



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 228

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-77531-7

## Document de recherche

Direction des études analytiques  
Documents de recherche

# Inégalités au niveau des quartiers, privation relative et état de santé autoévalué

par Feng Hou et John Myles

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail  
24-F, immeuble R.H. Coats, Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



*Toutes les opinions émises par les auteurs de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.*



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

# **Inégalités au niveau des quartiers, privation relative et état de santé autoévalué**

**par Feng Hou et John Myles**

**11F0019MIF N° 228**

**ISSN : 1205-9161**

**ISBN : 0-662-77531-7**

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail  
24-F, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa Ontario K1A 0T6  
Statistique Canada

Comment obtenir d'autres renseignements:  
Service national de renseignements: 1 800 263-1136  
Renseignements par courriel : [infostats@statcan.ca](mailto:infostats@statcan.ca)

**Septembre 2004**

Nous remercions James Dunn, Nancy Ross, Blair Wheaton, Russell Wilkins et Michael Wolfson de leurs commentaires et de leurs suggestions utiles. Le présent document représente les vues des auteurs et ne reflète pas nécessairement les opinions de Statistique Canada.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2004

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

*Also available in English*

## *Table des matières*

1. Introduction .....	5
2. Données, mesures et techniques d'analyse.....	9
2.1 Données .....	9
2.2 Mesures.....	9
2.3 Techniques d'analyse .....	13
3. Résultats .....	16
3.1 La corrélation agrégée (« écologique ») entre les inégalités de revenu au niveau des quartiers et la santé .....	16
3.2 L'effet des inégalités au niveau des quartiers après correction pour tenir compte des caractéristiques des gens .....	18
3.3 L'effet des inégalités au niveau des quartiers par rapport à l'effet du niveau de revenu des quartiers.....	19
3.4 L'effet d'autres caractéristiques des quartiers.....	20
3.5 Les effets des inégalités au niveau des quartiers et du revenu à ce niveau varient-ils d'une tranche de revenu à une autre?.....	22
3.6 Les effets des inégalités de revenu et de la ségrégation économique au niveau des villes.....	23
4. Discussion et conclusion .....	23
Références .....	34

## **RÉSUMÉ**

Le présent rapport d'étude examine deux thèses sur le lien entre l'état de santé des gens et la composition socioéconomique des quartiers dans lesquels ils vivent. Dans la première variante, on affirme que les milieux plus inégaux ne produiront pas le capital social ou la cohésion sociale qui donne des populations en santé que ces milieux soient riches ou pauvres. Au niveau des gens, cela sous-entend que les personnes vivant dans des quartiers où les inégalités sont élevées auront tendance à avoir une plus mauvaise santé indépendamment de leurs niveaux de revenu personnel. La seconde variante exige la vérification de deux affirmations contradictoires au sujet des avantages (ou des inconvénients) sur le plan de la santé de partager des quartiers avec des voisins plus ou moins à l'aise. D'une part, partager des quartiers avec des familles plus à l'aise peut avoir des effets négatifs sur la santé des gens moins à l'aise si la proximité résidentielle entraîne des comparaisons sociales désobligeantes ou une concurrence pour les rares ressources disponibles. D'autre part, les gens moins à l'aise peuvent tirer des externalités positives du fait de vivre auprès de voisins plus à l'aise en raison de ressources institutionnelles plus abondantes et/ou « d'effets d'apprentissage ». Nous combinons dans le présent rapport d'étude des microdonnées au niveau des gens tirées de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997 de Statistique Canada à des caractéristiques au niveau des quartiers estimées à partir du fichier de microdonnées-échantillon (20 %) du Recensement du Canada de 1996. Nous y constatons qu'il n'y a plus d'association négative globalement entre les inégalités de revenu au niveau des quartiers et l'état de santé autoévalué une fois qu'on neutralise les caractéristiques socioéconomiques au niveau des gens. Ces derniers tirent toutefois, indépendamment de l'état de leur revenu personnel, des bénéfices positifs sur le plan de la santé du fait de partager des quartiers avec des voisins au revenu plus élevé et plus instruits.

**Mots clés :** Quartier, inégalités de revenu, santé

## 1. Introduction

L'observation selon laquelle il existe une corrélation entre les inégalités de revenu et les mesures agrégées de la santé de la population dans les pays riches a suscité énormément d'intérêt et bien des débats chez les chercheurs en sciences de la santé et en sciences sociales. Mentionnons entre autres raisons de cette attention la thèse qui ne laisse pas indifférent émise par Wilkinson (1992; 1996) et d'autres (comme Daniels, Kennedy et Kawachi, 1999) pour expliquer l'association, c'est-à-dire que les mécanismes causaux reliant le revenu à la santé dans les pays riches sont de nature psychosociale, non pas simplement de nature matérielle. Même s'il existe plusieurs variantes de la thèse de Wilkinson et des thèses connexes (voir ci-dessous), on affirme en gros que dans les sociétés opulentes, les écarts de revenu entre les gens entraînent des comparaisons désobligeantes qui provoquent du stress (Wilkinson, 1996) et/ou que les niveaux élevés des inégalités de revenu au sein de la population produisent de faibles niveaux de cohésion sociale ou de capital social (Kawachi et Kennedy, 1997; Wilkinson, 1996), ce qui crée des milieux sociaux plus violents et d'un moins grand soutien.

Le débat subséquent au sujet des inégalités et de la santé a été axé sur la question consistant à déterminer si l'association statistique observée entre les inégalités et l'état de santé moyen de la population est « réelle » (un effet direct) ou un « artéfact statistique » (un effet indirect). Le fait qu'au niveau des gens la relation entre le revenu et la santé est concave—chaque dollar additionnel de revenu améliore la santé d'une personne, mais dans des proportions toujours plus petites—garantit qu'au niveau agrégé nous observerons une association entre l'état de santé moyen de la population et les inégalités de revenu (Gravelle, 1998; Wolfson et coll., 1999). Cet « artéfact statistique » sous-entend cependant que l'association reflète les écarts au niveau des gens sur le plan du revenu *absolu*, non pas les inégalités *en elles-mêmes*. Comme Deaton (2003 : 118) l'a fait observer, le fait d'appeler l'effet indirect des inégalités un « artéfact statistique » est peut-être malheureux, puisqu'il laisse supposer qu'il n'existe aucun lien réel entre les inégalités et la santé. Il ne s'agit pas d'un débat au sujet de la question consistant à déterminer si les inégalités « ont de l'importance » ou si la redistribution des revenus pourrait améliorer la santé des populations (Deaton, 2003; Gravelle, 1998), mais à propos des mécanismes causaux. L'association entre les inégalités et la santé dans les pays riches découle-t-elle de processus psychosociaux ou de la qualité de relations sociales liées à des inégalités de niveaux plus élevés et plus faibles ou d'écarts entre les niveaux de vie sur le plan matériel et les ressources reliées à la santé des gens?

Étant donné qu'il est rare qu'on observe directement les mécanismes causaux imputés pour expliquer la relation, les débats sont axés sur la question consistant à déterminer si les résultats sur le plan de l'association statistique sont ceux prévus par un ensemble ou un autre d'affirmations théoriques (Wagstaff et van Doorslaer, 2000)<sup>1</sup>. Nous utilisons dans le présent document des modèles à plusieurs niveaux pour aborder l'un de ces débats, c'est-à-dire la

---

1. L'imputation, par opposition à l'observation directe des mécanismes causaux, n'est certes pas dans la nature de ce genre d'études. Voir Sampson, Morenoff et Gannon-Rowley (2002) pour un examen des rapports d'étude dans lesquels on tente d'identifier les processus ou les mécanismes qui expliquent les effets contextuels au niveau des quartiers.

conclusion aujourd'hui conventionnelle selon laquelle l'association statistique entre les inégalités et la santé faiblit à mesure qu'on passe de niveaux supérieurs d'agrégation (pays, États) à des niveaux inférieurs d'agrégation (villes, quartiers)<sup>2</sup> (Mellor et Milyo, 1999; Soobader et LeClere, 1999; Blakely, Lochner et Kawachi, 2002). On invoque souvent cette constatation pour réfuter la thèse de Wilkinson en raison du fait que, si les inégalités de revenu influencent la santé des gens par le biais de comparaisons sociales, elles devraient indiquer un effet *plus marqué* lorsqu'on les mesure plus près du foyer (Kawachi et Kennedy, 1999; Mellor et Milyo, 2001; Wagstaff et van Doorslaer, 2000). Wilkinson (1997) explique ce résultat par le fait qu'à mesure que nous passons d'unités supérieures à des unités inférieures d'agrégation, les comparaisons sociales pertinentes qui entraînent de l'anxiété, du stress et un sentiment de privation relative s'en trouvent affaiblies, puisque l'hétérogénéité saillante se situe surtout entre des unités géographiques plus petites plutôt qu'à l'intérieur de telles unités. À l'intérieur de petits quartiers, relativement homogènes, laisse-t-il entendre, les comparaisons pertinentes reposent sur le degré d'opulence du quartier par rapport à d'autres quartiers au sein du milieu élargi. Le revenu *moyen* à l'intérieur de petites unités géographiques comme les quartiers a, par conséquent, de l'importance, mais la *distribution* des revenus au niveau des quartiers est moins saillante.

Même si bien de *bonnes* raisons (voir notre mot de la fin) donnent à penser que les effets des inégalités puissent être moins susceptibles d'apparaître à des niveaux inférieurs qu'à des niveaux supérieurs d'agrégation, l'hypothèse de l'homogénéité des quartiers n'est pas l'une d'elles. La prémisse selon laquelle les inégalités de revenu sont toujours plus faibles aux niveaux inférieurs (comme les quartiers) qu'aux niveaux supérieurs d'agrégation (les villes) du fait de niveaux élevés de ségrégation économique est incorrecte (voir à l'annexe 1 « Les quartiers sont-ils plus économiquement homogènes que les villes? » pour obtenir des détails). Même si la ségrégation économique a augmenté tant dans les villes américaines (Jargowsky, 1997) que canadiennes (Myles, Picot et Pyper, 2000) ces dernières décennies, les inégalités entre les quartiers (« la ségrégation ») représentent encore une petite portion des inégalités au niveau urbain.

Dans 25 régions métropolitaines de recensement (RMR) du Canada, la « ségrégation économique » (la part des inégalités totales représentée par les inégalités entre les quartiers) ne représente pas plus de 8 à 12 % des inégalités totales de revenu au niveau des villes. Il s'agit là d'un résultat normal pour les villes américaines également (Jargowsky, 1997; Lobmayer et Wilkinson, 2002). Il existe, par conséquent, une corrélation presque parfaite entre les inégalités de revenu au niveau des villes et leur composante à l'intérieur des quartiers (voir le tableau 1.3 en annexe). Cette corrélation élevée laisse entendre que tout effet sur la santé des inégalités au niveau des villes reflète fondamentalement les répercussions de leur composante *moyenne* à l'intérieur des quartiers *et vice versa* (voir Lobmayer et Wilkinson, 2002). La plupart des quartiers sont économiquement hétérogènes et, suivant la mesure utilisée, les inégalités sont plus élevées dans 12 à 28 % des quartiers que dans les villes à l'intérieur desquelles ils se trouvent. Bref, si la thèse de Wilkinson et les thèses connexes ne tiennent pas la route au niveau des quartiers, l'absence d'une hétérogénéité économique suffisante ne peut expliquer ce résultat et un quelconque autre mécanisme doit jouer.

---

2. Dans une analyse géographique de données agrégées, on appelle cela souvent des « effets d'échelle ». C'est différent des « effets de zonage », qui se rapportent aux choix relatifs à un ensemble particulier de définitions des limites à une échelle géographique donnée.

Il est important d'être précis au sujet des relations statistiques auxquelles on s'attend implicites dans les affirmations de Wilkinson lorsqu'on les estime à l'aide de données simples plutôt qu'à l'aide de données agrégées. Comme Wagstaff et van Doorslaer (2000) l'ont souligné, Wilkinson et d'autres ont formulé plusieurs affirmations au sujet des mécanismes causals se rattachant aux inégalités par rapport à la santé qui laissent supposer des modèles d'associations statistiques plutôt différents lorsqu'on les estime au niveau des gens.

Pour la variante inégalités de revenu (l'HIR) (Wilkinson, 1996; 1999), ce sont les inégalités *en elles-mêmes* qui ont de l'importance : les milieux plus inégaux ne produiront pas le capital social ou la cohésion sociale qui donne des populations en santé que ces milieux soient riches ou pauvres. Au niveau des gens, cela signifie que la santé sera une fonction positive du revenu personnel, mais *inversement* reliée aux inégalités au niveau des quartiers. Comme nous le montrons plus loin, les inégalités élevées caractérisent les quartiers où sont concentrées des populations défavorisées et également les quartiers où sont concentrées des populations favorisées (à revenu élevé et instruites). Ce fait empirique fournit une possibilité de vérifier l'affirmation selon laquelle ce sont les inégalités de revenu *en elles-mêmes*, plutôt que les conditions matérielles, qui en expliquent les résultats en matière de santé. Si ce sont les inégalités qui en sont responsables, elles devraient toucher les riches comme les pauvres.

La principale contestation de la thèse des inégalités de revenu est la contre-affirmation selon laquelle les effets de ces dernières sont indirects, légèrement modifiés par des écarts entre les niveaux de vie personnels qui sont corrélés avec les inégalités. L'hypothèse du revenu absolu (HRA) laisse entendre que l'association disparaîtra lorsqu'on identifiera et neutralisera correctement les écarts au niveau des gens sur le plan des ressources socioéconomiques. Les deux affirmations peuvent être en même temps vraies, évidemment, mais mènent à des prévisions très différentes au sujet des effets probables de l'accroissement des inégalités. Les inégalités peuvent s'accroître en raison d'augmentations des revenus des riches ou de diminutions des revenus des pauvres, c'est-à-dire du fait de changements à l'intérieur de l'une ou de l'autre queue de la distribution. Pour la thèse de Wilkinson et les thèses connexes, cependant, les écarts de ce genre ne sont pas pertinents. Ce qui a de l'importance, c'est la « distance » économique moyenne entre les gens, indépendamment de la façon dont cette « distance » se produit, et c'est précisément ce que saisissent les mesures valables des inégalités (Cowell, 1995).

À l'opposé, si l'on croit que les résultats en matière de santé des inégalités découlent principalement d'écarts entre les niveaux de vie personnels (l'HRA), on prévoirait des résultats très différents lorsque les inégalités s'accroîtraient parce que les riches s'enrichiraient davantage que quand les inégalités s'accroîtraient parce que les pauvres s'appauvriraient davantage. Suivant l'hypothèse de la diminution des rendements minimes, on prévoirait de petits gains minimes sur le plan de la santé de la population lorsque les riches s'enrichiraient (que les riches seront un peu plus en santé). À l'opposé, lorsque les pauvres s'appauvriraient, on prévoirait des diminutions un peu plus importantes sur le plan de l'état de santé moyen de la population.

L'hypothèse du revenu relatif (l'HRR) (Wilkinson, 1998) mène à un débat connexe, mais assez différent. La question consiste à déterminer si les gens à plus faible revenu tirent des externalités positives (HRR<sup>+</sup>), des externalités négatives (HRR<sup>-</sup>) ou ne tirent pas du tout d'externalité du fait

de partager des milieux avec des familles à revenu plus élevé. *The Truly Disadvantaged*, de William Julius Wilson (1987), a stimulé le débat sociologique sur ce sujet. Selon la thèse de Wilson, toutes choses étant égales par ailleurs, les pauvres tirent des externalités positives du fait de partager des milieux avec des familles plus à l'aise en raison de ressources institutionnelles plus abondantes et/ou « d'effets d'apprentissage ».

Dans leur examen classique du sujet, cependant, Jencks et Mayer (1990) ont défini des raisons théoriques tout aussi plausibles de supposer que le contraire peut être vrai. Prévoyant la thèse de Wilkinson (HRR<sup>-</sup>), ils y ont laissé entendre que les gens moins à l'aise peuvent éprouver des niveaux de stress, d'anxiété et de privation relative plus élevés et se heurter à une concurrence plus marquée pour les rares ressources institutionnelles disponibles (les résultats scolaires, l'accès aux établissements de soins de santé) lorsqu'ils font face à la concurrence de voisins plus instruits et plus à l'aise (voir aussi Deaton, 2003 : 123). Bien qu'il ne soit pas toujours reconnu comme tel (Subramian, Kawachi et Kennedy, 2001), le modèle statistique approprié utilisé pour vérifier cette affirmation à l'intérieur de modèles à plusieurs niveaux à l'aide de données au niveau personnel est un modèle qui mesure l'effet du revenu moyen (ou médian) du milieu neutralisant les écarts sur le plan des ressources socioéconomiques des gens (Wagstaff et van Doorslaer, 2000 : 557). Empiriquement, la thèse de la privation relative (HRR<sup>-</sup>) sous-entend que, en supposant le revenu personnel constant, c'est le *revenu moyen des quartiers* qui sera (non pas les inégalités de revenu qui seront) *inversement* relié(es) à la santé : les résultats en matière de santé pour les gens moins à l'aise seront meilleurs lorsque ces personnes partageront des quartiers avec leurs égaux sur le plan économique que lorsqu'elles vivront à proximité de familles plus à l'aise. La contre-affirmation de Wilson (HRR<sup>+</sup>) prévoit le contraire. Puisque les décideurs/responsables de l'élaboration des politiques exercent une énorme influence sur la composition économique des quartiers au moyen des règlements de zonage et d'autres instruments, les réponses à ces questions peuvent avoir des incidences non négligeables sur la santé publique.

Les preuves documentaires existantes fournissent peu d'éléments étayant la variante négative de l'HRR (voir Brooks-Gunn, Duncan et Aber, 1997; Deaton, 2003; Wagstaff et van Doorslaer, 2000 pour des examens de ces preuves) au niveau des quartiers et la contredisent en majeure partie. Comme Wheaton et Clarke (2003) l'ont souligné, cependant, il n'existe aucune raison inhérente pour laquelle nous devrions nous attendre à ce que les effets personnels et contextuels soient des effets additifs. Il est bien possible que les gens de la classe moyenne et ceux plus à l'aise tirent effectivement des externalités positives du fait d'avoir des voisins favorisés, tandis que les personnes défavorisées ne tirent pas d'externalité, ou même tirent des externalités négatives, du fait d'avoir des voisins plus à l'aise. Si elle existe, une telle interaction laisse entendre que les conclusions précédentes reposent sur une erreur de spécification de l'association entre les résultats en matière de santé et le contexte social dans lequel vivent les gens.

Même si ce n'est pas là le thème principal de notre analyse, nous concluons avec des spécifications de modèles englobant des mesures des inégalités de revenu, de la ségrégation économique et du revenu médian au *niveau des villes* en partie pour clarifier la différence entre les mesures au niveau urbain et au niveau des secteurs de recensement des caractéristiques des « quartiers » et pour neutraliser les écarts au niveau des villes à l'intérieur de nos estimations des

effets de quartier. Nous ne prévoyons pas, si nous nous fondons sur une recherche précédente consacrée aux villes canadiennes (Ross et coll., 2000), trouver d'association significative entre l'état de santé et les indicateurs au *niveau des villes* des inégalités de revenu, un point sur lequel nous revenons ci-dessous.

## ***2. Données, mesures et techniques d'analyse***

### ***2.1 Données***

La présente analyse est fondée sur des données transversales relatives aux ménages découlant de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de 1996-1997 de Statistique Canada et du fichier de microdonnées-échantillon (20 %) du Recensement de 1996. Quatre-vingt-un mille huit cent quatre personnes (81 804) ont répondu aux questions destinées à obtenir des renseignements approfondis sur la santé. Notre rapport d'étude repose sur 34 613 répondants à l'ENSP de 12 ans ou plus qui résidaient dans l'une des 25 RMR du Canada délimitées autour de régions urbaines (*d'un noyau urbanisé*) d'au moins 100 000 habitants. Dans notre analyse, le secteur de recensement représente l'unité de quartier de base<sup>3</sup>. Nous avons exclu 13 secteurs de recensement dont la population totale était inférieure à 500 habitants pour nous assurer d'estimer de façon fiable les caractéristiques des quartiers. Notre échantillon final incluait donc 34 592 personnes qui vivaient dans 3 044 secteurs de recensement.

Nous avons calculé directement le revenu, les inégalités de revenu et d'autres caractéristiques agrégées au niveau des quartiers et des villes à partir du fichier de microdonnées du Recensement de 1996, ce qui nous a permis d'apporter des corrections et d'établir des mesures des inégalités au niveau des quartiers et des mesures connexes non disponibles à la plupart des chercheurs. Nous avons ensuite apparié ces attributs des quartiers aux enregistrements de chaque répondant à l'ENSP.

### ***2.2 Mesures***

**État de santé :** Le résultat en matière de santé utilisé dans la présente analyse est l'état de santé autoévalué. L'état de santé autoévalué est l'état de santé général d'une personne, tel que l'évalue cette personne. Beaucoup d'études américaines et européennes ont montré que l'état de santé autoévalué constitue un important prédicteur du début d'une incapacité et de la mortalité, indépendamment d'autres problèmes médicaux et états psychosociaux (Idler et Benyamini, 1997; Ferraro, Farmer et Wybraniec, 1997). On a demandé aux répondants : « 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 un état de santé autoévalué correspondant à ce qu'il y a de mieux sur ce plan. Dans nos analyses pluridimensionnelles, nous avons examiné la sensibilité de nos résultats au fait de traiter la mesure de l'état de santé autoévalué comme une variable

---

3. Les secteurs de recensement ont des attributs soigneusement étudiés, fournissent un large éventail de renseignements démographiques et socioéconomiques et permettent des comparaisons statistiques au niveau national et sur le plan historique. Des études ont montré que les variables contextuelles calculées à partir de secteurs de recensement et de quartiers « naturels » ont des effets similaires sur la santé (Ross, Tremblay et Graham, 2003).

ordinaire, continue et nominale (voir les détails plus loin dans la section sur les *Techniques d'analyse*).

**Mesures des inégalités :** Même si certains rapports d'étude laissent entendre que le choix des mesures des inégalités ne modifie pas l'association entre les inégalités et la santé (Kawachi et Kennedy, 1997), d'autres signalent que les mesures reflétant la dispersion des revenus entre des strates économiques particulières ont de l'importance (Daly, Duncan, Kaplan et Lynch, 1998; Weich, Lewis et Jenkins, 2002). Dans le présent rapport d'étude, nous utilisons six mesures des inégalités de revenu qui satisfont aux critères normaux relatifs aux mesures valides des inégalités (Cowell, 1995). Contrairement à ce qui a été ou est fait dans la majorité des rapports d'étude, nous estimons directement dans le présent document des valeurs-indices pour les secteurs de recensement et les villes (les RMR) au moyen des microdonnées de recensement sous-jacentes après avoir corrigé le revenu des familles économiques à l'aide d'une échelle d'équivalences<sup>4</sup> et après avoir attribué aux gens les revenus équivalents (voir Deaton, 2003 : 135 et 136).

Dans les six indices, l'écart logarithmique moyen ( $I_0$ )<sup>5</sup>, l'indice de Theil ( $I_1$ )<sup>6</sup> et le coefficient de variation (CV) au carré ( $I_2$ )<sup>7</sup> font tous partie de la classe Entropie généralisée  $GE(\alpha)$ . La mesure  $I_0$ ,  $I_1$ ,  $I_2$  correspond à  $\alpha=0$ , 1, et 2. Nous incluons aussi l'indice de Gini ( $Gi$ )<sup>8</sup>, la part médiane ( $MS$ )<sup>9</sup> et le  $CV^{10}$ . Les divers indices sont sensibles aux transferts à différents niveaux de revenu. L'écart logarithmique moyen et l'indice de Theil sont sensibles aux transferts à l'extrémité inférieure de la distribution des revenus. L'indice de Gini et la part médiane sont sensibles aux

---

4. L'échelle d'équivalences servant à corriger la taille d'une famille attribue une pondération de 1 à la première personne et de 0,4 à chaque personne additionnelle.

5.  $I_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{\bar{y}}{y_i}$ , formule dans laquelle n est le nombre de gens,  $y_i$  est le revenu personnel et  $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum y_i$ .

6.  $I_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\bar{y}} \log \frac{y_i}{\bar{y}}$ .

7. Voir la note en bas de page 9 pour le calcul du coefficient de variation.

8. *Indice de Gini* =  $\frac{1}{2n^2 \bar{y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|$ .

9. Nous définissons ici la mesure de la MS comme étant la proportion du revenu total des 50 % de familles les plus à l'aise à l'intérieur d'une région géographique. Plus la valeur de la mesure est élevée, plus le niveau des inégalités est élevé également. Cette mesure a simplement une direction opposée à celle utilisée par Kaplan et d'autres (1996) (appelons-la la LMS). Nous définissons la LMS comme étant la proportion du revenu total des 50 % de familles les moins à l'aise à l'intérieur d'une région géographique.  $MS = 1-LMS$ .

10.  $CV = \frac{1}{\bar{y}} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right]^{1/2}$ .

transferts au milieu de la distribution, tandis que le coefficient de variation et le CV au carré sont plus sensibles aux transferts chez les salariés à revenu élevé (Allison, 1978).

L'un des attributs désirables des mesures de la  $GE(\alpha)$  est la possibilité de ventiler les inégalités au niveau des villes ( $I_T$ ) en composantes entre les quartiers et à l'intérieur des quartiers :  $I_T = I_B + I_W$  (Jenkins, 1995), formule dans laquelle  $I_W$  est la moyenne des inégalités au niveau des quartiers pondérée par la part de la population de la ville que représente chaque quartier. Le ratio  $I_B / I_T$ —la part des inégalités totales que représentent les inégalités entre les quartiers—est souvent perçue comme un indice du niveau de « ségrégation » économique, qu'il ne faudrait cependant pas confondre avec les indices traditionnels de la ségrégation comme l'indice de dissimilitude, qui mesure un concept assez différent<sup>11</sup>. L'indice de classement des quartiers de Jargowsky (1996) est simplement un cas particulier de  $I_B / I_T$  qu'on peut calculer à l'aide de diverses mesures décomposables des inégalités. Pour deux villes dont l' $I_T$  a la même valeur, une valeur plus élevée dans le cas d' $I_W$  indique une moins grande ségrégation économique au niveau urbain. On a déjà utilisé des mesures décomposables des inégalités de ce genre dans le cadre d'une recherche antérieure (Lobmayer et Wilkinson, 2002) pour examiner les effets des inégalités au niveau des villes sur les résultats en découlant en matière de santé. Noter, cependant, que comme  $I_T$ ,  $I_B$ ,  $I_W$  et la ségrégation ( $I_B / I_T$ ) sont des attributs au niveau des villes, non pas au niveau des quartiers.

Pour chacune des six mesures des inégalités ici illustrées, des valeurs plus élevées indiquent des inégalités plus marquées. Dans nos analyses pluridimensionnelles, nous calculons chacune des six mesures des inégalités au niveau des quartiers et nous regroupons ces derniers en cinq quintiles fondés sur le niveau des inégalités à l'intérieur de chaque quartier : (Q1) quartiers à faibles inégalités; (Q2) quartiers à faibles inégalités—inégalités moyennes; (Q3) quartiers à inégalités moyennes; (Q4) quartiers à inégalités moyennes—supérieures; et (Q5) quartiers à inégalités élevées. Nous estimons les coefficients des inégalités au niveau des quartiers à l'aide de variables fictives, les quartiers à faibles inégalités nous servant de catégorie de référence pour saisir les non-linéarités possibles à l'intérieur de la relation entre les inégalités de revenu et la santé.

**Conditions économiques au niveau des quartiers :** Nous calculons le *revenu médian au niveau des quartiers* pour tous les gens d'un secteur de recensement en nous fondant sur le revenu familial équivalent, c'est-à-dire après avoir effectué des corrections pour tenir compte des économies d'échelle reliées à la taille d'une famille (voir la note en bas de page 5 ci-dessus).

**Autres variables de quartier :** Nous sélectionnons, afin d'examiner les corrélats des inégalités de revenu au niveau des quartiers qui pourraient représenter ou légèrement modifier la relation entre les inégalités au niveau des quartiers et la santé, cinq autres caractéristiques des quartiers : le niveau de scolarité, l'âge, le type de famille, l'immigration et la race. Nous mesurons, pour

---

11. Suivant les mesures traditionnelles de la ségrégation économique comme l'indice de dissimilitude, on commence par attribuer aux gens des tranches de revenu fixes (on répartit les gens dans un « espace de revenus »), tandis que suivant les mesures des inégalités on répartit le revenu dans un « espace de gens » (la part du revenu allant à un pourcentage fixe de la population). Dans les rapports d'étude sur les inégalités, on appelle ces deux méthodes les mesures « de la polarisation » et « des inégalités », respectivement, qui peuvent au fil du temps s'orienter dans des directions opposées (voir Wolfson, 1997).

chacune de ces caractéristiques, la fréquence d'une catégorie particulière. Nous choisissons le pourcentage d'adultes (les 15 ans et plus) possédant un grade universitaire, d'aînés (les 65 ans et plus), de familles monoparentales, d'immigrants récents (vivant au Canada depuis 10 ans ou moins) et de non-Blancs.

**Variables de contrôle au niveau des gens :** Le revenu de la famille mesuré en fonction d'une mesure à cinq catégories fournie par les données d'enquête et fondée sur une mesure du niveau de revenu ajusté pour tenir compte de la taille du ménage (voir le tableau 1). Les trois catégories inférieures (revenus très faible, faible et inférieur–moyen) saisissent la moitié inférieure de la distribution des revenus et les deux catégories supérieures (revenus moyen–supérieur et élevé), la moitié supérieure. Nous avons créé cinq variables fictives et utilisé la catégorie « revenu élevé » comme groupe de référence. Puisqu'un pourcentage élevé de répondants n'ont pas déclaré leur revenu, nous avons créé une autre variable dichotomique (revenu manquant = 1, autres = 0) pour les intégrer aux analyses.

Les autres variables que nous avons incluses à des fins d'analyse sont l'âge et le sexe, le niveau de scolarité, le statut d'immigrant et le statut de membre d'une minorité raciale. Ces variables sont souvent associées au revenu personnel. Le fait de les inclure à l'intérieur du modèle peut permettre dans une grande mesure de saisir l'effet d'un revenu permanent ou d'une possibilité de revenu, parce le revenu courant n'est souvent pas un indicateur fiable du bien-être économique.

Tableau 1 : Statistiques descriptives pour les variables au niveau des gens

Variable	Taille de l'échantillon	Distribution de fréquences ou moyenne pondérée (écart-type)
<b>État de santé général</b>		
Mauvais	922	2.10 %
Passable	2,654	6.80 %
Bon	8,988	26.70 %
Très bon	13,289	38.30 %
Excellent	8,739	26.10 %
<b>Âge</b>	34,592	41,3(18,2)
<b>Sexe</b>		
Hommes	16,182	49.20 %
Femmes	18,410	50.90 %
<b>Statut d'immigrant</b>		
Immigrants	8,062	25.30 %
Non-immigrants	26,530	74.70 %
<b>Statut de membre d'une minorité visible</b>		
Non-Blancs	3,631	14.20 %
Blancs	30,961	85.80 %
<b>Niveau de scolarité</b>		
< qu'un dipl. d'études sec.	8,727	27.10 %
Diplôme d'études sec.	5,837	15.80 %
Études postsec. partielles	13,857	39.60 %
Études universitaires	6,171	17.60 %
<b>État du revenu*</b>		
Très faible	1,315	3.80 %
Faible	2,742	8.40 %
Inférieur-moyen	7,116	22.30 %
Moyen-supérieur	10,615	32.70 %
Élevé	4,962	15.00 %
Revenu non déclaré	7,842	17.80 %

Note : Voir le tableau 1 de l'annexe 1 pour les définitions des tranches de revenu.

L'âge est une variable continue, codée suivant les années, qui allaient de 12 à 99. Le sexe était codé comme suit : femmes = 1, hommes = 0. Le statut d'immigrant quant à lui était codé comme suit : immigrants = 1, non-immigrants = 0. Nous avons codé la race à l'aide de l'indicateur de Statistique Canada du « statut de membre d'une minorité visible » et attribué des valeurs de 1 pour les non-Blancs, non-Autochtones et de 0 autrement.

Nous avons codé le niveau de scolarité suivant quatre catégories : moins qu'un diplôme d'études secondaires (la catégorie de référence), diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles et études universitaires complétées.

### 2.3 Techniques d'analyse

Nous prévoyons dans nos analyses des résultats en matière de santé tant suivant des variables au niveau des gens que suivant des variables au niveau des quartiers. Parce que nous attribuons à tous les gens du même quartier une valeur identique à l'intérieur des variables de quartier, les observations réalisées à partir du même quartier posent un problème d'indépendance (ou de manque d'indépendance). Pour régler ce problème, nous utilisons des modèles linéaires

hiérarchiques (HLM, pour hierarchical linear models) et la version 5 du programme des HLM (Bryk et Raudenbush, 1992; Raudenbush, Bryk et Cheong, 2000).

Puisque l'état de santé auto-déclaré est une mesure au niveau ordinal, le modèle logit ordonné fondé sur les probabilités de distribution cumulative des catégories de réponses est la méthode d'estimation appropriée. Malheureusement, si la version actuelle du programme des HLM peut intégrer des pondérations démographiques pour des modèles à plusieurs niveaux englobant une variable dépendante continue, cela est impossible avec les modèles logit ordonnés. Pour déterminer l'effet d'autres techniques d'estimation, nous avons premièrement établi que les modèles logit ordonnés à plusieurs niveaux *non pondérés* produisaient les mêmes résultats que ceux produits par les modèles à plusieurs niveaux *non pondérés* dans lesquels l'état de santé est traité comme une mesure continue tant sur le plan de l'importance des variables que sur celui de la direction de leurs effets. Nous avons, deuxièmement, comparé des résultats pondérés et non pondérés à la santé mesurée comme une variable continue et nous avons conclu que les estimations *non pondérées* biaisaient nos constatations au profit de nos principales conclusions. Puisque les estimations non pondérées produisaient de plus petites erreurs-types que celles produites par les modèles à plusieurs niveaux pondérés, nous étions beaucoup plus susceptibles d'obtenir des coefficients statistiquement significatifs avec les premiers qu'avec les derniers. Les trois ensembles d'estimations mènent, cependant, aux mêmes conclusions qualitatives.

Nous avons aussi étudié à fond deux moyens de créer une variable dichotomique pour l'état de santé auto-évalué. Dans le premier cas, nous avons comparé un « mauvais état de santé » (passable ou mauvais) à un « bon » état de santé (excellent, très bon, bon). Dans le second cas, nous avons comparé les gens « en santé » (excellent ou très bon état de santé) aux autres (bon état de santé, état de santé passable ou mauvais état de santé). La comparaison entre les gens « en santé » et les autres et la mesure continue de l'état de santé donnent les mêmes résultats pour ce qui est de l'importance des associations entre la variable de résultat et les variables explicatives de quartier. La comparaison entre « mauvais » et « bon » produisait souvent des résultats non significatifs en grande partie parce qu'elle supprimait la plus grande part de la variance mesurée à l'intérieur de l'état de santé auto-évalué. Moins de 10 % des répondants ont déclaré un mauvais état de santé ou un état de santé passable (2,1 % et 6,8 %, respectivement), tandis que plus de 50 % ont déclaré un très bon état de santé ou un excellent état de santé (38,3 % et 26,1 %, respectivement également).

Nous ne présentons ici que des résultats de modèles à plusieurs niveaux pondérés dans lesquels on traite l'état de santé auto-évalué comme une variable continue, même si les résultats fondés sur les résultats ordinaux et nominaux seront mis à la disposition des intéressés sur demande. Nous pourrions aussi, avec une variable dépendante continue, effectuer une analyse de la variance et une analyse de la covariance pour ventiler la variance à l'intérieur de la variable dépendante en composantes entre les quartiers et à l'intérieur des quartiers, ce qui nous permettrait d'estimer la proportion de la variance à l'intérieur du résultat que les variables de quartier peuvent expliquer.

La présentation de nos constatations est structurée comme suit. Nous utilisons, premièrement, un modèle moyenne comme résultat (le modèle 1) pour établir par régression la moyenne au niveau des quartiers du résultat en matière de santé à partir des inégalités de revenu au niveau des

quartiers. Ce modèle équivaut à estimer la corrélation simple (« écologique ») entre l'état de santé autoévalué moyen dans un quartier et les inégalités au niveau du quartier.

Le modèle 2 ajoute le revenu familial des gens et d'autres variables au niveau personnel au modèle 1. Les résultats indiquent si les inégalités de revenu au niveau des quartiers ont un effet unique sur la santé des gens qui s'ajoute à l'effet du revenu mesuré au niveau personnel. La question ici consiste à déterminer si l'association entre les inégalités de revenu et la santé peut vraiment refléter les écarts au niveau des quartiers sur le plan de la composition des tranches de revenu comme l'HRA le laisse entendre.

Le modèle 3 ajoute le revenu médian au niveau des quartiers au modèle 2 pour évaluer l'HRR et pour déterminer si l'association entre l'état de santé et les inégalités aux niveaux des quartiers est indépendante de l'effet du niveau de revenu des quartiers.

Dans le modèle 4, nous déterminons si d'autres caractéristiques d'un quartier peuvent expliquer davantage l'association entre la santé et les inégalités de revenu au niveau du quartier. Pour éviter des problèmes de multicollinéarité, nous vérifions les caractéristiques choisies d'un quartier une à la fois et ne signalons les résultats que si l'inclusion d'une des caractéristiques modifie l'effet des inégalités de revenu au niveau des quartiers.

Dans le modèle 5, nous vérifions si l'effet des inégalités de revenu au niveau des quartiers et du niveau de revenu absolu diffère entre les tranches de revenu. Plus précisément, nous vérifions si les gens des tranches de revenu inférieures sont plus exposés que les gens à revenu plus élevé aux effets des conditions économiques régnant dans un quartier.

Enfin, nous ajoutons des mesures de la ségrégation économique et des inégalités de revenu au niveau des villes au modèle 4 pour déterminer si les inégalités mesurées à un niveau géographique plus élevé ont un effet indépendant sur la santé des gens après avoir neutralisé les inégalités de revenu au niveau des quartiers et les caractéristiques au niveau personnel. Nous signalons nos résultats découlant de l'ajout d'effets d'un ordre plus élevé, au niveau des villes, pour les inégalités au niveau urbain ( $I_T$ ), la ségrégation économique au niveau des villes ( $I_b/I_T$ ), la composante à l'intérieur d'un quartier ( $I_w$ ), la composante entre les quartiers ( $I_b$ ) et le revenu urbain médian. Puisque l'indice de Gini au niveau des villes, la part médiane et le coefficient de variation ne peuvent être ventilés en composantes entre les quartiers et à l'intérieur d'un quartier, nous utilisons deux composantes de l'indice Theil pour les estimations au niveau des villes qui incluent des valeurs au niveau des quartiers pour l'indice de Gini et la part médiane comme mesure des inégalités et deux composantes du CV au carré pour le modèle faisant appel au coefficient de variation comme mesure des inégalités au niveau des quartiers.

La nature de notre plan exclut clairement la possibilité de formuler de solides affirmations au sujet de la causalité (Kawachi et Berkman, 2003). Le problème le plus évident, c'est que les influences entre le revenu et la santé s'exercent dans les deux directions et que notre plan transversal n'offre pas de solution à ce problème. Le deuxième problème est le biais de sélection. Les gens ont des choix limités en ce qui concerne leur pays de résidence du fait des obstacles à l'immigration, mais peuvent choisir et choisissent effectivement tant des villes que des quartiers en fonction de leur état

de santé. Troisièmement, bien que les rapports de recherche renferment peu de preuves s'y rattachant, nous ne pouvons exclure la possibilité que des écarts au niveau des gens comme des écarts de revenu ne soient pas eux-mêmes un « effet » du contexte d'un quartier. Finalement, les résultats actuels en matière de santé peuvent bien être le produit de contextes sociaux antérieurs (Wheaton et Clarke, 2003) que des estimations ponctuelles relatives aux gens mobiles géographiquement ne saisiront pas. On devrait, par conséquent, toujours lire le terme effet ou effets que nous utilisons comme s'il était sous-entendu qu'il est entre guillemets.

### **3. Résultats**

#### **3.1 La corrélation agrégée (« écologique ») entre les inégalités de revenu au niveau des quartiers et la santé**

Au Canada, comme ailleurs, il a été prouvé que la santé des gens s'améliore à mesure que le revenu augmente, mais à un taux décroissant (« les rendements minimes diminuant ») à mesure que le revenu s'accroît (Wolfson et coll., 1993). Il est peut-être surprenant, par conséquent, qu'une recherche antérieure (Ross et coll., 2000) n'ait pas révélé l'« artéfact statistique » auquel on s'attend (Gravelle, 1998) —une association négative entre les inégalités de revenu et leurs résultats en matière de santé en moyenne—quand on le mesure au niveau agrégé à l'aide de RMR (voir également la section 5 ci-dessous). Comme le montre le tableau 2, cependant, nous constatons l'association négative à laquelle on s'attend entre les inégalités et l'état de santé autoévalué au niveau des quartiers.

Bref, contrairement aux constatations des chercheurs américains, les résultats obtenus par les chercheurs canadiens montrent une association (« écologique ») plus *solide* entre les inégalités et la santé aux niveaux inférieurs (les quartiers) qu'aux niveaux supérieurs d'agrégation (les villes). Nous nous doutons que les raisons de ces écarts sont reliées au nombre d'observations (il y a peu de villes au Canada, mais beaucoup de quartiers), aux niveaux inférieurs d'agrégation et à la gamme restreinte de variations des inégalités au niveau des villes au Canada comparativement aux États-Unis (Ross et coll., 2000), ainsi qu'à la plus grande variation des inégalités au niveau des quartiers qu'au niveau urbain.

Les six mesures des inégalités de revenu<sup>12</sup> sont similaires en ce sens qu'elles sont toutes associées à un degré important à la santé des gens et orientées dans la même direction, mais diffèrent pour ce qui est des plans où les écarts se situent et de la force de l'association. En général, les coefficients montrent une courbe en U peu prononcée et que les niveaux de santé commencent par diminuer, puis augmentent à mesure que les inégalités au niveau des quartiers s'accroissent. Pour l'indice de Theil, l'indice de Gini et la part médiane, le point d'inflexion est la catégorie moyenne-supérieure, tandis que pour l'écart logarithmique moyen et le CV au carré, l'inflexion se produit au milieu de la distribution des inégalités au niveau des quartiers. Comme nous le verrons plus loin, cette courbe en U découle du fait que des inégalités élevées sont caractéristiques tant des quartiers les plus favorisés que des quartiers les moins favorisés, c'est-à-

---

12. Nous ne présentons pas dans le tableau 2 et les tableaux subséquents le résultat pour le CV, parce que les résultats pour ce dernier et pour le coefficient de variation au carré sont identiques.

dire est le résultat d'écart compositionnels entre des quartiers caractérisés par des inégalités de niveaux plus élevés et moins élevés.

**Tableau 2. Modèles linéaires hiérarchiques pour l'autoévaluation des gens de leur état de santé et les inégalités au niveau**

	Écart logarithmique		Indice de Theil		Indice de Gini		Part médiane		CV au carré	
	B	ET	B	ET	B	ET	B	ET	B	ET
Coordonnée à l'origine	3,843 ***	0,020	3,834 ***	0,020	3,840 ***	0,017	3,852 ***	0,017	3,832 ***	0,017
<b>Inégalités de revenu au niveau des quartiers</b>										
Inférieur-moyen	-0,036	0,024	-0,031	0,025	-0,038	0,025	-0,023	0,023	-0,060 *	0,026
Moyen	-0,089 **	0,026	-0,082 **	0,026	-0,072 **	0,026	-0,100 ***	0,027	-0,090 **	0,026
Moyen-supérieur	-0,066 *	0,028	-0,097 **	0,027	-0,099 ***	0,027	-0,116 ***	0,027	-0,059 *	0,027
Le plus élevé	-0,071 *	0,027	-0,006	0,028	-0,039	0,029	-0,069 *	0,029	0,006	0,027
Variance au niveau des quartiers expliquée	0,45 %		0,99 %		0,67 %		1,27 %		0,61 %	

Note : \* significatif à  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ .

Pour ce qui est de la force de l'association, la part médiane explique 1,3 % de la variance au niveau des *quartiers* (c'est-à-dire la composante entre quartiers de la variance totale) à l'intérieur des résultats, environ deux fois la variance qu'expliquent l'écart logarithmique moyen, le CV au carré et l'indice de Gini respectivement. Par conséquent, même si elle est statistiquement significative, l'association entre les inégalités de revenu au niveau des quartiers et la santé est assez faible. Puisque la variance entre les quartiers représente environ 15 % de la variance totale à l'intérieur des résultats, les inégalités au niveau des quartiers mesurées par la part médiane n'expliquent qu'environ 0,2 % ( $1,27 \% * 15 \%$ ) de la variance totale à l'intérieur des résultats. L'« effet » des inégalités de revenu au niveau des quartiers mesuré par les coefficients est également peu marqué. L'écart le plus important se situe entre les quartiers où les inégalités sont moyennes-supérieures et ceux où les inégalités sont les plus faibles lorsqu'on utilise la part médiane comme mesure des inégalités. Cet écart est de 0,116, environ le dixième de l'écart-type des résultats.

### 3.2 L'effet des inégalités au niveau des quartiers après correction pour tenir compte des caractéristiques des gens

Après avoir neutralisé les caractéristiques socioéconomiques au niveau des gens, l'association entre les inégalités de revenu au niveau des quartiers et leurs résultats en matière de santé n'est pas statistiquement significative (voir le tableau 3). Ce résultat laisse entendre que l'effet négatif observé sur la santé des inégalités de revenu au niveau des quartiers à l'intérieur du tableau 2 peut être attribué aux écarts au niveau des quartiers sur le plan de la composition des gens ayant des revenus familiaux différents et d'autres caractéristiques socioéconomiques. Les cotes d'état de santé autoévalué des gens de la tranche de revenu la plus faible sont d'environ un demi-point inférieures aux cotes sur ce même plan des gens de la tranche de revenu la plus élevée. L'écart sur le plan de l'état de santé entre les gens ayant fait des études universitaires et ceux ayant moins qu'un diplôme d'études secondaires se rapproche de l'écart entre les gens de la tranche de revenu la plus élevée et les gens de la tranche de revenu la plus faible. Les femmes ont tendance à coter leur état de santé à un faible niveau plus que le font les hommes et les personnes âgées ont tendance à coter leur état de santé à un faible niveau également plus que le font les jeunes. Le statut d'immigrant et le statut de membre d'une minorité visible ne sont généralement pas associés à un degré significatif à l'état de santé autoévalué d'une personne.

**Tableau 3. Modèles linéaires hiérarchiques pour l'autoévaluation des gens de leur état de santé et les inégalités au niveau des quartiers neutralisant les variables au niveau personnel**

	Écart logarithmique		Indice de Theil		Indice de Gini		Part médiane		CV au carré	
	B	ET	B	ET	B	ET	B	ET	B	ET
Coordonnée à l'origine	3,789 ***	0,016	3,779 ***	0,016	3,781 ***	0,016	3,803 ***	0,020	3,780 ***	0,016
<b>Variables au niveau des gens</b>										
Âge	-0,013 ***	0,001	-0,013 ***	0,001	-0,013 ***	0,001	-0,013 ***	0,001	-0,013 ***	0,001
Femmes	-0,044 **	0,017	-0,045 **	0,017	-0,045 **	0,017	-0,049 *	0,019	-0,045 **	0,017
Immigrants	-0,025	0,024	-0,026	0,024	-0,026	0,024	-0,034	0,027	-0,026	0,024
Non-Blancs	-0,057	0,030	-0,057	0,030	-0,057	0,030	-0,073 *	0,033	-0,057	0,030
<b>Niveau de scolarité</b>										
Diplôme d'études sec.	0,231 ***	0,027	0,231 ***	0,027	0,231 ***	0,027	0,211 ***	0,029	0,231 ***	0,027
Études postsec. part.	0,256 ***	0,024	0,256 ***	0,024	0,257 ***	0,024	0,249 ***	0,026	0,256 ***	0,024
Grade universitaire	0,407 ***	0,027	0,405 ***	0,027	0,406 ***	0,027	0,425 ***	0,031	0,404 ***	0,027
<b>Revenu familial</b>										
Très faible	-0,476 ***	0,061	-0,478 ***	0,061	-0,478 ***	0,061	-0,477 ***	0,066	-0,478 ***	0,061
Faible	-0,411 ***	0,045	-0,411 ***	0,045	-0,411 ***	0,045	-0,400 ***	0,048	-0,411 ***	0,045
Inférieur-moyen	-0,204 ***	0,030	-0,203 ***	0,030	-0,203 ***	0,030	-0,207 ***	0,032	-0,203 ***	0,030
Moyen-supérieur	-0,109 ***	0,027	-0,108 ***	0,027	-0,109 ***	0,027	-0,123 ***	0,030	-0,108 ***	0,028
Revenu manquant	-0,139 ***	0,029	-0,138 ***	0,029	-0,139 ***	0,029	-0,163 ***	0,032	-0,138 ***	0,029
<b>Inégalités de revenu au niveau des quartiers</b>										
Inférieur-moyen	-0,001	0,022	0,007	0,023	0,005	0,023	0,017	0,021	-0,019	0,024
Moyen	-0,024	0,025	-0,014	0,024	-0,003	0,024	-0,035	0,025	-0,020	0,024
Moyen-supérieur	-0,007	0,026	-0,019	0,025	-0,021	0,025	-0,031	0,025	0,007	0,026
Le plus élevé	-0,001	0,026	0,045	0,026	0,028	0,027	0,003	0,027	0,043	0,024

Note : \*significatif à  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ .

### 3.3 L'effet des inégalités au niveau des quartiers par rapport à l'effet du niveau de revenu des quartiers

Nous n'avons pas jusqu'ici inclus le niveau de revenu des quartiers dans nos modèles de régression. C'est une omission importante, puisque le caractère positif ou négatif (le signe) et l'importance de ce coefficient se rattachent à trois affirmations distinctes. Premièrement, l'hypothèse du revenu relatif (de la comparaison sociale) prévoit que, si l'on neutralise le revenu personnel, la santé des gens sera inversement reliée au revenu au niveau des quartiers. Si l'on ne trouve pas une telle association c'est peut-être, comme l'affirme Wilkinson, parce que l'hétérogénéité est insuffisante au niveau des quartiers pour que les comparaisons sociales pertinentes soient saillantes. Si c'était le cas, cependant, l'association entre le niveau de revenu des quartiers et la santé disparaîtrait une fois que nous neutraliserions le revenu personnel. L'homogénéité économique au niveau des quartiers n'est pas la seule raison pour laquelle on pourrait prévoir l'absence d'association entre la santé et le revenu au niveau des quartiers, mais ce résultat est compatible avec une telle affirmation. Enfin, les affirmations de Wilson (1987), et connexes, au sujet des externalités positives que les gens tirent du fait de partager des quartiers avec des personnes plus à l'aise nous amènent à nous attendre à un coefficient positif.

**Tableau 4. Modèles linéaires hiérarchiques pour l'autoévaluation des gens de leur état de santé et les inégalités au niveau des quartiers neutralisant les variables au niveau personnel et le revenu médian des quartiers**

	Écart logarithmique		Indice de Theil		Indice de Gini		Part médiane		CV au carré	
	B	ET	B	ET	B	ET	B	ET	B	ET
Coordonnée à l'origine	3,678 ***	0,030	3,679 ***	0,030	3,679 ***	0,031	3,684 ***	0,031	3,757 ***	0,016
<b>Inégalités de revenu au niveau des quartiers</b>										
Inférieur-moyen	0,025	0,022	0,035	0,023	0,034	0,023	0,048 *	0,022	0,006	0,024
Moyen	0,016	0,025	0,026	0,025	0,038	0,025	0,008	0,026	0,015	0,025
Moyen-supérieur	0,047	0,027	0,026	0,026	0,030	0,026	0,024	0,026	0,041	0,026
Le plus élevé	0,057 *	0,027	0,076 **	0,026	0,071 *	0,027	0,057 *	0,028	0,052 *	0,024
<b>Revenu médian au niveau des quartiers</b>										
Inférieur-moyen	0,033	0,029	0,032	0,029	0,033	0,029	0,031	0,030	0,032	0,029
Moyen	0,058	0,031	0,054	0,031	0,057	0,031	0,051	0,032	0,054	0,031
Moyen-supérieur	0,099 **	0,031	0,093 **	0,030	0,097 **	0,031	0,091 **	0,032	0,089 **	0,030
Le plus élevé	0,177 ***	0,029	0,167 ***	0,029	0,172 ***	0,029	0,170 ***	0,030	0,161 ***	0,029

Note : \* significatif à  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ .

Note : Nous incluons les variables au niveau des gens dans chaque modèle, mais nous ne les présentons pas ici.

Les résultats de modèles qui neutralisent les caractéristiques au niveau des gens et qui incluent tant le revenu médian au niveau des quartiers que les inégalités de revenu au niveau des quartiers sont illustrés à l'intérieur du tableau 4. Il existe une association indépendante et positive entre le niveau de revenu des quartiers et la santé des gens qui s'ajoute aux effets des caractéristiques des gens. Les gens vivant dans des quartiers aux niveaux de revenu moyen-supérieur et élevé cotent leur état de santé à un niveau sensiblement plus élevé. Les cotes d'état de santé autoévalué des gens vivant dans des quartiers à revenu élevé sont en moyenne d'environ 0,17, ou d'à peu près 5 % supérieures à celles sur ce plan des gens vivant dans des quartiers au revenu médian le plus

faible. Par conséquent, si les gains ne sont évidents que pour les gens vivant dans des quartiers à revenu moyen–supérieur et à revenu plus élevé (l’association avec le revenu au niveau des quartiers est exponentielle), nous ne pouvons rejeter l’hypothèse de Wilson (1987) selon laquelle les gens tirent des externalités positives du fait de partager des quartiers avec des familles plus à l’aise. Il convient de noter que les régressions non pondérées découlant du modèle logit ordonné et de modèles englobant l’état de santé mesuré comme étant une variable continue ont produit des coefficients significatifs pour les quartiers à revenu inférieur–moyen et à revenu moyen et un modèle d’association linéaire, plutôt qu’exponentiel.

Paradoxalement, une fois que nous neutralisons le revenu au niveau des quartiers, les inégalités à ce niveau indiquent une association positive significative, bien qu’elle ne soit pas forte, avec la santé des gens. Les gens vivant dans des quartiers où les inégalités de revenu sont les plus élevées ont tendance à coter leur état de santé à un bon niveau plus que les gens vivant dans des quartiers où les inégalités de revenu sont les plus faibles, un résultat constamment donné par les différentes mesures des inégalités. Pourquoi en est-il ainsi?

### ***3.4 L’effet d’autres caractéristiques des quartiers***

Pour comprendre aussi bien la corrélation agrégée en forme de U entre les inégalités au niveau des quartiers et l’état de santé moyen à ce niveau (voir le tableau 2) et le changement de signe de l’association (de négative à positive) une fois que nous neutralisons le revenu médian au niveau des quartiers (voir le tableau 4), il vaut la peine d’examiner les corrélats des inégalités au niveau des quartiers : Quelles sortes de quartiers les inégalités de revenu d’un niveau élevé et d’un faible niveau caractérisent-elles?

Nous répondons à cette question en examinant les corrélations entre les six mesures des inégalités de revenu et le revenu médian au niveau des quartiers et la proportion de gens aux extrémités inférieure et supérieure de la répartition des revenus (voir Annexe 2 : Autres mesures des inégalités et leurs corrélats, pour obtenir des détails). Nous définissons le taux de faible revenu comme étant la proportion de familles du quartier dont le revenu est inférieur à la moitié du revenu médian au niveau de la ville et le taux de revenu élevé comme étant la proportion de familles du quartier dont le revenu est deux fois supérieur au revenu médian au niveau de la ville. La part médiane, l’écart logarithmique moyen et l’indice de Gini sont modérément associés au revenu médian au niveau du quartier. (Le  $r$  de Pearson varie de - 0,26 à - 0,36.) En comparaison, la corrélation entre l’indice de Theil, le CV et le coefficient de variation au carré avec le revenu médian au niveau du quartier est très faible ( $r$  : - 0,11 à 0,04).

Ces associations variant de modérées à faibles découlent du fait que l’association entre les inégalités au niveau du quartier et le revenu à ce niveau tend à revêtir une forme en U : des inégalités plus élevées caractérisent autant les quartiers riches que les quartiers défavorisés<sup>13</sup>. Le fait que les inégalités au niveau des quartiers soient positivement associées tant au taux de faible revenu au niveau des quartiers qu’au taux de revenu élevé à ce niveau, même si l’importance et

---

13. Par exemple, mesurées à l’aide de l’indice de Theil, les inégalités au niveau des quartiers les plus pauvres de Toronto sont en moyenne de 0,26, chutent à 0,19 dans les quartiers de la classe moyenne et grimpent à 0,39 dans les quartiers les plus riches.

le modèle d'association différent d'une mesure des inégalités à une autre, met en évidence ce résultat. En somme, les inégalités élevées caractérisent aussi bien les quartiers favorisés que les quartiers défavorisés.

Les corrélations avec d'autres caractéristiques des quartiers font aussi ressortir la conclusion que des inégalités élevées au niveau des quartiers sont en partie une approximation des concentrations autant de populations défavorisées que de populations favorisées. Les inégalités au niveau des quartiers sont positivement corrélées avec le pourcentage d'adultes ayant un grade universitaire (pour toutes les mesures des inégalités) et le pourcentage de récents immigrants et de non-Blancs (pour trois mesures des inégalités). Ce qui est surprenant, c'est que la corrélation partielle entre les indices des inégalités et le pourcentage de gens titulaires d'un grade universitaire, une fois qu'on a neutralisé le revenu médian au niveau des quartiers, devient encore plus importante. Lorsqu'on ajoute séparément chacune de ces variables au modèle précédent (comme dans le tableau 4), les pourcentages d'aînés, d'immigrants récents et de membres de minorités visibles ne sont pas significatifs. Le pourcentage de familles monoparentales est nettement et négativement associé à la santé, mais son inclusion à l'intérieur du modèle n'a aucune répercussion sur l'association positive avec les inégalités de revenu au niveau des quartiers.

À l'opposé, lorsqu'on inclut le pourcentage de gens titulaires d'un grade universitaire (voir le tableau 5), l'association est positive et significative et l'association positive avec les inégalités au niveau des quartiers disparaît. Ce résultat, encore une fois, est constamment donné par les différentes mesures des inégalités. Dans le modèle englobant un écart logarithmique moyen comme mesure des inégalités, la différence sur le plan de l'état de santé moyen entre un quartier où 5 % des adultes sont titulaires d'un grade universitaire et un quartier où 40 % des adultes sont titulaires d'un tel grade est de 0,105 (de  $0,003 * 40 - 0,003 * 5$ ), ce qui se rapproche de l'importance du coefficient pour la tranche de revenu médian la plus élevée au niveau des quartiers. Ce résultat laisse entendre que les inégalités au niveau des quartiers sont le reflet de conditions socioéconomiques (résidents instruits) que ni le niveau de revenu au niveau des quartiers ni les caractéristiques des gens ne saisissent pleinement.

**Tableau 5. Modèles linéaires hiérarchiques pour l'autoévaluation par les gens de leur état de santé et les inégalités au niveau des quartiers neutralisant les variables au niveau personnel, le revenu médian au niveau des quartiers et le pourcentage de gens titulaires d'un grade universitaire**

	Écart logarithmique		Indice de Theil		Indice de Gini		Part médiane		CV au carré	
	B	ET	B	ET	B	ET	B	ET	B	ET
Coordonnée à l'origine	3,731 ***	0,033	3,732 ***	0,034	3,739 ***	0,036	3,766 ***	0,037	3,780 ***	0,018
<b>Inégalités de revenu au niveau des quartiers</b>										
Inférieur-moyen	0,017	0,022	0,027	0,023	0,026	0,023	0,037	0,022	-0,002	0,024
Moyen	-0,001	0,026	0,006	0,026	0,017	0,026	-0,018	0,027	-0,004	0,025
Moyen-supérieur	0,016	0,028	-0,006	0,028	-0,011	0,029	-0,026	0,030	0,009	0,027
Le plus élevé	0,011	0,030	0,023	0,031	0,006	0,033	-0,021	0,034	0,005	0,027
<b>Revenu médian au niveau des quartiers</b>										
Inférieur-moyen	0,015	0,030	0,013	0,030	0,008	0,030	0,001	0,030	0,017	0,029
Moyen	0,031	0,032	0,026	0,032	0,021	0,032	0,007	0,033	0,031	0,031
Moyen-supérieur	0,059	0,033	0,054	0,032	0,048	0,034	0,028	0,035	0,058	0,031
Le plus élevé	0,104 **	0,036	0,099 **	0,035	0,091 *	0,037	0,068	0,039	0,102 **	0,033
<b>% de gens titulaires d'un grade universitaire</b>										
	0,003 **	0,001	0,003 **	0,001	0,004 **	0,001	0,004 ***	0,001	0,003 **	0,001

Note : \* significatif à  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ .

Note : Nous avons inclus les variables au niveau des gens dans chaque modèle, mais nous ne les présentons pas ici.

Nous interprétons ces résultats avec circonspection, parce qu'il y a tellement de façons possibles de les interpréter. Une explication contextuelle laisserait entendre que les gens bénéficient d'externalités positives sur le plan de la santé du fait d'avoir des voisins plus à l'aise et plus instruits indépendamment de leur revenu personnel et de leur propre niveau de scolarité. Le mécanisme causal pourrait être « matériel » (de meilleurs services dans le quartier, des équipements, le fait d'être moins exposés à des facteurs de risque d'ordre environnemental) ou social (comme « des effets d'apprentissage » découlant du fait d'être au contact de gens ayant un style de vie plus sain), ou les deux, et il peut y avoir d'autres mécanismes. Autrement, l'association statistique entre l'état de santé et les niveaux de revenu et de scolarité d'un quartier peut refléter des écarts non mesurés sur le plan des caractéristiques des gens ou un biais de sélection.

### **3.5 Les effets des inégalités au niveau des quartiers et du revenu à ce niveau varient-ils d'une tranche de revenu à une autre?**

Notre analyse a jusqu'ici reposé sur l'hypothèse selon laquelle les effets des ressources socio-économiques personnelles et contextuelles sont purement additifs, mais ces effets peuvent bien différer d'une sous-population particulière à une autre. Bien que, dans sa forme la plus générale, la théorie de Wilkinson du lien entre la santé et les inégalités suppose que des inégalités élevées et qu'une privation relative sont mauvaises pour l'état de santé des riches comme des pauvres, c'est pratiquement la seule disponible. Il est tout aussi plausible que les aspects contextuels et personnels du statut socioéconomique interagissent dans le cadre de l'établissement de prévisions sur la santé des gens. Wheaton et Clarke (2003), par exemple, ont laissé entendre que le modèle le plus en accord avec la thèse de la privation relative est un modèle d'« inconfort combiné » qui prédirait que ce sont les gens défavorisés ayant des voisins défavorisés qui subiront

l'inconvénient le plus grand sur le plan de la santé, tandis que les personnes favorisées tireront des bénéfices positifs sur le plan de la santé (un avantage combiné) du fait de partager des quartiers avec des voisins favorisés. Si une telle interaction existe, nos modèles renfermaient jusqu'ici des erreurs de spécification.

Pour vérifier cette possibilité à l'intérieur du cadre d'un modèle à plusieurs niveaux, nous laissons les coefficients des tranches de revenu personnel varier d'un quartier à un autre, puis nous établissons par régression ces coefficients à partir des inégalités de revenu au niveau des quartiers et du niveau de revenu absolu des quartiers. Cette procédure équivaut à intégrer des termes d'interaction pour les revenus personnels et les variables de quartier à l'intérieur des modèles habituels fondés sur les moindres carrés ordinaires. Nos résultats (des données que nous ne présentons pas, mais qu'on peut obtenir sur demande) montrent que les effets des inégalités de revenu au niveau des quartiers et que le niveau de revenu absolu des quartiers ne varient pas d'une tranche de revenu à une autre. Les pauvres tirent le même bénéfice sur le plan de la santé du fait d'avoir des voisins plus à l'aise que celui qu'en tirent les gens des autres tranches de revenu.

### ***3.6 Les effets des inégalités de revenu et de la ségrégation économique au niveau des villes***

Nous ajoutons finalement un modèle à trois niveaux aux modèles à deux niveaux pour vérifier si les mesures au niveau des villes des inégalités, de la ségrégation économique ou du revenu urbain médian sont associées à la santé des gens après avoir neutralisé les caractéristiques des quartiers et des gens. Dans le modèle à trois niveaux, nous incluons premièrement une mesure des inégalités au niveau des villes. Nous n'avons pas constaté d'effet significatif (nous ne présentons pas nos données s'y rattachant, qu'on peut cependant obtenir sur demande). Alors, plutôt que d'utiliser la mesure des inégalités globales au niveau des villes, nous incluons dans le modèle à trois niveaux ses deux composantes, la ségrégation économique et les inégalités à l'intérieur d'un quartier. D'après le signe des coefficients pour ces variables, la ségrégation économique est négativement associée à l'état de santé autoévalué, tandis que les inégalités à l'intérieur d'un quartier sont positivement associées à l'état de santé autoévalué. Seul le coefficient des inégalités à l'intérieur d'un quartier pour l'écart logarithmique moyen était, toutefois, légèrement significatif ( $p = 0,04$ ). Le coefficient pour le revenu urbain médian n'était, en outre, pas significatif.

## ***4. Discussion et conclusion***

Il existe un grand nombre de *bonnes* raisons pour lesquelles nous pourrions nous attendre à ce qu'il n'y ait pas d'association (directe) entre les inégalités et la santé au niveau des quartiers. La preuve américaine la plus solide de l'existence d'une relation (directe) entre les inégalités et la santé, indépendamment des écarts entre les gens sur le plan des ressources socioéconomiques, se situe aux niveaux des États et des régions métropolitaines; ce sont, en plus, les segments les plus pauvres de la population qui éprouvent principalement les effets des inégalités, ce qui laisse supposer que les politiques vis-à-vis des défavorisés corrélées avec les inégalités de revenu en sont probablement responsables (Wagstaff et van Doorslaer, 2000 : 564). Si la politique et les politiques en sont le léger modificateur, il est peu probable que les effets (directs) des inégalités se manifestent à des niveaux d'agrégation inférieurs à ceux auxquels les politiques sont établies.

Dans les administrations publiques plus centralisées, on ne s'attendrait pas à voir apparaître d'« effets », ou on ne s'attendrait qu'à voir apparaître de faibles « effets », au niveau d'unités infranationales; ces effets sont, en outre, moins susceptibles d'apparaître au niveau des quartiers. Nous ne concluons pas, évidemment, que les inégalités de revenu et que la redistribution des revenus n'ont aucun rapport avec la santé des populations. Le fait que l'effet des inégalités de revenu sur la santé est « indirect », légèrement modifié par des écarts sur le plan des niveaux de vie, n'en diminue pas le caractère saillant.

Nos résultats au niveau des quartiers sont nettement plus saillants pour la variante HRR de la thèse de Wilkinson. Les gens les moins à l'aise sont-ils en plus mauvaise santé parce qu'ils sont plus stressés ou parce qu'ils font face à une concurrence plus élevée pour les ressources disponibles lorsqu'ils partagent des milieux avec les gens les plus à l'aise? Ou, comme Wilson l'affirme, bénéficient-ils généralement de tels milieux? Si le revenu entraîne une ségrégation très marquée dans la plupart des quartiers, le débat est, bien sûr, controversé, mais ce n'est généralement pas le cas. Nos estimations transversales des incidences du fait de résider à côté de gens plus à l'aise et plus instruits sont probablement gonflées par un biais de sélection et des écarts non mesurés entre les gens, mais réduites du fait de la non-neutralisation des effets cumulatifs des contextes passés des quartiers (Wheaton et Clarke, 2003). Nous ne pouvons, cependant, à l'intérieur de ces limites, rejeter la contre-hypothèse de Wilson selon laquelle, en moyenne, les gens les moins à l'aise qui partagent des quartiers avec des voisins plus instruits et plus à l'aise sont en meilleure santé. Ces résultats laissent entendre que les populations peuvent bénéficier de stratégies de logement et de zonage qui favorisent les quartiers économiquement « mélangés » et qui font obstacle à une forte ségrégation résidentielle découlant du niveau de revenu.

Annexe 1 Tableau 1 : Tranches de revenu familial utilisées dans le cadre de l'Enquête nationale sur la santé de la population, 1996-1997

État du revenu	Revenu	Taille du ménage
Très faible	< \$10,000	1 à 4 personnes
	< \$15,000	5 ou plus
Faible	\$10,000-14,999	1 ou 2
	\$10,000-19,999	3 ou 4
	\$15,000-29,999	5 ou plus
Inférieur-moyen	\$15,000-29,999	1 ou 2
	\$20,000-39,999	3 ou 4
	\$30,000-59,999	5 ou plus
Moyen-supérieur	\$30,000-59,999	1 ou 2
	\$40,000-79,999	3 ou 4
	\$60,000-79,999	5 ou plus
Élevé	\$60,000 ou plus	1 ou 2
	\$80,000 ou plus	3 ou plus
Revenu non déclaré	Non précisé	Sans objet

## Annexe 1. Les quartiers sont-ils plus homogènes économiquement que les villes?

Selon l'une des conclusions courantes qui a jusqu'ici suscité un vaste consensus dans les rapports de recherche, les échelles géographiques qu'on compare influent sur la force de la relation entre les inégalités et leurs résultats en matière de santé (Mellor et Milyo, 1999; Soobader et LeClere, 1999; Blakely, Lochner et Kawachi, 2002). L'importance de la corrélation entre les inégalités de revenu et la mortalité, par exemple, diminue à mesure qu'on change les unités d'agrégation, c'est-à-dire qu'on passe des pays aux États, puis aux villes ou des grands pays aux petits. Wilkinson (1997), pour qui la relation entre les inégalités et leurs résultats en matière de santé est d'origine psychosociale, a affirmé qu'à mesure que nous passons des unités supérieures aux unités inférieures d'agrégation les comparaisons sociales pertinentes qui entraînent de l'anxiété, du stress et un sentiment de privation relative s'en trouvent affaiblies, puisque l'hétérogénéité saillante se situe principalement entre les petites unités géographiques, plutôt qu'à l'intérieur de ces unités. Il a laissé entendre qu'à l'intérieur des petits quartiers, relativement homogènes, la comparaison pertinente repose sur le degré de richesse d'un quartier par rapport à d'autres quartiers de la communauté élargie. Le revenu *moyen* dans les petites unités géographiques comme les quartiers a donc de l'importance, mais la *distribution* des revenus au niveau des quartiers est moins saillante.

Nous ne mettons pas en doute l'affirmation selon laquelle la taille des unités géographiques influe sur l'importance de la corrélation entre les inégalités et la santé, mais nous contestons les éléments habituellement fournis pour expliquer ce résultat. La prémisse selon laquelle les inégalités de revenu sont toujours plus faibles à des niveaux inférieurs (comme les quartiers) qu'à des niveaux supérieurs d'agréations (les villes) est, cependant, incorrecte.

Annexe 1 Tableau 1.1 Statistiques descriptives des indices des inégalités de revenu aux niveaux des régions métropolitaines de recensement (RMR) et des quartiers

	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<b>Au niveau des villes (n=25)</b>				
Écart log. moyen ( $I_0$ )	0,32	0,03	0,27	0,37
Indice de Theil ( $I_1$ )	0,25	0,03	0,20	0,31
Indice de Gini (Gi)	0,37	0,02	0,33	0,40
Part médiane (MS)	0,75	0,01	0,73	0,77
Coefficient de variation (CV)	0,86	0,13	0,68	1,13
CV au carré ( $I_2$ )	0,75	0,24	0,46	1,28
<b>Au niveau des secteurs de recensement (n=3 044)</b>				
Écart log. moyen ( $I_0$ )	0,30	0,10	0,07	1,01
Indice de Theil ( $I_1$ )	0,22	0,09	0,05	1,47
Indice de Gini (Gi)	0,35	0,05	0,18	0,69
Part médiane (MS)	0,74	0,03	0,62	0,89
Coefficient de variation (CV)	0,73	0,26	0,33	4,57
CV au carré ( $I_2$ )	0,60	0,76	0,11	20,85

Source de données : Calculées à partir du fichier de microdonnées tirées d'un échantillon de 20 % du Recensement du Canada de 1996.

Comme le montre le tableau 1.1, pour toutes les mesures des inégalités au niveau des villes, les valeurs *moyennes* sont plus importantes que leurs valeurs moyennes correspondantes au niveau du quartier (du secteur de recensement). Ce résultat ne justifie toutefois pas l'affirmation selon laquelle les revenus sont toujours plus homogènes à l'intérieur des quartiers qu'à l'intérieur des villes. Même si en *moyenne* les inégalités de revenu sont plus faibles dans les sous-régions, les moyennes de groupe pour les niveaux supérieurs d'agrégation (pour une ville, par exemple) sont le produit de sous-régions où les niveaux des inégalités sont plus faibles et plus élevés que pour l'ensemble de la ville, à moins que la ségrégation économique entre les régions ne soit marquée, ce qui n'est généralement pas le cas. La composante entre les quartiers représente une très petite portion des inégalités au niveau des villes.

Annexe 1 Tableau 1.2 Indices des inégalités de revenu au niveau des régions métropolitaines de recensement et leurs composantes entre les quartiers et à l'intérieur des quartiers

RMR	Écart log. moyen ( $I_0$ )			Indice de Theil ( $I_1$ )			CV au carré ( $I_2$ )		
	Total	Entre % du total	À l'intér. %	Total	Entre % du total	À l'intér. %	Total	Entre % du total	À l'intér. %
St. John's	0,32	7 %	93 %	0,25	10 %	90 %	0,62	8 %	92 %
Halifax	0,31	7 %	93 %	0,23	9 %	91 %	0,58	7 %	93 %
Saint John	0,33	11 %	89 %	0,26	14 %	86 %	1,14	7 %	93 %
Chicoutimi	0,35	4 %	96 %	0,23	6 %	94 %	0,48	5 %	95 %
Québec	0,32	10 %	90 %	0,23	13 %	87 %	0,54	12 %	88 %
Sherbrooke	0,34	9 %	91 %	0,25	11 %	89 %	0,65	8 %	92 %
Trois-Rivières	0,35	8 %	92 %	0,25	10 %	90 %	0,59	9 %	91 %
Montréal	0,37	13 %	87 %	0,29	17 %	83 %	1,28	9 %	91 %
Ottawa-Hull	0,32	11 %	89 %	0,24	14 %	86 %	0,74	10 %	90 %
Oshawa	0,27	7 %	93 %	0,20	9 %	91 %	0,54	6 %	94 %
Toronto	0,37	14 %	86 %	0,31	17 %	83 %	1,13	11 %	89 %
Hamilton	0,30	12 %	88 %	0,25	14 %	86 %	0,96	8 %	92 %
St. Catharines	0,28	7 %	93 %	0,22	9 %	91 %	0,56	7 %	93 %
Kitchener	0,28	8 %	92 %	0,24	9 %	91 %	0,91	5 %	95 %
London	0,31	10 %	90 %	0,24	13 %	87 %	0,71	9 %	91 %
Windsor	0,32	9 %	91 %	0,25	12 %	88 %	0,74	8 %	92 %
Sudbury	0,30	8 %	92 %	0,22	10 %	90 %	0,50	9 %	91 %
Thunder Bay	0,27	6 %	94 %	0,20	8 %	92 %	0,46	7 %	93 %
Winnipeg	0,31	14 %	86 %	0,24	18 %	82 %	0,73	13 %	87 %
Regina	0,30	13 %	87 %	0,23	17 %	83 %	0,60	13 %	87 %
Saskatoon	0,33	8 %	92 %	0,25	10 %	90 %	0,69	7 %	93 %
Calgary	0,33	11 %	89 %	0,29	14 %	86 %	1,03	8 %	92 %
Edmonton	0,32	10 %	90 %	0,25	13 %	87 %	1,00	7 %	93 %
Vancouver	0,36	9 %	91 %	0,29	12 %	88 %	1,05	7 %	93 %
Victoria	0,30	7 %	93 %	0,23	10 %	90 %	0,63	8 %	92 %
Moyenne	0,32	9 %	91 %	0,25	12 %	88 %	0,75	8 %	92 %

Source de données : Calculées à partir du fichier de microdonnées tirées d'un échantillon de 20 % du Recensement du Canada de 1996.

Comme le montre le tableau 1.2, dans 25 régions métropolitaines du Canada, la ségrégation économique (la composante entre quartiers exprimée sous forme de pourcentage des inégalités totales de revenu au niveau des villes) représente en moyenne 8 % ( $I_2$ ) à 12 % ( $I_0$ ) des inégalités de revenu au niveau des villes. C'est là un résultat normal pour les villes américaines (Jargowsky, 1996; Lobmayer et Wilkinson, 2002) et pour les villes canadiennes.

C'est la composante à l'intérieur des quartiers qui détermine principalement les inégalités de revenu au niveau des villes; la plupart des quartiers sont, en plus, économiquement hétérogènes. La corrélation des inégalités de revenu au niveau des villes avec leur composante à l'intérieur des quartiers est donc presque parfaite (voir le tableau 1.3). Cette corrélation élevée laisse entendre que tout effet sur la santé des inégalités au niveau des villes reflète essentiellement les répercussions de leur composante *moyenne* à l'intérieur des quartiers *et vice versa*. La corrélation entre les inégalités au niveau des villes et la composante entre les quartiers, à l'opposé, est nettement plus modeste et la corrélation avec la ségrégation économique est plus faible. Cela laisse quand même supposer que la ségrégation économique au niveau des villes peut avoir des effets qui s'ajoutent à ceux susceptibles d'être associés aux inégalités globales.

**Annexe 1 Tableau 1.3 Corrélations R de Pearson entre les indices des inégalités de revenu au niveau des régions métropolitaines de recensement et leurs composantes**

	Écart log. moyen ( $l_0$ )			Indice de Theil ( $l_1$ )			CV au carré ( $l_2$ )		
	Total	À l'intér.	Entre	Total	À l'intér.	Entre	Total	À l'intér.	Entre
À l'intérieur des quartiers	0,94***			0,94**			0,99***		
Entre les quartiers	0,54**	0,23		0,79***	0,53**		0,81***	0,76***	
Ségrégation économique	0,31	-0,01	0,97***	0,60**	0,29	0,96***	0,01	-0,05	0,58**

Source de données : Calculées à partir du fichier de microdonnées tirées d'un échantillon de 20 % du Recensement du Canada de 1996.

Note : n = 25. \*\* significatif à  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

Chose plus importante, les inégalités de revenu au niveau des quartiers varient beaucoup plus que les inégalités de revenu au niveau des villes. Les écarts-types des indices des inégalités de revenu au niveau des secteurs de recensement correspondent à environ le triple des écarts-types des indices correspondants au niveau des villes (voir le tableau 1.1, ci-dessus). Par conséquent, même si en moyenne les inégalités au niveau des quartiers sont un peu inférieures aux inégalités au niveau des villes, certains quartiers affichent des inégalités beaucoup plus élevées et d'autres, des inégalités beaucoup plus faibles que ceux qu'affiche l'ensemble de la ville.

À l'intérieur de nos données, les valeurs de l'écart logarithmique moyen sont plus élevées pour environ 28 % des quartiers que les valeurs correspondantes pour les villes; les valeurs de l'indice de Theil sont pour environ 21 % des quartiers plus élevées que les valeurs correspondantes pour les villes également et les valeurs du coefficient de variation au carré sont pour environ 12 % des quartiers plus élevées que les valeurs correspondantes pour les villes encore une fois. La conclusion courante selon laquelle des inégalités moyennes plus faibles aux niveaux inférieurs d'agrégations découlent toujours d'un processus de ségrégation économique qui « produit des quartiers homogènes variant beaucoup les uns des autres » (Soobader et LeClere, 1999 : 738) est, tout simplement, incorrecte.

## Annexe 2 : Autres mesures des inégalités et leurs corrélats

Les gens qui étudient les inégalités de revenu utilisent habituellement une famille de mesures des inégalités dans le cadre de leurs recherches, puisque des mesures différentes saisissent des caractéristiques différentes de la distribution des revenus. Atkinson (1970), par exemple, a constaté que les pays en développement avaient tendance à afficher relativement moins d'inégalités à l'intérieur de mesures qui sont plus sensibles au palier inférieur de revenus, parce que ces pays tendent à avoir une grosse population à faible revenu homogène et une population de riches à l'intérieur de laquelle les inégalités sont élevées. Le contraire est vrai pour les pays développés.

Nous examinons ici à quel degré les six mesures sélectionnées calculent de façon similaire ou différente empiriquement les inégalités de revenu au niveau des quartiers (voir le tableau 2.1). Les corrélations ont tendance d'une mesure à une autre à être élevées entre des indices d'une sensibilité similaire à un palier de revenus particulier, notamment entre l'indice de Gini et la part médiane et entre le CV et le coefficient de variation au carré, mais tendent à être faibles entre des indices sensibles à des paliers de revenus différents. L'indice de Theil, dont la corrélation tant avec l'indice de Gini qu'avec le coefficient de variation est élevée, constitue l'exception.

Annexe 2 Tableau 2.1 Corrélations de Pearson entre les indices des inégalités de revenu au niveau des quartiers

	Écart log. moyen (I <sub>0</sub> )	Indice de Theil (I <sub>1</sub> )	Indice de Gini (Gi)	Part médiane (MS)	Coefficient de variation (CV)
Écart log. moyen (I <sub>0</sub> )					
Indice de Theil (I <sub>1</sub> )	0,83				
Indice de Gini (Gi)	0,90	0,92			
Part médiane (MS)	0,90	0,83	0,98		
Coefficient de variation (CV)	0,64	0,93	0,76	0,64	
CV au carré (I <sub>2</sub> )	0,48	0,81	0,55	0,44	0,92

Source de données : Calculées à partir du fichier de microdonnées tirées d'un échantillon de 20 % du Recensement du Canada de 1996.

Note : Tous les coefficients sont significatifs à  $p < 0,001$ .

On peut mieux illustrer les différences entre les six mesures à partir de leurs corrélations avec le niveau de revenu d'un quartier, la proportion de gens se situant aux extrémités inférieure et supérieure de la distribution des revenus et la dispersion des revenus aux deux extrémités de cette répartition. Nous utilisons ici le revenu médian d'un quartier pour mesurer le niveau de revenu du quartier. Nous employons les taux de faible revenu et de revenu élevé pour mesurer les proportions de gens aux extrémités inférieure et supérieure de la distribution des revenus. Nous définissons le taux de faible revenu comme étant la proportion de familles du quartier dont le revenu est inférieur à la moitié du revenu médian de la ville et le taux de revenu élevé comme étant la proportion de familles du quartier dont le revenu correspond au double du revenu médian de la ville également. On formule couramment l'hypothèse dans le cadre du débat sur les

inégalités et la santé que ces dernières sont en partie une approximation des écarts sur le plan des niveaux de vie et/ou des niveaux de pauvreté absolus observés au sein de la population, ce qui est vrai, au niveau des quartiers, pour certaines mesures des inégalités, mais ce qui ne l'est pas pour toutes ces mesures.

Comme le montre le tableau 2.2, la part médiane, l'écart logarithmique moyen et l'indice de Gini sont modérément associés au revenu médian d'un quartier. En comparaison, la corrélation de l'indice de Theil, du CV et du coefficient de variation au carré avec le revenu médian d'un quartier est très faible. La corrélation de la part médiane, de l'indice de Gini et de l'écart logarithmique moyen est plus forte avec le taux de faible revenu qu'avec le taux de revenu élevé d'un quartier. Les corrélations entre l'indice de Theil et tant le taux de faible revenu que le taux de revenu élevé sont pour ainsi dire identiques. En comparaison, la corrélation du CV et du coefficient de variation au carré est plus forte avec le taux de revenu élevé qu'avec le taux de faible revenu. Leurs corrélations avec les dispersions aux deux extrémités de la même répartition sont cependant beaucoup plus faibles pour le CV et pour le coefficient de variation au carré que pour les quatre autres indices.

Annexe 2 Tableau 2.2 Corrélations de Pearson entre les indices des inégalités de revenu au niveau des quartiers et les autres caractéristiques du revenu des quartiers (n=3 045)

	Écart log. moyen (I <sub>0</sub> )	Indice de Theil (I <sub>1</sub> )	Indice de Gini (Gi)	Part médiane (MS)	Coefficient de variation (CV)	Coefficient de variation au carré (I <sub>2</sub> )
Revenu médian des quartiers (logarithme)	-0,34	-0,11	-0,26	-0,36	0,04*	0,06
Taux de faible revenu	0,55	0,31	0,49	0,58	0,12	0,04
Taux de revenu élevé	0,07	0,28	0,22	0,12	0,33	0,23

Source de données : Calculées à partir du fichier de microdonnées-échantillon (20 %) du Recensement du Canada de 1996.

Note : \* significatif à  $p < 0,05$ ; tous les autres coefficients sont significatifs à  $p < 0,001$ .

Le tableau 2.3, à l'intérieur duquel nous présentons les taux moyens de faible revenu et de revenu élevé par degré des inégalités au niveau des quartiers, illustre la raison de ces résultats. Pour toutes les mesures, l'association entre le taux de faible revenu au niveau des quartiers et les inégalités à ce niveau est monotone : le pourcentage de gens à faible revenu augmente à mesure que nous passons de quartiers où les inégalités sont faibles à des quartiers où les inégalités sont élevées. Pour quatre des cinq mesures des inégalités, cependant, l'association entre les inégalités au niveau des quartiers et le taux de revenu élevé revêt la forme d'un U : il y a des concentrations de familles très à l'aise vivant *aussi bien* dans des quartiers où les inégalités sont faibles que dans des quartiers où les inégalités sont élevées. En somme, les concentrations de familles aussi bien à revenu élevé qu'à faible revenu caractérisent les quartiers où les inégalités sont élevées, un résultat qui aura d'importantes incidences sur nos analyses subséquentes.

Annexe 2 Tableau 2.3 Taux de faible revenu et taux de revenus élevés, selon le niveau d'inégalité des quartiers

Inégalités de revenu au niveau des quartiers	%		%		%		%		%	
	faible revenu	revenu élevé	faible revenu	revenu élevé	faible revenu	revenu élevé	faible revenu	revenu élevé	faible revenu	revenu élevé
	Écart logarithmique		Indice de Theil		Indice de Gini		Part médiane		Coefficient de variation	
Le plus faible	1.9	22.0	2.0	19.8	2.0	20.2	1.9	20.8	2.0	18.3
Inférieur-moyen	2.9	19.3	3.0	18.3	3.2	18.5	3.0	19.7	3.8	17.4
Moyen	4.8	16.3	5.2	16.2	4.4	16.9	4.3	16.5	5.6	15.5
Moyen-supérieur	5.5	16.7	5.8	15.6	6.4	15.6	5.9	15.7	5.7	16.1
Le plus élevé	8.6	16.9	7.9	22.0	8.0	20.6	8.7	18.7	6.5	24.8

Sources de données : Le fichier de microdonnées tirées d'un échantillon de 20 % du Recensement de 1996.

Les corrélations avec d'autres caractéristiques des quartiers mettent aussi en évidence la conclusion selon laquelle les inégalités élevées au niveau des quartiers constituent en partie une approximation des concentrations tant de populations défavorisées que de populations favorisées (voir le tableau 2.4). Il existe une corrélation positive entre les inégalités au niveau des quartiers et le pourcentage de gens ayant fait des études universitaires (pour toutes les mesures des inégalités) et celui des immigrants récents et des non-Blancs (pour trois des mesures des inégalités). Après avoir neutralisé le revenu médian des quartiers, la corrélation partielle entre les indices des inégalités et le pourcentage de gens titulaires d'un grade universitaire devient encore plus importante. Cette corrélation partielle contribue plutôt à expliquer l'association agrégée entre la santé et les inégalités au niveau des quartiers. La leçon plus générale qu'on en tire, c'est qu'on formule à ses propres risques et périls des hypothèses simples au sujet des corrélats probables de toute mesure des inégalités au niveau des quartiers (comme l'existence d'une corrélation entre des inégalités élevées et des niveaux plus élevés de pauvreté).

Annexe 2 Tableau 2.4 Corrélations de Pearson entre les indices des inégalités de revenu au niveau des quartiers et les autres caractéristiques des quartiers (n=3 044)

	Écart log. moyen	Indice de Theil	Indice de Gini	Part médiane	Coefficient de variation	Coefficient de variation au carré	
	(I <sub>0</sub> )	(I <sub>1</sub> )	(Gi)	(MS)	(CV)	(I <sub>2</sub> )	
<u>Corrélation brute</u>							
Pourcentage de gens ayant fait des études universitaires	0.27	0.41	0.41	0.35	0.38	0.26	
Pourcentage d'âinés	0.14	0.21	0.28	0.29	0.19	0.10	
Pourcentage de familles monoparentales	0.13	-0.04 *	0.05 *	0.13	-0.13	-0.10	
Pourcentage d'immigrants récents	0.36	0.22	0.30	0.34	0.12	0.07	
Pourcentage de membres de minorités visibles	0.31	0.16	0.23	0.26	0.07	0.03	ns
<u>Après neutralisation du revenu médian</u>							
Pourcentage de gens ayant fait des études universitaires	0.55	0.54	0.66	0.66	0.42	0.27	
Pourcentage d'âinés	0.10	0.20	0.25	0.25	0.19	0.12	
Pourcentage de familles monoparentales	-0.06	-0.12	-0.11	-0.08	-0.13	-0.08	
Pourcentage d'immigrants récents	0.31	0.20	0.25	0.28	0.13	0.09	
Pourcentage de membres de minorités visibles	0.26	0.14	0.18	0.21	0.08	0.04	*

Source de données : Calculées à partir du fichier de microdonnées-échantillon (20 %) du Recensement du Canada de 1996.

Note : ns= non significatif, \* significatif à  $p < 0,05$ ;  $p < 0,001$ .

## Références

- Allison, P.D. 1978. «Measures of inequality». *American Sociological Review*, 43(6): 865-880.
- Atkinson, A. 1970. «On the measurement of inequality». *Journal of Economic Theory*, 2: 244-263.
- Blakely, T., K. Lochner et I. Kawachi. 2002. «Metropolitan area income inequality and self-rated health—a multi-level study». *Social Science & Medicine*, 54(1): 65-77.
- Brooks-Gunn, J., G. Duncan et J.L. Aber. (réds.) 1997. *Neighborhood Poverty: Context and Consequences for Children*. New York: Russell Sage.
- Bryk, A.S., et A.W. Raudenbush. 1992. *Hierarchical Linear Models : Applications and Data Analysis Methods*. Newbury Park, California: Sage.
- Cowell, F. A. 1995. *Measuring Inequality*. New York: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.
- Daly, M., G. Duncan, G. Kaplan et J. Lynch. 1998. «Macro-to-micro links in the relation between income inequality and mortality». *The Milbank Quarterly*, 76(3): 315-339.
- Daniels, N., B.P. Kennedy et I. Kawachi. 1999. «Why justice is good for our health: the social determinants of health inequalities.» *Daedalus*, 128(4): 215-251.
- Deaton, A. 2003. «Health, inequality and economic development». *Journal of Economic Literature*, 41(1): 113-158.
- Ferraro, K.F., M.M. Farmer et J.A. Wybraniec. 1997. «Health trajectories: long-term dynamics among black and white adults». *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1): 38-54.
- Gravelle, H. 1998. «How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artefact?» *British Medical Journal*, 316:382-385.
- Idler, E.L et Y. Benyamini. 1997. «Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies». *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1): 21-37.
- Jargowsky, P.A. 1996. «Take the Money and Run: Economic Segregation in U.S. Metropolitan Areas». *American Sociological Review*, 61(6): 984-998.
- . 1997. *Poverty and Place: Ghettos, Barrios, and the American city*. New York: Russell Sage Foundation.
- Jencks, C. et S. Mayer. 1990. «The social consequences of growing up in a poor neighbourhood». Dans L.E. Lynn Jr. et M.H. McGeary (reds.), *Inner-City Poverty in America* (pp. 111-185). Washington, D.C.: National Academy Press.

Jenkins, S.P. 1995. «Accounting for inequality trends: decomposition analysis for the U.K., 1971-86». *Economica*, 62(245): 29-63.

Kaplan, G.A., E.R. Pamuk, J.W. Lynch, R.D. Cohen et J.L. Balfour. 1996. «Inequality in income and mortality in the United States: Analysis of mortality and potential pathways». *British Medical Journal*, 312(7037): 999-1003.

Kawachi, I., et L.F. Berkman. 2003. *Neighborhoods and Health*. New York: Oxford University Press.

Kawachi, I., et B.P. Kennedy. 1997. «The relationship of income inequality to mortality: does the choice of indicator matter?» *Social Science & Medicine*, 45(7): 1121-1127.

—. 1999. «Income inequality and health: pathways and mechanisms». *Health Services Research*, 34(1) Part II: 215-227.

Lobmayer, P. et R.G. Wilkinson. 2002. «Inequality, residential segregation by income, and mortality in US cities». *Journal of Epidemiological and Community Health*, 56(3): 183-187.

Mellor, J. et J. Milyo. 2001. «Reexamining the evidence of an ecological association between income inequality and health». *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 26(3): 487-522.

Mellor, J. et J. Milyo. 1999. *Income Inequality and Health Status in the United States: Evidence from the Current Population Survey*. Princeton NJ: Robert Wood Johnson Foundation.

Myles, J., G. Picot et W. Pyper. 2000. «Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes.» Les études analytiques, série de documents de recherche n° 160. N° 11F0019MIF au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Raudenbush, S.W., A. Bryk, Y.F. Cheong et R. Congdon. 2000. *HLMTM 5: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.

Ross, N.A., M.C. Wolfson, J.R. Dunn, J.M. Berthelot, G.A. Kaplan et J.W. Lynch. 2000. «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(7239): 898-902.

Ross, N., S. Tremblay et K. Graham. 2003. Neighbourhood influences on health in Montreal, Canada. Ce document est présentement en révision.

Sampson, R., J. Morenoff et T. Gannon-Rowley. 2002. «Assessing 'neighbourhood effects': social processes and new directions in research». *Annual Review of Sociology*, 28:443-478.

Soobader, M. et F. LeClere. 1999. «Aggregation and the measurement of income inequality: effects on morbidity». *Social Science & Medicine*, 48(6): 733-744.

Subramanian, S.V., I. Kawachi et B.P. Kennedy. 2001. «Does the state you live in make a difference? Multilevel analysis of self-rated health in the US». *Social Science & Medicine*, 53(1): 9-19.

Wagstaff, A. et E. van Doorslaer. 2000. «Income inequality and health: what does the literature tell us?» *Annual Review of Public Health*, 21: 543-67.

Weich, S., G. Lewis, et S.P. Jenkins. 2002. «Income inequality and self rated health in Britain». *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56(6): 436-441.

Wheaton, B. et P. Clarke. 2003. «Space meets time: combining temporal and contextual influences». *American Sociological Review*, 68(5): 680-707.

Wilkinson, R.G. 1992. «National mortality rates: the impact of inequality?» *American Journal of Public Health*, 82(8):1082-1084.

—. 1996. *Unhealthy Societies: the Afflictions of Inequality*. London: Routledge.

—. 1997. «Commentary: income inequality summarises the health burden of individual relative deprivation». *British Medical Journal*, 314: 1727-28.

—. 1998. «Low relative income affects mortality». *British Medical Journal*, 316:1611.

—. 1999. «Income inequality, social cohesion, and health: clarifying the theory—a reply to Muntaner and Lynch». *International Journal of Health Services*, 29(3): 525-543.

Wilson, W. J. 1987. *The Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*. Chicago: University of Chicago Press.

Wolfson, M. 1997. «Divergent inequalities: theory and empirical results». *Review of Income and Wealth*, 43: 401-421.

Wolfson, M., G. Kaplan, J. Lynch, N. Ross, E. Bachlund H. Gravelle, et R.G. Wilkinson. 1999. «Relation between income inequality and mortality: empirical demonstration». *British Medical Journal*, 319(7215): 953-957.

Wolfson, M., G. Rowe, J.F. Gentlemen et M. Tomiak. 1993. «Career earnings and death: a longitudinal analysis of older Canadian men». *Journal of Gerontology : Social Sciences*, 48: S167-S179.