 804 participants ont répondu aux questions du Fichier santé. Les taux de réponse transversaux de 1996-1997 pour le Fichier santé ont été de 93,1 % pour la composante longitudinale et de 75,8 % pour la composante CA, ce qui donne un taux de réponse global de 79,0 %. Des renseignements plus détaillés sur l'ENSP figurent dans les rapports publiés<sup>32,33</sup>.

concentration du faible revenu dans certains quartiers et une augmentation de l'inégalité du revenu au cours des deux dernières décennies<sup>34-36</sup>. Bien que certaines études canadiennes aient examiné le lien entre les conditions socioéconomiques et les variations dans la santé de la population au niveau du quartier, elles n'ont pas fait de distinction entre les différences en matière de santé attribuables aux conditions socioéconomiques des quartiers de celles attribuables aux caractéristiques personnelles<sup>37,38</sup>. Par conséquent, de telles études peuvent avoir surestimé l'effet des conditions socioéconomiques des quartiers sur la santé. Par exemple, une association importante entre faible revenu du quartier et mauvais état de santé pourrait s'expliquer par le fait que les quartiers à faible revenu ont tendance à compter un nombre supérieur de personnes à faible revenu et que celles-ci ont tendance à être en mauvaise santé. En revanche, il se peut que dans les quartiers à faible revenu l'environnement soit malsain pour tous les résidents indépendamment de leur revenu personnel. Une combinaison de ces deux effets est aussi plausible.

On qualifie généralement « d'effet contextuel » l'influence que peut exercer un quartier sur la santé de ses résidents. Il s'agit de l'effet combiné des caractéristiques sociales, culturelles et environnementales propres à un quartier et en vertu desquelles des personnes ayant des caractéristiques semblables auront un état de santé différent selon le type de quartier dans lequel elles vivent<sup>5</sup>. Par comparaison, « l'effet compositionnel » correspond à l'ensemble des caractéristiques des personnes d'un quartier, faisant en sorte que les personnes ayant des caractéristiques semblables connaîtront sensiblement les mêmes problèmes de santé peu importe où elles vivent<sup>5</sup>.

L'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997 offre un vaste échantillon, de même qu'une variété de mesures de la santé et d'attributs socioéconomiques des personnes. En ajoutant aux données de l'ENSP sur les personnes les données agrégées du Recensement de la population de 1996, on obtient des renseignements fiables sur les caractéristiques socioéconomiques

moyennes des quartiers immédiats des personnes. Dans le cadre du présent article, on examine, au moyen de la modélisation à plusieurs niveaux, le lien entre, d'une part, les quartiers à faible revenu et l'inégalité du revenu au sein des quartiers et, d'autre part, trois conséquences pour la santé des personnes — le nombre de problèmes de santé chroniques, le niveau de détresse et l'autoévaluation de l'état de santé — à Toronto (Ontario) (voir *Sources des données, Techniques d'analyse, Définitions et Limites*).

Bien que quelques études canadiennes aient examiné les effets contextuels des régions géographiques au moyen de la modélisation à plusieurs niveaux<sup>39-41</sup>, aucune n'a porté sur l'effet contextuel du faible revenu et de l'inégalité du revenu au sein des quartiers au niveau du secteur de recensement dans une grande région métropolitaine.

### **RMR de Toronto**

Toronto est la plus importante région métropolitaine de recensement (RMR) du Canada et détient le niveau le plus élevé d'inégalité du revenu au sein des quartiers entre les RMR<sup>35</sup>. Par conséquent, si le faible revenu et l'inégalité du revenu au sein des quartiers ont des effets préjudiciables sur l'état de santé des personnes, c'est à Toronto qu'on devrait les observer.

En 1996, Toronto comptait environ 15 % de la population totale du Canada. Les taux de faible revenu des quartiers (secteur de recensement) différaient de façon marquée. Dans le quartier le plus aisé de la RMR, seule une personne sur 50 vivait dans une famille à faible revenu en 1995 (l'année à l'égard de laquelle le revenu a été déclaré). À l'opposé, dans le quartier comptant le taux de faible revenu le plus élevé, 8 personnes sur 10 vivaient dans des familles à faible revenu.

Il y avait également d'importantes disparités de revenu dans de nombreux quartiers. Dans environ 12 % des secteurs de recensement de Toronto, les familles à revenu supérieur (celles appartenant au décile supérieur) avaient des revenus qui étaient plus de 10 fois supérieurs à ceux des familles les plus pauvres (le décile inférieur).

## Techniques d'analyse

Les statistiques sommaires du recensement au sujet des conditions socioéconomiques des quartiers ont été appariées aux enregistrements de chacun des participants à l'ENSP au moyen du FCCP Plus de la Santé, un programme SAS pour le codage géographique automatisé établi en fonction des Fichiers de conversion des codes postaux conçus par Statistique Canada<sup>42</sup>.

Dans la présente analyse, le secteur de recensement représente l'unité de quartier de base. Les secteurs de recensement sont de petites régions géostatistiques permanentes au sein des grandes communautés urbaines qui sont établies en fonction de leurs conditions économiques et sociales<sup>43</sup>. En 1996, Toronto comptait 808 secteurs de recensement. Quatre secteurs ont été éliminés de la présente analyse parce que la plupart des renseignements les concernant ont été supprimés en raison de la petite taille de leur population. Quatre autres secteurs comptant de faibles populations (moins de 500 personnes) ont été exclus de manière à ce que les caractéristiques de quartier dérivées soient fiables. Deux autres secteurs ont été éliminés puisqu'ils ne comptaient aucun participant à l'ENSP. Dans les autres 798 secteurs, la population estimative totale variait de 554 à 25 437, avec une moyenne de 5 333 (écart-type : 2 372).

En 1996-1997, 9 002 participants à l'ENSP âgés de 12 ans et plus habitaient à Toronto. Ont été exclus les enregistrements pour 121 personnes dont les codes postaux déclarés ne correspondaient pas aux codes des secteurs de recensement. En outre, ont été exclus 19 autres participants appartenant aux secteurs de recensement à l'égard desquels des renseignements ont été supprimés dans le profil de recensement ou aux secteurs dont les populations étaient faibles. Par conséquent, la présente analyse se fonde sur 8 862 résidents de Toronto, chiffre pondéré de manière à représenter 3,6 millions de Canadiens. Comparativement à l'échantillon pondéré sélectionné de ces résidents, les cas pondérés exclus comptaient un pourcentage supérieur de femmes que d'hommes (63 % contre 51 %) qui évaluaient leur santé de façon plus négative. On ne relève toutefois aucune différence statistique entre ces deux groupes quand on compare les estimations pondérées pour l'âge, la scolarité, le revenu du ménage, le niveau de détresse et le nombre de problèmes de santé chroniques.

Deux des cinq modèles linéaires hiérarchiques (MLH)<sup>44,45</sup> ont été adaptés aux données en trois étapes (voir les tableaux A, B et C en annexe pour les modèles complets).

On a d'abord ajusté une analyse de la variance à un critère de classification avec effets aléatoires (modèle 1) de manière à obtenir l'ampleur de la variabilité des conséquences pour la santé (le nombre de problèmes de santé chroniques, le niveau de détresse et l'autoévaluation de l'état de santé) au sein des quartiers et entre ceux-ci. On a appliqué par la suite un modèle des moyennes comme résultat (modèle 2) pour régresser la moyenne du quartier à l'égard d'une conséquence pour la santé d'une personne sur le taux de

faible revenu du quartier et l'inégalité du revenu au niveau du quartier afin de savoir dans quelle mesure la variation entre quartiers à l'égard de chacune des conséquences pour la santé sélectionnées était associée à l'importance du faible revenu du quartier et à l'inégalité du revenu. À cette étape, on n'a pas tenu compte des caractéristiques personnelles.

Ensuite, on a appliqué une analyse de la covariance à un critère de classification avec effets aléatoires (modèle 1) pour estimer l'état de santé moyen de chacun des quartiers, en tenant compte du statut de faible revenu personnel. Au moyen d'une régression des moyennes comme résultat (modèle 2), on a par la suite estimé l'association entre, d'une part, la moyenne du quartier à l'égard des conséquences pour la santé et, d'autre part, le taux de faible revenu et l'inégalité du revenu, en tenant compte du statut de faible revenu des personnes. Les résultats indiquent si le faible revenu et l'inégalité du revenu dans le quartier ont un effet sur la santé des personnes en plus de l'effet du faible revenu au niveau de la personne.

Enfin, on a tenu compte du statut de faible revenu au niveau de la personne, de même que de l'âge, du sexe, de la scolarité, de la dépendance à l'alcool, de la consommation de cigarettes, de l'inactivité physique et du soutien émotif (voir *Définitions*). Dans le cadre de l'analyse, on a voulu vérifier jusqu'à quel point le faible revenu et l'inégalité du revenu avaient toujours des répercussions statistiquement significatives sur la santé des personnes quand on tenait compte des effets des caractéristiques personnelles.

Dans les modèles 1 et 2, à chaque étape, la variable chi carré indique que la composante du quartier justifie une quantité importante de la variance pour chaque conséquence sélectionnée. Si la variance n'est pas significativement supérieure à zéro, on dira que tous les quartiers ont la même cote moyenne à l'égard des conséquences pour la santé sélectionnées. Dans le modèle 2, un coefficient significatif indique que les cotes moyennes du quartier à l'égard de la conséquence sélectionnée pour la santé estimée dans le modèle 1 sont associées aux niveaux de faible revenu et à l'inégalité du revenu dans le quartier.

Le plan de sondage initial de l'ENSP reposait sur la sélection des ménages par le biais d'une procédure d'échantillonnage en grappes probabiliste et stratifié à plusieurs degrés. Des coefficients de pondération pour la population étaient attribués à chaque enregistrement des répondants de manière à produire des estimations représentatives de la population canadienne en 1996-1997. Dans le cadre des analyses au niveau des personnes, les coefficients de pondération pour la population étaient rééchelonnés à un poids moyen de 1, de sorte que la somme des poids rééchelonnés était égale à la taille de l'échantillon. On se sert des poids rééchelonnés pour ne pas sous-estimer les erreurs-types, tout en maintenant la même distribution que celle obtenue au moyen du poids de la population.

Tableau 1

Nombre moyen/cotes moyennes à l'égard des conséquences pour la santé sélectionnées, selon le taux de faible revenu du quartier, données corrigées pour l'inégalité du revenu dans le quartier, région métropolitaine de recensement de Toronto, 1996-1997

	Données corrigées pour l'inégalité du revenu dans le quartier seulement	Données corrigées pour l'inégalité du revenu dans le quartier et :	
		Statut de faible revenu personnel	Statut de faible revenu personnel, âge, sexe, scolarité, dépendance à l'alcool, consommation de cigarettes, inactivité physique et soutien émotif
<b>Nombre moyen des problèmes de santé chroniques<sup>†</sup></b>			
<b>Taux de faible revenu du quartier</b>			
Inférieur (2,1 %-9,9 %)	1,04	1,07	1,14
Moyen-inférieur (10,0 %-19,9 %)	1,03	1,04	1,14
Moyen-supérieur (20,0 %-39,8 %)	1,03	1,02	1,11
Supérieur (40,0 %-76,5 %)	1,02	0,98	1,14
<b>Niveau de détresse moyen<sup>‡</sup></b>			
<b>Taux de faible revenu du quartier</b>			
Inférieur (2,1 %-9,9 %)	2,21	2,28	2,28
Moyen-inférieur (10,0 %-19,9 %)	2,38	2,43	2,41
Moyen-supérieur (20,0 %-39,8 %)	2,46*	2,45	2,36
Supérieur (40,0 %-76,5 %)	2,61*	2,50	2,29
<b>Autoévaluation moyenne de l'état de santé<sup>§</sup></b>			
<b>Taux de faible revenu du quartier</b>			
Inférieur (2,1 %-9,9 %)	2,11	2,13	2,16
Moyen-inférieur (10,0 %-19,9 %)	2,20**	2,21*	2,24**
Moyen-supérieur (20,0 %-39,8 %)	2,30***	2,29***	2,30***
Supérieur (40,0 %-76,5 %)	2,38***	2,35***	2,38***

Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1996-1997; Recensement de la population de 1996

Nota : Pour des modèles complets, voir les tableaux A, B et C en annexe.

\*  $p \leq 0,05$ ; chiffre significativement différent de celui des quartiers dont les taux de faible revenu sont inférieurs.

\*\*  $p \leq 0,01$ ; chiffre significativement différent de celui des quartiers dont les taux de faible revenu sont inférieurs.

\*\*\*  $p \leq 0,001$ ; chiffre significativement différent de celui des quartiers dont les taux de faible revenu sont inférieurs.

† Fourchette de 0 à 13.

‡ Échelle de 0 à 24.

§ Échelle de 1 à 5, les cotes supérieures dénotant l'autoévaluation d'un mauvais état de santé.

## Problèmes de santé chroniques

Aucun lien cohérent n'a pu être établi entre le faible revenu et l'inégalité du revenu au niveau des quartiers à Toronto, d'une part, et le nombre moyen de problèmes de santé chroniques déclarés par les personnes, d'autre part (tableau 1, tableau A en annexe). Les quartiers où l'inégalité du revenu est la plus élevée comptaient en moyenne un nombre plus élevé de problèmes de santé chroniques que les quartiers où l'inégalité du revenu était la plus faible, même après avoir tenu compte du statut de faible revenu des personnes. Mais cette relation disparaît quand on tient compte dans le modèle de l'âge des personnes, parce que les quartiers où l'inégalité du revenu est la plus faible comptent la population la plus jeune et quand on est jeune on a moins de problèmes de santé chroniques. Le statut de faible revenu des personnes est toutefois associé

à un nombre accru de problèmes de santé chroniques.

Plusieurs autres caractéristiques personnelles se sont révélées être liées de façon significative au nombre de problèmes de santé chroniques. Les personnes qui avaient au moins un diplôme d'études secondaires avaient moins de problèmes de santé chroniques que les autres. Les femmes avaient plus de problèmes de santé chroniques que les hommes, et les personnes âgées avaient plus de problèmes de santé chroniques que les jeunes. La dépendance à l'alcool était associée à un nombre élevé de problèmes de santé chroniques, comme l'usage du tabac sur une base quotidienne. Les personnes qui perçoivent avoir un soutien émotif relativement important avaient tendance à avoir moins de problèmes de santé chroniques.

## Définitions

Trois *conséquences pour la santé* ont été étudiées dans la présente analyse : le nombre de problèmes de santé chroniques, le niveau de détresse et l'autoévaluation de l'état de santé.

On a demandé aux participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) s'ils avaient déjà eu un problème de santé à long terme qui avait duré, ou qui devrait durer, six mois ou plus et qui avait été diagnostiqué par un professionnel de la santé. On a lu aux participants une liste de contrôle de 22 problèmes de santé : allergies alimentaires, autres allergies, asthme, arthrite ou rhumatismes, problèmes de dos (à l'exclusion de l'arthrite), tension artérielle élevée, migraine, bronchite chronique ou emphysème, sinusite, diabète, épilepsie, maladie cardiaque, cancer, ulcère d'estomac ou d'intestin, effets d'un accident vasculaire cérébral, incontinence urinaire, maladie intestinale comme la maladie de Crohn ou colite, maladie d'Alzheimer ou autres démences, cataractes, glaucome, problème de glande thyroïde et tout autre problème de santé à long terme diagnostiqué par un professionnel de la santé. Le nombre de problèmes de santé chroniques diagnostiqués dans les 12 derniers mois pouvait varier de 0 à un maximum de 13.

Le niveau de *détresse* a été dérivé d'un sous-ensemble d'éléments de la Composite International Diagnostic Interview<sup>3</sup> en fonction des réponses à six questions : « Au cours du dernier mois, combien de fois vous êtes-vous senti(e) — si triste que plus rien ne pouvait vous faire sourire? nerveux(se)? agité(e) ou ne tenant pas en place? désespéré(e)? bon(ne) à rien? Combien de fois avez-vous senti que tout était un effort? » On répondait à chaque question selon une échelle à cinq points, variant de « jamais » (0) à « tout le temps » (4). Les réponses à tous les éléments ont été cotées et compilées; la fourchette possible était de 0 à 24, les cotes les plus élevées indiquant un niveau de détresse supérieur (coefficient alpha de Cronbach = 0,79).

Par *autoévaluation de l'état de santé*, on renvoie à l'évaluation globale qu'une personne fait de son état de santé. Les participants devaient répondre à la question suivante : « En général, diriez-vous que votre état de santé est excellent, très bon, bon, passable ou mauvais? » Les cotes variaient de 1 à 5, la cote la plus élevée indiquant l'état de santé le plus mauvais.

Même si, dans le cadre de la présente analyse, les trois conséquences pour la santé étaient considérées comme des variables continues, d'autres analyses pour lesquelles les problèmes de santé chroniques et l'autoévaluation de l'état de santé étaient des variables nominales ont été effectuées (données non présentées). L'autoévaluation de l'état de santé a été codée comme une variable dichotomique : mauvais (passable ou mauvais) contre autre (excellent, très bon, bon). On a étudié deux façons d'établir une variable dichotomique pour les problèmes de santé chroniques :

la première comparait les personnes avec ou sans problèmes de santé chroniques; l'autre mettait en opposition les personnes ayant au moins deux problèmes de santé chroniques et les « autres » (un ou aucun problème de santé). Ces analyses ont montré les mêmes relations significatives entre les variables explicatives des conséquences et du quartier que les analyses qui considéraient les variables des conséquences comme des variables continues. Les résultats des modèles utilisant des variables continues sont présentés parce qu'ils permettent d'utiliser l'analyse de la variance et de la covariance pour décomposer la variance totale des variables dépendantes en variabilité attribuable à chaque quartier pour l'ensemble de ceux-ci et l'autre à la variabilité entre les quartiers (voir *Techniques d'analyse*).

On a inclus dans l'analyse deux variables de revenu au niveau du quartier : le faible revenu du quartier et l'inégalité du revenu. La variable *faible revenu du quartier* représente la proportion de la population dans chaque secteur de recensement dont le revenu de la famille économique se situe en-deçà du seuil de faible revenu (SSR) de Statistique Canada. La famille économique est un groupe de deux personnes ou plus qui vivent dans le même logement et qui sont liées par le sang, le mariage, l'union de fait ou l'adoption. Les SSR tiennent compte des revenus et des dépenses dans sept catégories de famille et dans cinq groupes communautaires. Comparativement au ménage moyen, la famille dont le revenu se situe au seuil ou sous le seuil de faible revenu consacre 20 points de pourcentage de plus de son revenu à l'alimentation, aux vêtements et au logement. En 1996 à Toronto, une famille de quatre personnes ayant un revenu avant impôt inférieur à 32 328 \$ aurait été classée comme une famille à faible revenu<sup>46</sup>. Le taux de faible revenu du quartier variait de 2,1 % à 76,5 %.

Vu que le taux de faible revenu est groupé vers l'extrémité inférieure de la distribution (tableau D en annexe) et que l'effet de la condition économique du quartier sur la santé des personnes peut être non linéaire<sup>20,47,48</sup>, on a utilisé le *taux de faible revenu du quartier* comme variable nominale : catégorie inférieure (2,1 % à 9,9 %), catégorie moyenne-inférieure (10,0 % à 19,9 %), catégorie moyenne-supérieure (20,0 % à 39,8 %) et supérieure (40,0 % à 76,5 %). Les secteurs de recensement ayant un taux de faible revenu d'au moins 40 % sont habituellement définis comme des quartiers très pauvres<sup>49,50</sup>.

L'*inégalité du revenu du quartier* a été mesurée au moyen du coefficient de variation (CV), en fonction du revenu de la famille économique d'après le Recensement de 1996. Pour calculer le CV, les revenus des familles économiques ont été ajustés compte tenu des économies d'échelle associées à la taille de la famille<sup>51</sup>. Les CV variaient de 0,44 (l'écart-type est inférieur à la moitié de la moyenne) à 3,69 (l'écart-type est 3,69 fois supérieur à la moyenne),

## Définitions - fin

mais ont été groupés vers l'extrémité inférieure de la distribution. Dans les analyses à variables multiples, les CV ont été regroupés en quatre quartiles : inégalité inférieure (0,44 à 0,61), inégalité moyenne-inférieure (0,61 à 0,70), inégalité moyenne-supérieure (0,70 à 0,84) et inégalité supérieure (0,84 à 3,69). (Tableau D en annexe). On s'est aussi servi du ratio entre le 90<sup>e</sup> centile et le 10<sup>e</sup> centile de la distribution du revenu de la famille comme mesure alternative de l'inégalité du revenu du quartier. Ce ratio pour la RMR de Toronto s'élève à 7,2 (autrement dit, 10 % des familles ont un revenu qui est environ 7,2 fois supérieur à celui de 10 % des familles qui se situent en bas de l'échelle). Parmi les secteurs de recensement de la RMR de Toronto, les ratios variaient de 2,8 à 48,0. Ce ratio était au-dessus de la moyenne de la RMR (7,2) dans environ 31 % des secteurs, et supérieur à 10 dans environ 12 % des secteurs. Les deux mesures de l'inégalité du revenu ont produit des résultats similaires dans l'analyse à variables multiples. Les résultats ont été présentés au moyen du coefficient de variation uniquement parce qu'ils n'étaient pas corrélés de manière significative au taux de faible revenu du quartier, tandis que le ratio du 90<sup>e</sup> centile par rapport au 10<sup>e</sup> centile était corrélé.

Le statut de faible revenu des personnes a été mesuré au moyen d'une mesure à deux catégories du caractère adéquat du revenu qui tenait compte du revenu du ménage et de la taille du ménage<sup>43</sup>. Les participants ayant un revenu annuel inférieur à 15 000 \$ et un ménage de une à deux personnes, ou un revenu inférieur à 20 000 \$ et un ménage comptant trois ou quatre personnes, ou un revenu inférieur à 30 000 \$ et un ménage comptant cinq personnes ou plus étaient codés 1, ou « oui », faible revenu. Les autres personnes pour lesquelles on disposait de renseignements sur le revenu étaient codées 0, ou « non », et constituaient le groupe de référence. Environ 8,7 % des participants avaient un statut de faible revenu et environ 61,5 % n'en n'avaient pas (tableau D en annexe). Vu qu'un pourcentage important (29,8 %) des participants n'ont pas déclaré leur revenu, on a créé une autre variable dichotomique (revenu manquant = 1, autre = 0) pour les intégrer aux analyses.

Plusieurs autres variables ont été incluses dans l'analyse au niveau des personnes : le sexe, l'âge, la scolarité, la consommation de cigarettes, la dépendance à l'alcool, l'inactivité physique et le soutien émotif perçu. Ces variables ont surtout permis de tenir compte davantage des différences de composition au sein des caractéristiques des populations d'un quartier à l'autre qui sont vraisemblablement liées au faible revenu personnel et aux conséquences pour la santé.

L'âge, variable continue codée par une seule année, variait de 12 à 99. Le sexe, variable dichotomique, était codé comme suit : femme = 1, homme = 0. La scolarité était codée comme suit : moins d'un diplôme d'études secondaires = 0 ou diplôme d'études secondaires ou plus = 1.

Deux catégories ont été codées pour la consommation de cigarettes : fumeur quotidien = 1, non = 0.

L'ENSP utilise l'ensemble des neuf questions conçues par Kessler et coll.<sup>52</sup>, en fonction d'un sous-ensemble d'éléments de la Composite International Diagnostic Interview, afin de dériver la mesure de la dépendance à l'alcool. Les questions s'appuient sur les critères A et B de diagnostic du trouble d'utilisation de substances psychoactives du DSM-III-R; ces questions n'ont été posées qu'aux participants qui ont déclaré avoir consommé au moins cinq verres à une occasion, au moins une fois par mois, durant les 12 derniers mois. Ceux à qui on n'a pas posé ces questions recevaient la cote 0. Les cotes variaient de 0 à 7, une cote supérieure indiquant un risque supérieur de dépendance à l'alcool.

L'activité physique était codée comme active = 1, modérément active = 2 et inactive = 3.

L'échelle quant au soutien émotif perçu consiste en quatre éléments qui dénotent si les participants ont l'impression d'avoir quelqu'un à qui se confier, sur lequel ils peuvent compter, qui peut leur donner des conseils et qui les font se sentir aimés. Les cotes variaient de 0 à 4, une cote élevée indiquant l'évaluation d'un haut niveau de soutien émotif perçu.

## Niveau de détresse

On a évalué le niveau de détresse à partir de questions sur les sentiments des gens au cours du dernier mois (voir *Définitions*), notamment le nombre de fois où ils se sont sentis si tristes que plus rien ne pouvait les faire sourire, ou le nombre de fois où ils se sont sentis nerveux, désespérés ou bons à rien.

Le niveau moyen de détresse avait tendance à être supérieur dans les quartiers à faible revenu (ceux dont les taux de faible revenu sont les plus élevés), comparativement aux quartiers où les taux de revenu inférieur étaient faibles (tableau 1, tableau b en annexe). Quand on tenait compte du faible revenu des personnes, cependant, la différence n'était plus

## Limites

Bien que la taille globale de l'échantillon utilisé pour la présente analyse soit passablement importante, chaque secteur de recensement ne comptait, en moyenne, que 11 participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), et la moitié des secteurs (405) en avait moins de 10. Ce petit échantillon au niveau du quartier ne devrait pas influencer sur les estimations des effets des variables personnelles comme le sexe, l'âge, la scolarité, la consommation de cigarettes, la dépendance à l'alcool ou l'inactivité physique, parce que la modélisation linéaire hiérarchique permet d'obtenir des estimations fiables du modèle de régression pour un secteur particulier à partir d'un petit échantillon qui s'appuie sur un échantillon composite pondéré des données provenant du secteur et des relations qui existent dans l'échantillon global<sup>44</sup>. Cependant, l'état de santé moyen du quartier fondé sur un tel petit nombre d'observations peut s'avérer nettement moins fiable et peut, par conséquent, mener à la sous-estimation de la corrélation qui existe entre le faible revenu du quartier, l'inégalité du revenu et l'état de santé moyen du quartier.

Pour déterminer si la taille limitée de l'échantillon biaise l'estimation des effets du faible revenu du quartier et de l'inégalité du revenu, on a dérivé une unité « quartier » importante en combinant les secteurs de recensement ayant des taux de faible revenu similaires. Les 798 secteurs ont été groupés en centiles en fonction de leur taux de faible revenu. Les secteurs ont ensuite été combinés au sein de chaque centile en un seul quartier agrégé. Les quartiers agrégés avaient en moyenne 89 participants à l'ENSP, variant de 50 à 190. Les analyses ont été répétées pour les quartiers agrégés plutôt que pour les secteurs de recensement (données non présentées). Les estimations des coefficients et des erreurs-types pour l'ensemble des caractéristiques personnelles sont demeurées essentiellement les mêmes, mais la relation entre le faible revenu du quartier et la moyenne du quartier relative à l'autoévaluation de l'état de santé était nettement supérieure quand on utilisait des quartiers agrégés.

En fonction des quartiers agrégés, le taux de faible revenu du quartier justifiait 19,8 % de la variation du quartier quant aux cotes moyennes de l'autoévaluation de l'état de santé quand on tenait compte de l'ensemble des variables personnelles sélectionnées; d'après les secteurs de recensement non agrégés, le taux de faible revenu du quartier ne justifiait que 8,3 % de la variation. D'après la différence, on peut penser qu'une petite taille d'échantillon au niveau du quartier peut entraîner une sous-estimation de l'effet du quartier.

On a aussi étudié les relations entre les conditions économiques du quartier, d'une part, et les problèmes de santé chroniques et le niveau de détresse, d'autre part, en fonction des quartiers agrégés. On n'a toutefois relevé aucune association significative quand on tenait compte des caractéristiques personnelles.

Les données utilisées dans le cadre de la présente analyse ne renferment pas de variables susceptibles d'expliquer les mécanismes qui font que les conditions économiques du quartier influent sur la santé des personnes. Des indicateurs de socialisation des modes de vie malsains, des réseaux sociaux, des ressources communautaires, et de l'environnement physique aideraient les chercheurs à vérifier si l'effet du faible revenu et de l'inégalité du revenu du quartier est indépendant ou dépendant d'autres caractéristiques du quartier.

Pour vérifier si les effets sur la santé du faible revenu et de l'inégalité du revenu du quartier sont touchés par une autre caractéristique du quartier pouvant s'avérer importante, les pourcentages d'immigrants récents (ceux qui vivent au Canada depuis 10 ans ou moins) et des minorités visibles dans les quartiers ont été inclus dans les modèles hiérarchiques. Cela n'a toutefois aucunement changé les résultats de l'étude (données non présentées).

L'ENSP ne renferme aucun renseignement sur le nombre d'années que les participants à long terme ont vécu dans un quartier donné; par conséquent, il est impossible de déterminer si l'effet contextuel du faible revenu du quartier repose sur la durée de vie dans le quartier. En outre, le statut socioéconomique d'un quartier peut changer au fil du temps, ce qui fait que même les résidents à long terme peuvent ne pas avoir toujours été exposés au même type d'environnement.

L'utilisation de secteurs de recensement à titre de « quartiers » peut atténuer l'association réelle entre le statut socioéconomique du quartier et l'état de santé. Bien que les secteurs de recensement aient des caractéristiques de population et des conditions économiques similaires, ils peuvent ne pas correspondre à la perception des quartiers résidents<sup>6,7</sup>. En fait, de nombreux secteurs de recensement ne sont pas homogènes pour ce qui est du revenu familial. Cependant, compte tenu de la taille limitée de l'échantillon, on n'a pas pu effectuer les analyses à partir d'unités géographiques plus petites (les secteurs de dénombrement, par exemple).



significative sur le plan statistique. D'autres corrections visant à tenir compte d'autres caractéristiques personnelles ont réduit davantage la différence, ce qui dénote que l'association entre l'importance du faible revenu du quartier et les niveaux déclarés de détresse des personnes est vraisemblablement attribuable à un effet compositionnel.

Les quartiers dont l'inégalité du revenu est la plus importante ont tendance à avoir un niveau moyen inférieur de détresse que les quartiers dont l'inégalité du revenu est la plus faible, même après avoir tenu compte du statut de faible revenu des personnes. Cette association n'est toutefois plus significative sur le plan statistique quand on tient compte dans le modèle de l'âge des personnes, parce que les quartiers où l'inégalité du revenu est la plus importante comptent la population la plus vieille et que la vieillesse est associée à des niveaux de détresse inférieurs.

Le faible revenu est un prédicteur significatif du niveau de détresse d'une personne. De plus, les personnes à faible revenu sont plus susceptibles que les autres de vivre dans des quartiers à faible revenu. Être jeune, être une femme, ne pas avoir de diplôme d'études secondaires, avoir une forte dépendance à l'alcool, fumer tous les jours et percevoir peu de soutien émotif sont des facteurs qui ont été associés à des niveaux de détresse élevés.

### **Le faible revenu et l'inégalité du revenu au sein des quartiers sont associés à une autoévaluation de mauvais état de santé**

On a demandé aux répondants de l'ENSP d'évaluer leur propre état de santé : excellent, très bon, bon, passable ou mauvais, au moyen de cotes allant de 1 à 5, respectivement. Les cotes les plus élevées indiquaient un mauvais état de santé (voir *Définitions*). Les cotes moyennes de l'autoévaluation de l'état de santé différaient considérablement d'un quartier à l'autre de Toronto (tableau 1, tableau C en annexe). En outre, la variation entre quartiers pour ce qui est de l'autoévaluation de l'état de santé moyen est associée au taux de faible revenu du quartier et au plus haut niveau d'inégalité du revenu. Les quartiers

à faible revenu avaient tendance à avoir un niveau moyen inférieur de santé d'après l'autoévaluation.

Même quand on tenait compte du statut de faible revenu des personnes, les cotes moyennes de l'autoévaluation de l'état de santé entre les quartiers demeuraient associées au taux de faible revenu du quartier et à l'inégalité du revenu, même si la relation s'atténuait. Quand on tenait compte d'autres caractéristiques personnelles, le lien entre, d'une part, l'autoévaluation de l'état de santé et, d'autre part, le taux de faible revenu et l'inégalité du revenu au sein des quartiers demeurait significatif sur le plan statistique.

La différence moyenne de l'autoévaluation de l'état de santé entre les personnes qui vivent dans des quartiers où les taux de faible revenu sont élevés (40,0 % à 76,5 %) et celles qui vivent dans des quartiers où les taux de faible revenu sont faibles (2,1 % à 9,9 %) est d'environ 0,22, soit le cinquième de l'écart-type de la variable de l'autoévaluation de l'état de santé (0,99, tableau D en annexe) quand les autres facteurs demeurent constants. Cette différence est légèrement inférieure au coefficient de faible revenu au niveau des personnes (0,329). Si l'ampleur de la différence semble faible, c'est parce que la fourchette du résultat est limitée (1 à 5).

Les personnes dans les quartiers où l'inégalité du revenu est la plus importante ont tendance à s'autoévaluer comme étant en meilleure santé que celles qui habitent dans des quartiers où l'inégalité du revenu est inférieure, même quand on tient compte de l'ensemble des variables sélectionnées au niveau des personnes.

Alors que les personnes à faible revenu, les personnes âgées, les femmes, les personnes ayant une forte dépendance à l'alcool et les personnes étant physiquement inactives ont tendance à s'autoévaluer comme étant en mauvaise santé, les personnes qui perçoivent avoir beaucoup de soutien émotif et au moins un diplôme d'études secondaires ont tendance à s'autoévaluer en meilleure santé.

### **Mot de la fin**

L'influence que peut ou ne pas avoir les conditions économiques du quartier sur l'état de santé des personnes, peu importe leur revenu, tient avant tout

au type de variable étudiée. L'autoévaluation de l'état de santé est significativement associée au faible revenu et à l'inégalité du revenu au sein des quartiers, même si on tient compte du statut de faible revenu des personnes et d'autres caractéristiques personnelles. Cependant, l'association entre le taux de faible revenu du quartier et la détresse n'est pas significative sur le plan statistique quand on tient compte du statut de faible revenu des personnes. De plus, le nombre de problèmes de santé chroniques déclarés n'est pas associé de manière significative au taux de faible revenu du quartier, même si on ne tient pas compte des caractéristiques personnelles. La relation entre l'inégalité du revenu du quartier, d'une part, et la détresse et le nombre de problèmes de santé chroniques, d'autre part, n'est plus significative sur le plan statistique quand on tient compte de l'âge des personnes.

Il se peut que l'autoévaluation de l'état de santé constitue une mesure plus globale de l'état de santé que les deux autres mesures. Comme on l'a suggéré dans des études antérieures, l'autoévaluation de l'état de santé peut permettre d'obtenir le portrait complet des maladies d'une personne et probablement aussi des symptômes de maladies qui n'ont pas été encore diagnostiqués mais qui sont des symptômes avant-coureurs<sup>53</sup>. Des études américaines et européennes ont montré que l'autoévaluation de l'état de santé constitue un prédicteur important du début d'une condition invalidante et de la mortalité, indépendamment des autres troubles médicaux et états psychosociaux<sup>53,54</sup>.

Par ailleurs, l'autoévaluation de l'état de santé est subjective, car elle correspond aux perceptions que les personnes ont de leur qualité de vie<sup>5</sup>. À l'opposé, les rapports sur les problèmes de santé chroniques peuvent être plus objectifs, parce qu'ils ne tiennent pas compte de la gravité de la maladie. On a demandé aux participants si le ou les problèmes avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé. De même, la détresse a été mesurée au moyen d'une échelle comptant six questions précises étroitement liées.

Des analyses approfondies ont révélé que l'interaction entre le faible revenu du quartier et le revenu des personnes n'influe pas grandement sur

l'autoévaluation de l'état de santé des personnes (données non présentées). Cela suggère que le statut de faible revenu des personnes est préjudiciable à leur état de santé général indépendamment de l'endroit où elles vivent — dans des quartiers à faible revenu ou dans des quartiers plus aisés. Par conséquent, les personnes à faible revenu qui habitent dans des quartiers à faible revenu seraient assujetties non seulement à l'effet du faible revenu personnel, mais également à l'effet contextuel du faible revenu du quartier.

Les effets sur la santé relativement faibles du faible revenu du quartier que l'analyse ont permis de soulever peuvent être partiellement attribuables à l'utilisation des secteurs de recensement pour représenter les quartiers. Les résultats sont néanmoins conformes aux conclusions des études canadiennes antérieures sur l'effet de la région géographique<sup>39-41</sup>. Les résultats constituent également un complément à une récente étude canadienne sur la relation entre les indices sommaires de la ségrégation économique et la mortalité dans les régions métropolitaines<sup>55</sup>.

D'autres raisons peuvent également expliquer en partie le faible effet sur la santé du faible revenu des quartiers à Toronto. Le taux de faible revenu au niveau des secteurs de recensement varie selon les cycles économiques, ce qui fait que même les résidents à long terme d'un certain quartier peuvent ne pas avoir été exposés aux mêmes conditions économiques dans le temps. En outre, une proportion élevée de personnes habitant dans les quartiers à faible revenu était de nouveaux résidents (en fonction d'une analyse des données sur la mobilité du recensement) et avait, par conséquent, été exposée aux conditions qui prévalaient dans ces quartiers pendant une courte période. La mobilité élevée des résidents de ces quartiers à faible revenu peut avoir dilué l'effet contextuel du quartier sur la santé des personnes.

Quoique faible, la relation significative entre le faible revenu du quartier et l'autoévaluation de l'état de santé suggère que la concentration géographique du statut de faible revenu et son effet potentiellement préjudiciable sur la santé personnelle n'est pas négligeable à Toronto. Bien que l'on ne puisse pas

appliquer ce résultat à l'ensemble des RMR canadiennes, on doit, à la lumière de celui-ci, surveiller et examiner l'effet du contexte socioéconomique des quartiers sur la santé de la population.

La présente étude a également permis de constater que dans les quartiers où l'inégalité du revenu est substantielle, les résidents s'étaient autoévalués en meilleure santé en moyenne que les résidents dans les quartiers où l'inégalité du revenu est relativement faible. Ces résultats semblent suggérer que l'inégalité du revenu au niveau local comporte différentes conséquences sociales et différentes conséquences sur la santé d'après l'inégalité du revenu dans les grandes communautés. L'inégalité du revenu dans les grandes communautés est associée à un environnement social qui mine la confiance et la confiance en soi<sup>27</sup>. Par comparaison, l'inégalité du revenu au niveau du quartier peut refléter l'hétérogénéité économique et une faible ségrégation des classes sociales<sup>56</sup>. ●

## Références

- H. Bosma, H.D. van de Mheen, G.J. Borsboom *et al.*, « Neighbourhood socioeconomic status and all-cause mortality », *American Journal of Epidemiology*, 153(14), 2001, p. 363-371.
- K.E. Pickett et M. Pearl, « Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 55(2), 2001, p. 111-122.
- M. Shaw, D. Gordon, D. Dorling *et al.*, « Increasing mortality differentials by residential area level of poverty: Britain 1981-1997 », *Social Science and Medicine*, 51(1), 2000, p. 151-153.
- M. Hayes, « 'Man, disease and environmental associations': from medical geography to health inequalities », *Progress in Human Geography*, 23, 1999, p. 289-296.
- M. Malmstrom, J. Sundquist et S.E. Johansson, « Neighborhood environment and self-rated health status: A multilevel analysis », *American Journal of Public Health*, 89(8), 1999, p. 1181-1186.
- I.H. Yen et G.A. Kaplan, « Neighborhood social environment and risk of death: Multilevel evidence from the Alameda County study », *American Journal of Epidemiology*, 149(10), 1999, p. 898-907.
- S.A. Robert, « Community-level socioeconomic status effects on adult health », *Journal of Health and Social Behavior*, 39, 1998, p. 18-37.
- A. Ellaway, A. Anderson et S. Macintyre, « Does area of residence affect body size and shape? », *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 21(4), 1997, p. 304-308.
- S. Karvonen et A.H. Rimpela, « Urban small area variation in adolescents' health behaviour », *Social Science and Medicine*, 45(7), 1997, p. 1089-1098.
- D.S. Massey et N.A. Denton, *American Apartheid: Segregation and the Making of the Underclass*, Cambridge, Harvard University Press, 1993.
- E.T. van Kempen, « The dual city and the poor: social polarisation, social segregation and life chances », *Urban Studies*, 31, 1994, p. 995-1015.
- L.J. Wacquant et W.J. Wilson, « The cost of racial and class exclusion in the inner city », *Annals of the American Academy of Political and Social Sciences*, 501, 1989, p. 8-25.
- W.J. Wilson, *The Truly Disadvantaged: The Inner City, The Underclass, and Public Policy*, Chicago, University of Chicago Press, 1987.
- A.V. Diez-Roux, « Bring context back into epidemiology: variables and fallacies in multivariate analysis », *American Journal of Public Health*, 88(2), 1998, p. 216-222.
- I. Kawachi, B. Kennedy et R. Glass, « Social capital and self-rated health: A contextual analysis », *American Journal of Public Health*, 89(8), 1999, p. 1187-1193.
- B.P. Kennedy, I. Kawachi, D. Prothrow-Stith *et al.*, « Social capital, income inequality, and firearm violent crime », *Social Science and Medicine*, 47(10), 1998, 7-17, 1637.
- N.A. Ross, K.M. Nobrega et J.R. Dunn, « Economic segregation and mortality in North American metropolitan areas », *GeoJournal*, 53, 2002, p. 117-124.
- R.J. Sampson, S.W. Raudenbush et F. Earls, « Neighbourhoods and violent crime: A multilevel study of collective efficacy », *Science*, 277(5328), 1997, p. 918-924.
- S.E. Taylor, R.L. Repetti et T. Seeman, « Health psychology: what is an unhealthy environment and how does it get under the skin? », *Annual Review of Psychology*, 48, 1997, p. 411-447.
- J. Crane, « The epidemic theory of ghettos and neighbourhood effects on dropping out and teenage childbearing », *American Journal of Sociology*, 96, 1991, p. 1226-1259.
- C. Jencks et S. Mayer, « The social consequences of growing up in a poor neighbourhood: A review », publié sous la direction de M. McGeary et L. Lynn, *Concentrated Urban Poverty in America*, Washington, DC, National Academy, 1990.
- Wagstaff et E. van Doorslaer, « Income inequality and health: What does the literature tell us? », *Annual Review of Public Health*, 21, 2000, p. 543-67.
- R. Wilkinson, *Unhealthy Societies—The Afflictions of Inequality*, London, Routledge, 1996.
- C.E. Ross, « Neighbourhood disadvantage and adult depression », *Journal of Health and Social Behavior*, 41, 2000, p. 177-187.
- G.A. Kaplan, E.R. Pamuk, J.W. Lynch *et al.*, « Inequality in income and mortality in the United States: Analysis of mortality and potential pathways », *British Medical Journal*, 313, 1996, p. 999-1003.

26. Kawachi et B.P. Kennedy, « The relationship of income inequality to mortality: Does the choice of indicator matter? », *Social Science and Medicine*, 46, 1997, p. 1121-1127.
27. R. Wilkinson, « Income inequality, social cohesion, and health: Clarifying the theory », *International Journal of Health Services*, 29, 1999, p. 525-543.
28. B.P. Kennedy, I. Kawachi, R. Glass *et al.*, « Income distribution, socioeconomic status, and self-rated health in the United States: multilevel analysis », *British Medical Journal*, 317, 1998, p. 917-921.
29. M.J. Soobader et F.B. LeClere, « Aggregation and the measurement of income inequality effects on morbidity », *Social Science and Medicine*, 48, 1999, p. 733-744.
30. Statistique Canada, *Série profils : tous les niveaux géographiques* (n° 95F0253XCB96000 au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 1998.
31. Kawachi, B.P. Kennedy, K. Lochner *et al.*, « Social capital, income inequality and mortality », *American Journal of Public Health*, 87, 1997, p. 1491-1498.
32. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
33. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
34. K.K. Lee, *La pauvreté urbaine au Canada : un profil statistique*, Ottawa, Conseil canadien de développement social, 2000.
35. J. Myles, G. Picot et W. Pyper, *Inégalité entre les quartiers des villes canadiennes* (document de recherche de la Direction des études analytiques, n° 160, 11F0019MPF), Ottawa, Statistique Canada, 2000.
36. M. Hatfield, *Concentration de la pauvreté et de la détresse sociale dans les quartiers urbains du Canada*, document de travail n° W-97-1F, Ottawa, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, 1997.
37. R.H. Glazier, E.M. Badley, J.E. Gilbert *et al.*, « The nature of increased hospital use in poor neighbourhoods: findings from a Canadian inner city », *La revue canadienne de santé publique*, 91, 2000, p. 268-273.
38. N. Frohlich et C.A. Mustard, « A regional comparison of socioeconomic and health indices in a Canadian province », *Social Science and Medicine*, 42(9), 1996, p. 1273-1281.
39. M.H. Boyle et E.L. Lipman, *Le lien a-t-il de l'importance? Une analyse hiérarchique des écarts attribuables à des considérations géographiques sur le comportement des enfants au Canada*, document de travail n° W-98-16F, Ottawa, Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, 1998.
40. M.H. Boyle et J.D. Willms, « Place effects for areas defined by administrative boundaries », *American Journal of Epidemiology*, 149(6), 1999, p. 577-585.
41. R. Pampalon, C. Duncan, S.V. Subramanian *et al.*, « Geographies of health perception in Quebec: a multilevel perspective », *Social Science and Medicine*, 48, 1999, p. 1483-1490.
42. R. Wilkins, *Santé FCCP+, géocodes/FCCP version 3E, logiciel de codage géographique basé sur les fichiers de conversion des codes postaux de Statistique Canada*, Division des enquêtes sociales et économiques, Ottawa, Statistique Canada, 2000.
43. Statistique Canada, *Dictionnaire du recensement de 1996* (n° 92-351-16686-0 au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 1997.
44. A.S. Bryk et A.W. Raudenbush, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Newbury Park, California, SAGE Publications Ltd, 1992.
45. A.W. Raudenbush, A.S. Bryk, Y.F. Cheong *et al.*, *HLM™ 5: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*, Lincolnwood, Illinois, Scientific Software International Inc., 2000.
46. B. Paquet, *Les seuils de faible revenu de 1991 à 2000 et les mesures de faible revenu de 1990 à 1999* (n° 75F0002MIF2001007 au catalogue), Ottawa, Statistique Canada, 2001.
47. N. Buck, « Identifying neighbourhood effects on social exclusion », *Urban Studies*, 38, 2001, p. 2251-2275.
48. H. Gravelle, « How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artifact? », *British Medical Journal*, 316, 1998, p. 382-385.
49. P. Jargowsky, *Poverty and Place: Ghettos, Barrios and the American City*, New York, Russell Sage Foundation, 1996.
50. Kazempiur et S.S. Halli, « Neighbourhood poverty in Canadian cities », *Cahiers canadiens de sociologie*, 25, 2000, p. 370-381.
51. M.C. Wolfson et J.M. Evans, *Statistics Canada's Low-income Cut-offs: Methodological Concerns and Possibilities*, Ottawa, Statistique Canada, 1990.
52. R.C. Kessler, G. Andrews, D. Mroczek *et al.*, « The World Health Organization Composite International Diagnostic Interview Short Form (CIDI-SF) », *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 7, 1998, p. 171-185.
53. E.L. Idler et Y. Benyamini, « Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies », *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 1997, p. 21-37.
54. K.F. Ferraro, M.M. Farmer et J.A. Wybraniec, « Health trajectories: long-term dynamics among black and white adults », *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 1997, p. 38-54.
55. N.A. Ross, M.C. Wolfson, J.R. Dunn *et al.*, « Relation between income inequality and mortality in Canada and in the United States: Cross sectional assessment using census data and vital statistics », *British Medical Journal*, 320, 2000, p. 989-902.
56. G.A. Kaplan et J.W. Lynch, « Is economic policy health policy? », *American Journal of Public Health*, 91(3), 2001, p. 351-353.

## Annexe

Tableau A

Modèles linéaires hiérarchiques pour un certain nombre de problèmes de santé chroniques diagnostiqués, région métropolitaine de recensement de Toronto, 1996-1997

Étape 1, (données non corrigées)		Modèle 1 : Analyse de la variance à un critère de classification			Modèle 2 : Moyennes comme résultat		
Effet fixe	Coefficient	Erreur-type	ratio-t	Coefficient	Erreur-type	ratio-t	
Moyennes du quartier :							
Coordonnée à l'origine	1,096***	0,019	57,8	1,043***	0,044	24,0	
Faible revenu moyen-inférieur	...	...	...	-0,016	0,047	-0,3	
Faible revenu moyen-supérieur	...	...	...	-0,015	0,050	-0,3	
Faible revenu supérieur	...	...	...	-0,024	0,089	-0,3	
Inégalité du revenu moyenne-inférieure	...	...	...	0,035	0,049	0,7	
Inégalité du revenu moyenne-supérieure	...	...	...	0,107	0,056	1,9	
Inégalité du revenu supérieure	...	...	...	0,122*	0,055	2,2	
	Composante de la variance	Degrés de liberté	Chi-carré	Composante de la variance	Degrés de liberté	Chi-carré	
Effet aléatoire							
Moyenne du quartier	0,077	796	1141,2***	0,076	790	1131,3***	
Niveau personnel	1,958	...	...	1,957	...	...	
Étape 2, (données corrigés pour le statut de faible revenu personnel)		Modèle 1 : Analyse de la covariance à un critère de classification			Modèle 2 : Moyennes comme résultat		
Effet fixe	Coefficient	Erreur-type	ratio-t	Coefficient	Erreur-type	ratio-t	
Moyennes du quartier :							
Coordonnée à l'origine	1,100***	0,019	58,1	1,067***	0,044	24,5	
Faible revenu moyen-inférieur	...	...	...	-0,023	0,047	-0,5	
Faible revenu moyen-supérieur	...	...	...	-0,044	0,049	-0,9	
Faible revenu supérieur	...	...	...	-0,084	0,088	-1,0	
Inégalité du revenu moyenne-inférieure	...	...	...	0,033	0,049	0,7	
Inégalité du revenu moyenne-supérieure	...	...	...	0,105	0,056	1,9	
Inégalité du revenu supérieure	...	...	...	0,116*	0,055	2,1	
Caractéristiques personnelles :							
Status de faible revenu	0,383***	0,086	4,4	0,385***	0,086	4,5	
Revenu personnel manquant	-0,108**	0,039	-2,8	-0,107**	0,039	-2,7	
	Composante de la variance	Degrés de liberté	Chi-carré	Composante de la variance	Degrés de liberté	Chi-carré	
Effet aléatoire							
Moyennes du quartier	0,077	796	1141,3***	0,077	790	1132,4***	
Niveau personnel	1,943	...	...	1,942	...	...	
Étape 3, (données corrigés pour le statut du faible revenu personnel, l'âge, le sexe, la scolarité, la dépendance à l'alcool, la consommation de cigarettes, l'inactivité physique et le soutien émotif)		Modèle 1 : Analyse de la covariance à un critère de classification			Modèle 2 : Moyennes comme résultat		
Effet fixe	Coefficient	Erreur-type	ratio-t	Coefficient	Erreur-type	ratio-t	
Moyennes du quartier :							
Coordonné à l'origine	1,147***	0,018	63,1	1,140***	0,041	27,6	
Faible revenu moyen-inférieur	...	...	...	-0,000	0,045	-0,0	
Faible revenu moyen-supérieur	...	...	...	-0,029	0,047	-0,6	
Faible revenu supérieur	...	...	...	-0,004	0,079	-0,0	
Inégalité du revenu moyenne-inférieure	...	...	...	-0,008	0,046	-0,2	
Inégalité du revenu moyenne-supérieure	...	...	...	0,041	0,052	0,8	
Inégalité du revenu supérieure	...	...	...	0,043	0,052	0,8	
Caractéristiques personnelles :							
Status de faible revenu	0,328***	0,054	6,0	0,329***	0,075	4,4	
Revenu personnel manquant	-0,089*	0,033	-2,7	-0,089*	0,036	-2,4	
Âge	0,028***	0,001	25,5	0,028***	0,001	25,3	
Femmes	0,350***	0,033	10,8	0,350***	0,033	10,8	
Diplôme d'études secondaires ou plus	-0,164***	0,039	-4,2	-0,167***	0,039	-4,3	
Dépendance à l'alcool	0,099**	0,032	3,1	0,098**	0,032	3,1	
Fumeur	0,089*	0,045	2,0	0,089*	0,045	2,0	
Inactivité physique	-0,026	0,021	-1,2	-0,024	0,021	-1,1	
Soutien émotif perçu	-0,096***	0,030	-3,2	-0,095**	0,031	-3,1	
	Composante de la variance	Degrés de liberté	Chi-carré	Composante de la variance	Degrés de liberté	Chi-carré	
Effet aléatoire							
Moyennes du quartier	0,065	796	1143,8***	0,066	790	1140,4***	
Niveau personnel	1,687	...	...	1,687	...	...	

Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1996-1997; Recensement de la population de 1996

\*  $p \leq 0,05$ .

\*\*  $p \leq 0,01$ .

\*\*\*  $p \leq 0,001$ .

Tableau B

Modèles linéaires hiérarchiques pour le niveau de détresse personnel, région métropolitaine de recensement de Toronto, 1996-1997

Modèle 1 : Analyse de la variance à un critère de classification				Modèle 2 : Moyennes comme résultat		
Étape 1, (données non corrigés)	Coefficient	Erreur-type	ratio-t	Coefficient	Erreur-type	ratio-t
<b>Effet fixe</b>						
Moyennes du quartier :						
Coordonnée à l'origine	2,236***	0,041	55,2	2,214***	0,100	22,1
Faible revenu moyen-inférieur	...	...	...	0,169	0,103	1,6
Faible revenu moyen-supérieur	...	...	...	0,251*	0,113	2,2
Faible revenu supérieur	...	...	...	0,393*	0,163	2,4
Inégalité du revenu moyenne-inférieure	...	...	...	-0,141	0,119	-1,2
Inégalité du revenu moyenne-supérieure	...	...	...	-0,162	0,126	-1,3
Inégalité du revenu supérieure	...	...	...	-0,318*	0,119	-2,7
<b>Effet aléatoire</b>						
Moyennes du quartier	Composante de la variance	Degrés de liberté	Chi-carré	Composante de la variance	Degrés de liberté	Chi-carré
	0,369	796	1143,8***	0,352	790	1122,2***
Niveau personnel	8,783	...	...	8,783	...	...
Modèle 1 : Analyse de la covariance à un critère de classification				Modèle 2 : Moyennes comme résultat		
Étape 2, (données corrigés pour l'état de faible revenu personnel)	Coefficient	Erreur-type	ratio-t	Coefficient	Erreur-type	ratio-t
<b>Effet fixe</b>						
Moyennes du quartier :						
Coordonnée à l'origine	2,245***	0,040	55,7	2,283***	0,101	22,5
Faible revenu moyen-inférieur	...	...	...	0,143	0,103	1,4
Faible revenu moyen-supérieur	...	...	...	0,162	0,112	1,4
Faible revenu supérieur	...	...	...	0,218	0,160	1,4
Inégalité du revenu moyenne-inférieure	...	...	...	-0,145	0,119	-1,2
Inégalité du revenu moyenne-supérieure	...	...	...	-0,168	0,126	-1,3
Inégalité du revenu supérieure	...	...	...	-0,334*	0,119	-2,8
Caractéristiques personnelles :						
Statut de faible revenu	1,156***	0,187	6,2	1,146***	0,188	6,1
Revenu personnel manquant	-0,158	0,087	-1,8	-0,161	0,087	-1,9
<b>Effet aléatoire</b>						
Moyennes du quartier	Composante de la variance	Degrés de liberté	Chi-carré	Composante de la variance	Degrés de liberté	Chi-carré
	0,366	796	1146,9***	0,354	790	1128,1***
Niveau personnel	8,671	...	...	8,672	...	...
Modèle 1 : Analyse de la covariance à un critère de classification				Modèle 2 : Moyennes comme résultat		
Étape 3, (données corrigés pour le statut du faible revenu personnel, l'âge, le sexe, la scolarité, la dépendance à l'alcool, la consommation de cigarettes, l'inactivité physique et le soutien émotif)	Coefficient	Erreur-type	ratio-t	Coefficient	Erreur-type	ratio-t
<b>Effet fixe</b>						
Moyennes du quartier :						
Coordonnée à l'origine	2,230***	0,038	58,05	2,281***	0,097	23,6
Faible revenu moyen-inférieur	...	...	...	0,125	0,099	1,3
Faible revenu moyen-supérieur	...	...	...	0,078	0,107	0,7
Faible revenu supérieur	...	...	...	0,012	0,155	0,1
Inégalité du revenu moyenne-inférieure	...	...	...	-0,094	0,114	-0,8
Inégalité du revenu moyenne-supérieure	...	...	...	-0,180	0,121	-1,5
Inégalité du revenu supérieure	...	...	...	-0,217	0,114	-1,9
Caractéristiques personnelles :						
Statut de faible revenu	0,861***	0,182	4,7	0,872***	0,183	4,8
Revenu personnel manquant	-0,203*	0,084	-2,4	-0,205*	0,084	-2,4
Âge	-0,019***	0,002	-8,2	-0,019***	0,002	-8,1
Femmes	0,657***	0,076	8,7	0,659***	0,076	8,7
Diplôme d'études secondaires ou plus	-0,288**	0,100	-2,9	-0,281**	0,100	-2,8
Dépendance à l'alcool	0,431***	0,096	4,5	0,433***	0,096	4,5
Fumeur	0,584***	0,113	5,2	0,583***	0,112	5,2
Inactivité physique	0,050	0,047	1,1	0,047	0,047	1,0
Soutien émotif perçu	-0,654***	0,082	-7,9	-0,656***	0,082	-8,0
<b>Effet aléatoire</b>						
Moyennes du quartier	Composante de la variance	Degrés de liberté	Chi-carré	Composante de la variance	Degrés de liberté	Chi-carré
	0,314	796	1114,8***	0,311	790	1103,7***
Individual level	8,222	...	...	8,224	...	...

Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1996-1997; Recensement de la population de 1996

\*  $p \leq 0,05$ .\*\*  $p \leq 0,01$ .\*\*\*  $p \leq 0,001$ .

Tableau C

## Modèles linéaires hiérarchiques pour l'autoévaluation de l'état de santé, région métropolitaine de recensement de Toronto, 1996-1997

Étape 1, (données non corrigés)	Modèle 1 : Analyse de la variance à un critère de classification			Modèle 2 : Moyennes comme résultat		
	Coefficient	Erreur-type	ratio-t	Coefficient	Erreur-type	ratio-t
<b>Effet fixe</b>						
Moyennes du quartier :						
Coordonnée à l'origine	2,182***	0,013	165,3	2,109***	0,027	77,6
Faible revenu moyen-inférieur	...	...	...	0,086**	0,029	2,9
Faible revenu moyen-supérieur	...	...	...	0,187***	0,033	5,7
Faible revenu supérieur	...	...	...	0,275***	0,056	4,9
Inégalité du revenu moyenne-inférieure	...	...	...	-0,017	0,035	-0,5
Inégalité du revenu moyenne-supérieure	...	...	...	-0,054	0,040	-1,4
Inégalité du revenu supérieure	...	...	...	-0,112**	0,036	-3,1
	<b>Composante de la variance</b>	<b>Degrés de liberté</b>	<b>Chi-carré</b>	<b>Composante de la variance</b>	<b>Degrés de liberté</b>	<b>Chi-carré</b>
Moyennes du quartier	0,042	796	1190,9***	0,037	790	1126,3***
Niveau personnel	0,893	...	...	0,891	...	...
<b>Étape 2, (données corrigés pour l'état de faible revenu personnel)</b>	<b>Modèle 1 : Analyse de la covariance à un critère de classification</b>			<b>Modèle 2 : Moyennes comme résultat</b>		
	Coefficient	Erreur-type	ratio-t	Coefficient	Erreur-type	ratio-t
<b>Effet fixe</b>						
Moyennes du quartier :						
Coordonnée à l'origine	2,183***	0,013	166,8	2,133***	0,027	77,9
Faible revenu moyen-inférieur	...	...	...	0,074*	0,029	2,5
Faible revenu moyen-supérieur	...	...	...	0,154***	0,033	4,7
Faible revenu supérieur	...	...	...	0,216***	0,056	3,9
Inégalité du revenu moyenne-inférieure	...	...	...	-0,018	0,035	-0,5
Inégalité du revenu moyenne-supérieure	...	...	...	-0,056	0,040	-1,4
Inégalité du revenu supérieure	...	...	...	-0,117**	0,037	-3,2
Caractéristiques personnelles :						
Status de faible revenu	0,415***	0,057	7,3	0,394***	0,058	6,8
Revenu personnel manquant	-0,030	0,029	1,00	0,026	0,029	0,9
	<b>Composante de la variance</b>	<b>Degrés de liberté</b>	<b>Chi-carré</b>	<b>Composante de la variance</b>	<b>Degrés de liberté</b>	<b>Chi-carré</b>
Moyennes du quartier	0,041	796	1183,1***	0,037	790	1136,4***
Niveau personnel	0,882	...	...	0,881	...	...
<b>Étape 3, (données corrigés pour le statut du faible revenu personnel, l'âge, le sexe, la scolarité, la dépendance à l'alcool, la consommation de cigarettes, l'inactivité physique et le soutien émotif)</b>	<b>Modèle 1 : Analyse de la covariance à un critère de classification</b>			<b>Modèle 2 : Moyennes comme résultat</b>		
	Coefficient	Erreur-type	ratio-t	Coefficient	Erreur-type	ratio-t
<b>Effet fixe</b>						
Moyennes du quartier :						
Coordonnée à l'origine	2,198***	0,013	175,0	2,164***	0,027	80,0
Faible revenu moyen-inférieur	...	...	...	0,076**	0,029	2,6
Faible revenu moyen-supérieur	...	...	...	0,138***	0,032	4,4
Faible revenu supérieur	...	...	...	0,220***	0,052	4,2
Inégalité du revenu moyenne-inférieure	...	...	...	-0,035	0,033	-1,1
Inégalité du revenu moyenne-supérieure	...	...	...	-0,076	0,039	-2,0
Inégalité du revenu supérieure	...	...	...	-0,124**	0,035	-3,5
Caractéristiques personnelles :						
Status de faible revenu	0,346***	0,053	6,5	0,329***	0,054	6,1
Revenu personnel manquant	0,016	0,028	0,6	0,014	0,028	0,5
Âge	0,012***	0,001	16,2	0,012***	0,001	16,5
Femmes	0,065**	0,026	2,5	0,064*	0,026	2,5
Diplôme d'études secondaires ou plus	-0,252***	0,030	-8,4	-0,246***	0,030	-8,1
Dépendance à l'alcool	0,085***	0,025	3,4	0,088**	0,025	3,5
Fumeur	0,164***	0,033	4,9	0,161***	0,033	4,9
Inactivité physique	0,133***	0,015	9,0	0,129***	0,015	8,7
Soutien émotif perçu	-0,070**	0,023	-3,1	-0,065**	0,023	-2,9
	<b>Composante de la variance</b>	<b>Degrés de liberté</b>	<b>Chi-carré</b>	<b>Composante de la variance</b>	<b>Degrés de liberté</b>	<b>Chi-carré</b>
Moyennes du quartier	0,036	796	1183,2***	0,033	790	1141,5***
Niveau personnel	0,813	...	...	0,812	...	...

Sources des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1996-1997; Recensement de la population de 1996

\*  $p \leq 0,05$ .\*\*  $p \leq 0,01$ .\*\*\*  $p \leq 0,001$ .

Tableau D  
**Certaines caractéristiques, région métropolitaine de  
 recensement de Toronto, 1996-1997**

Variables	Taille de l'échantillon	Distribution de la fréquence pondérée ou moyenne (écart-type)
<b>Quartier</b>		
Taux de faible revenu du quartier		
Inférieur (2,1 %-9,9 %)	181	22,7 %
Moyen-inférieur (10,0 %-19,9 %)	258	32,3 %
Moyen-supérieur (20,0 %-39,8 %)	294	36,8 %
Supérieur (40,0 %-76,5 %)	65	8,2 %
Coefficient de variation, revenu de la famille		
Inégalité inférieure (CV=0,44-0,61)	199	24,9 %
Inégalité moyenne-inférieure (CV=0,61-0,70)	200	25,1 %
Inégalité moyenne-supérieure (CV=0,70-0,84)	199	24,9 %
Inégalité supérieure (CV=0,84-3,69)	200	25,1 %
<b>Personnel</b>		
Autoévaluation de l'état de santé	8 617	1,11 ( 1,44)
Niveau de détresse	8 308	2,25 ( 3,03)
Nombre de problèmes de santé chroniques	8 682	2,22 ( 0,99)
Statut de faible revenu		
Oui	796	8,7 %
Non	5 480	61,5 %
Revenu non déclaré	2 406	29,8 %
Âge	8 682	40,80 (17,86)
Sexe		
Hommes	4 092	49,0 %
Femmes	4 590	51,0 %
Scolarité		
Inférieur aux études supérieures	1 834	24,7 %
Diplôme d'études supérieures ou plus	6 741	75,3 %
Dépendance à l'alcool	8 682	0,10 (0,51)
Fumeur quotidien		
Oui	7 045	17,3 %
Non	1 637	82,8 %
Inactivité physique	8 473	2,40 (0,78)
Soutien émotif perçu	8 682	3,80 (0,66)

**Sources des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1996-1997; Recensement de la population de 1996