
Un indice de défavorisation pour la planification de la santé au Canada

R. Pampalon, Ph.D. (1); D. Hamel, M.Sc. (1); P. Gamache, B.Sc. (1); G. Raymond, B.Sc. (2)

Résumé

Les bases administratives du secteur de la santé au Canada ne comportent pas d'informations socio-économiques. Pour faciliter la prise en compte des inégalités socio-économiques de santé à des fins de planification, cette étude propose un indice canadien de défavorisation matérielle et sociale. On y présente le concept de défavorisation, les aspects méthodologiques relatifs à la construction de l'indice et un exemple de son utilisation concernant la mortalité prématurée (avant l'âge de 75 ans). Les variations de la défavorisation et ses liens avec la mortalité sont illustrés à l'échelle du Canada et selon le milieu géographique : les régions métropolitaines de recensement (RMR) de Toronto, Montréal et Vancouver, les autres RMR, les villes de taille moyenne (AR), les petites villes et le monde rural, et les cinq régions canadiennes, soit l'Atlantique, le Québec, l'Ontario, les Prairies et la Colombie-Britannique. La défavorisation matérielle et sociale et ses liens avec la mortalité varient considérablement selon le milieu géographique. Ces résultats sont commentés, de même que le sont les limites de l'indice et ses possibilités pour la planification de la santé.

Mots-clés : *Inégalités sociales, défavorisation, planification de la santé, santé, mortalité prématurée, Canada, géographie, métropoles, zones urbaines, régions*

Introduction

Lors d'une récente conférence canadienne sur les indicateurs de santé, les participants ont proposé de retenir près de 150 indicateurs afin de fournir au public, aux dispensateurs de soins et aux autorités en matière de santé des données fiables et comparables sur la santé et le système de santé¹. Les participants ont aussi fait valoir la nécessité de rapporter la présence d'inégalités de santé, résultant notamment du statut socio-économique et du lieu de résidence (urbain ou rural) des personnes.

Depuis la fin des années 70, la production d'enquêtes telles que l'enquête Santé Canada², l'enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)³ et l'enquête sur la

santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)⁴ permet de retracer de telles inégalités. On y trouve des mesures d'état de santé et de l'utilisation des services de santé ainsi que des informations sur le revenu, la scolarité, la structure familiale et d'autres caractéristiques socio-économiques des répondants que l'on peut croiser aisément. Il en va autrement des bases administratives que les autorités provinciales ont mises en place pour suivre l'évolution de statistiques vitales, telles que la mortalité ou la fréquentation des services de santé, tels que l'hospitalisation et les soins de santé primaires. Dans ces bases de données, on ne trouve pas d'informations socio-économiques.

Pour palier cette lacune, les chercheurs ont habituellement recours à des substituts (ou *proxy*) de nature géographique. Il s'agit d'information socio-économique produite sur la base de petits territoires que l'on introduit dans les bases administratives, et ce, à l'aide de clés de passage entre la géographie de ces territoires et celle disponible dans les bases administratives. Cette pratique a pris son essor en Grande-Bretagne⁵ et s'est répandue dans de nombreux pays⁶⁻⁸, incluant le Canada⁹⁻¹³.

Les études canadiennes faisant usage de *proxy* géographique ont toutes retracé des inégalités sociales de santé. Ces études ont privilégié la mortalité comme indicateur de santé, bien que des mesures de morbidité et de recours à des services santé aient été considérées. Elles ont retenu l'espace urbain, principalement, comme cadre d'analyse, et un seul indicateur de disparités sociales, soit le revenu du quartier.

L'apport de ces études est indéniable. Toutefois, même si le revenu est un puissant indice de santé et qu'il entretient des ramifications avec d'autres déterminants de la santé, on ne peut restreindre ces déterminants au seul revenu^{14,15}. Voilà pourquoi des mesures plus complexes, des indices dits de défavorisation (*deprivation*) ont été développés en Grande-Bretagne¹⁶⁻²³ et ailleurs en Europe (Suède²⁴, Italie²⁵, Espagne²⁶, France²⁷), aux États-Unis^{7,28,29}, au Japon³⁰ et en Nouvelle-Zélande³¹. Ces indices couvrent des univers fort variables, allant de la seule dimension matérielle^{17,20,23} jusqu'à 7 domaines distincts, incluant le revenu, l'emploi, la santé, l'éducation,

Coordonnées des auteurs

1 Institut national de santé publique du Québec, Québec (QC)

2 Ministère de la santé et des services sociaux du Québec, Québec (QC)

Correspondance : Robert Pampalon, Ph.D., Institut national de santé publique du Québec, 945, rue Wolfe (Québec) G1V 5B3, Tél. : (418) 650-5115, poste 5719, Téléc. : (418) 643-5099, Courriel : robert.pampalon@inspq.qc.ca

la criminalité, le logement et les milieux de vie²². De tels indices ont également été proposés au Canada, notamment au Manitoba et au Québec, et pour la région métropolitaine de Vancouver³²⁻³⁵. Ils varient sensiblement dans leur contenu et dans leur mode de construction et aucun ne couvre l'ensemble du territoire canadien.

L'indice développé au Québec a été fort utilisé dans le secteur de la santé. Depuis l'an 2000, l'indice a été introduit dans une douzaine de bases administratives, couvrant la mortalité, la natalité, l'hospitalisation, les services médicaux, l'hébergement dans les centres de soins prolongés, les services de protection de la jeunesse, les clientèles des Centres locaux de services communautaires (CLSC) et les organismes communautaires^{34,36-44}. L'indice est utilisé pour l'allocation des ressources entre régions⁴⁰. Il est enfin associé à divers produits (programme SAS d'assignation de l'indice, tables de population selon l'indice, cartographie interactive de l'indice, etc.) gratuits et accessibles via Internet⁴⁵.

Dans cette étude, nous proposons une version canadienne de l'indice de défavorisation développé au Québec. Notre but est de décrire les fondements conceptuels et méthodologiques de l'indice, d'en explorer la validité et les variations selon des géographies reflétant la diversité canadienne et d'en illustrer l'utilité pour la planification de la santé à l'aide d'un exemple : la mortalité prématurée.

Le texte débute par une définition du concept de défavorisation et se poursuit par une description des données et des méthodes qui sont à la base de l'indice et de l'exemple proposé sur la mortalité prématurée. Viennent ensuite les résultats et une discussion, faisant état notamment des possibilités de l'indice pour la planification de la santé.

Le concept de défavorisation

Il revient à Peter Townsend⁴⁶ d'avoir proposé au milieu des années 80 une définition du concept de défavorisation (*deprivation*). Pour Townsend, la défavorisation correspond à « un état observable et démontrable de désavantage relatif face à la communauté locale ou à l'ensemble de la société à laquelle appartient l'individu, la famille et le groupe » [Trad.]. Ce désavantage peut toucher plusieurs aspects de la vie humaine, dont la nourriture, le domicile, l'éducation, le travail et les liens sociaux. Ainsi, une personne est considérée comme défavorisée si elle se situe, pour l'une ou pour plusieurs de ces caractéristiques, sous le niveau atteint par la majorité des citoyens ou qui est jugé acceptable dans la société. Townsend propose de distinguer deux formes principales de défavorisation, l'une matérielle, l'autre sociale. Alors que la première réfère aux biens et aux commodités de la vie moderne, au fait de disposer d'un domicile adéquat, d'une automobile, d'un téléviseur ou d'espaces récréatifs dans le quartier, par exemple, la seconde correspond aux relations sociales au sein de la famille, au travail et dans la communauté.

Cette vision de la défavorisation recoupe un certain nombre d'autres concepts. La dimension matérielle rappelle le concept de pauvreté⁴⁷, lorsque celui-ci est envisagé sous l'angle strict des privations monétaires. Pour Townsend, la pauvreté précède la défavorisation dans la mesure où elle freine l'acquisition de biens et de commodités de la vie moderne. La dimension sociale se rapproche également du concept de capital social⁴⁷ et de notions apparentées telle que la fragmentation sociale⁴⁸ ou l'isolement social⁴⁹. Tous ces aspects de la dimension sociale cernent le type, l'intensité et la qualité des interactions sociales : la confiance mutuelle et l'entraide, par exemple.

En somme, ce qu'il faut retenir de la proposition de Peter Townsend est que la défavorisation ne peut être réduite qu'à une

dimension matérielle, ou économique, mais qu'elle doit aussi faire état des interactions sociales.

Données et méthodes

L'unité territoriale de base

L'indice de défavorisation repose sur une unité d'observation qui est territoriale. Puisque l'objectif de l'indice est de se substituer à une mesure individuelle, l'unité retenue doit être la plus petite possible⁸, et ce, afin d'assurer un fort degré d'homogénéité dans les conditions socio-économiques qui seront imputées à chacun des résidents de cette unité. L'unité choisie est l'aire de diffusion (AD)⁵⁰, composée d'un ou de plusieurs pâtés de maisons avoisinants et regroupant de 400 à 700 personnes.

Pour la construction de l'indice, on a procédé en deux temps. Dans un premier temps, on a exclu les AD ne contenant aucune population, les AD comptant une proportion élevée de ménages collectifs ou de personnes en institution (plus de 15 % de la population totale ou plus de 80 personnes vivant en ménage collectif), les AD ne disposant d'aucun profil B (socio-économique) ou de données sur le revenu (AD peu peuplées), et les AD appartenant au territoire du Nunavut ou à une réserve indienne. De cette opération, il est resté 42 430 AD, couvrant un peu plus de 93 % de la population canadienne, et l'on a procédé au calcul de l'indice à partir de ces AD. Dans un second temps, on a projeté les valeurs de l'indice à un nombre additionnel d'AD, soit les AD pour lesquelles il était possible d'imputer* une valeur de revenu (3 572 AD), les AD associés au Nunavut et aux réserves indiennes – avec profil B complet ou revenu imputé – (857 AD) et les AD exclus en raison de leur proportion élevée de ménages collectifs ou de personnes en institution mais dont la population avec profil B (ou revenu imputé) comptait pour plus de 85% de la population totale (605 AD). Au terme de la projection, un indice de défavorisation a pu être établi pour 47 464 AD, ce qui porte la population

* L'imputation du revenu fut réalisée par la méthode du plus proche voisin, fondée sur la distance euclidienne entre les autres indicateurs (que le revenu) formant l'indice de défavorisation. La procédure PROC FASTCLUS de SAS a été utilisée.

couverte par l'indice de défavorisation à près de 98% de la population totale du Canada.

Les indicateurs socio-économiques

Nous avons retenu les indicateurs pour la construction de l'indice à la suite d'une revue de littérature. Pour être retenus, les indicateurs devaient répondre à 4 critères : avoir des relations connues avec la santé, avoir servi comme *proxy* géographique, avoir des affinités avec les dimensions matérielle ou sociale de la défavorisation, et être disponible par AD^{5,14,15,25,35,49,51,52}. Cette démarche a permis d'identifier 6 indicateurs et seuls ces indicateurs ont été considérés dans la construction de l'indice. Ces indicateurs sont la proportion de personnes âgées de 15 et plus sans certificat ou diplôme d'études secondaires (SCOLAR), le ratio emploi/population chez les 15 ans et plus (EMPLOI), le revenu moyen des personnes âgées de 15 ans et plus (REVENU), la proportion de personnes de 15 ans et plus vivant seules dans leur domicile (SEULES), la proportion de personnes de 15 ans et plus séparées, divorcées ou veuves (S_D_V) et la proportion de familles monoparentales (F_MONO) parmi l'ensemble des familles[†].

Les indicateurs retenus varient parfois fortement avec l'âge et le sexe de la population. C'est le cas de la scolarité, par exemple, qui n'est pas nécessairement complétée chez les jeunes de moins de 20 ans et qui, par ailleurs, n'est pas très élevée chez un grand nombre de personnes âgées. Comme les variations recherchées sont de nature socio-économique et non démographique, ces indicateurs, sauf F_MONO, ont été ajustés selon la structure d'âge et de sexe de la population canadienne³¹. La standardisation directe fut employée⁵³. En outre, certains indicateurs ont subi une transformation afin d'en normaliser la distribution⁵⁴. Ainsi, la variable REVENU a été transformée en ses valeurs de logarithme et la variable SEULES, en ses valeurs d'arc sinus.

L'intégration des indicateurs

L'intégration des indicateurs sous forme d'indice de défavorisation a été réalisée à l'aide d'une analyse en composante

principale (ACP), une approche privilégiée^{25-29,31,49,55}. Cette analyse mène à un nombre réduit de dimensions, reflétant l'organisation spatiale des indicateurs socio-économiques. Une rotation de type VARIMAX a été appliquée à ces dimensions pour en accroître la lisibilité et les rendre indépendantes (ou orthogonales). Afin de valider la pertinence de cette structure factorielle à la grandeur du Canada, l'ACP a été reprise dans les trois plus grandes régions métropolitaines de recensement (RMR) (Toronto, Montréal et Vancouver), diverses zones géographiques (les autres RMR, les agglomérations de recensement [AR], les petites villes et les milieux ruraux) et les régions canadiennes (l'Atlantique, le Québec, l'Ontario, les Prairies, la Colombie-Britannique). On sait en effet que les mesures de la défavorisation performant différemment en milieux urbain et rural^{52,56-60}.

L'ACP produit une note factorielle (*factor score*) pour chaque composante. Cette note représente la valeur de la composante dans chaque AD. Pour assurer une certaine précision statistique dans l'analyse des inégalités sociales de santé, les AD ont été regroupées. Les AD ont d'abord été ordonnées en fonction de leur note factorielle – de la plus favorisée à la plus défavorisée. Puis la distribution des AD fut fragmentée en quintiles, chaque quintile représentant 20% de la population. Le quintile 1 représente la population la moins défavorisée et le quintile 5, celle qui l'est le plus. Ces opérations ont été effectuées distinctement pour chaque composante issue de l'analyse. Enfin, puisque la défavorisation est vue comme un désavantage relatif face à la communauté d'appartenance, différentes versions de l'indice ont été produites, et ce, en modifiant le territoire de référence. On compte ainsi une version nationale, une version par grande RMR, une version par zone géographique et une version par région canadienne. Ces versions s'appuient sur l'ACP réalisée dans chaque milieu et sur une distribution des notes factorielles assurant une répartition égale de la population (20%) par quintile matériel et social.

Le recours à l'une ou l'autre de ces versions permet de refléter les écarts de défavorisation tels qu'ils se présentent dans chaque milieu et de comparer à la fois des effectifs de même proportion. Dans l'analyse qui suit, la version de l'indice varie selon le territoire de référence considéré. Les valeurs présentées pour l'ensemble du Canada sont issues de la version canadienne. Celles présentées pour les zones géographiques, les grandes RMR et les régions canadiennes proviennent respectivement des versions par zone géographique, grande RMR et région canadienne.

La mortalité prématurée

Afin d'illustrer les possibilités de l'indice pour l'étude des inégalités socio-économiques de la santé et pour la planification de la santé, nous considérons ici la mortalité prématurée, celle survenant avant l'âge de 75 ans. Il s'agit d'une mesure générale de l'état de santé de la population¹ dont les relations aux conditions socio-économiques sont fortement documentées à l'échelle internationale⁶¹⁻⁶⁶.

Les décès sont de l'année 2001 et la population de référence vient du recensement de 2001. Les taux de mortalité ont été modélisés par la régression binomiale négative, une généralisation de la régression de Poisson qui tient compte du problème de surdispersion (*overdispersion*)⁶⁷. Des modèles ont été estimés dans chaque milieu géographique pour l'ensemble des décès (toutes causes) et de la population (chez les deux sexes). Dans ces modèles, des taux de mortalité ont été estimés pour chaque quintile de défavorisation matérielle et de défavorisation sociale, du plus favorisé (Q1) au plus défavorisé (Q5), et pour le croisement des quintiles extrêmes sur l'une et l'autre dimension (Q1Q1 et Q5Q5), et ce, en ajustant selon l'âge, le sexe et, le cas échéant, la zone géographique et l'autre forme de défavorisation (matérielle ou sociale). Ainsi, si le taux de mortalité varie avec l'une et l'autre forme de défavorisation simultanément, cela signifie que chaque forme de défavorisation y contribue de façon indépendante. Un terme d'interaction entre les deux formes de défavorisation a

[†] Selon le recensement [50], les familles incluent les couples avec ou sans enfant et les parents seuls avec au moins un enfant.

TABEAU 1
Population et aires de diffusion couvertes par l'indice de défavorisation selon la zone géographique et la région canadienne, 2001

Zone*	Population			totales n	AD		Population moyenne† n
	totale	couverte			couvertes		
	n	n	%		n	%	
Zone*							
Les grandes RMR	11 159 876	10 881 733	97,5	17 962	17 297	96,3	629
Les autres RMR	8 137 050	7 913 022	97,2	13 357	12 697	95,1	623
Les AR	4 542 160	4 446 726	97,9	6 921	6 088	88,0	730
Petites villes et rural	6 168 008	6 070 620	98,4	14 753	11 382	77,2	533
Région							
Atlantique	2 285 729	2 256 726	98,7	4 202	3 526	83,9	640
Québec	7 237 479	7 074 786	97,8	12 153	11 208	92,2	631
Ontario	11 410 046	11 132 340	97,6	18 596	17 212	92,6	647
Prairies	5 073 323	4 950 516	97,6	10 315	8 902	86,3	556
Colombie-Britannique	3 907 738	3 806 636	97,4	7 463	6 448	86,4	542
Canada	30 007 094	29 312 101	97,7	52 993	47 464	89,6	618

* Les zones géographiques comptent approximativement les populations suivantes : Les grandes régions métropolitaines de recensement (RMR) : 2 000 000 et plus; les autres RMR : entre 100 000 et 1 000 000; les agglomérations de recensement (AR) : entre 10 000 et 100 000; les petites villes et le rural : moins de 10 000.

† Population moyenne des aires de diffusion de la zone géographique ou de la région canadienne

Source : Recensement canadien, 2001.

TABEAU 2
Composantes principales formant l'indice de défavorisation au Canada

Indicateur	Composante	
	matérielle	sociale
SCOLAR*	-0,83	0,00
EMPLOI†	0,71	-0,19
REVENU‡	0,82	-0,27
SEULES§	-0,01	0,84
S_D_V	-0,16	0,87
F_MONO#	-0,34	0,65
Variance expliquée	34 %	33 %
Variance cumulée	34 %	67 %

* Personnes de 15 ans et plus sans certificat, grade ou diplôme d'études secondaires / Personnes de 15 ans et plus

† Personnes de 15 ans et plus ayant un emploi / Personnes de 15 ans et plus

‡ Revenu moyen des personnes de 15 ans et plus

§ Personnes de 15 ans et plus vivant seules dans les ménages privés / Personnes de 15 ans et plus dans les ménages privés

|| Personnes de 15 ans et plus séparées, divorcées ou veuves / Personnes de 15 ans et plus

Familles monoparentales / Familles

NOTE : Les valeurs ci-dessus sont des saturations. Elles s'interprètent comme des coefficients de corrélation entre indicateur et composante.

Source : Recensement canadien, 2001.

été introduit dans les modèles lorsqu'il était significatif à un seuil de 5 %. La variabilité des taux ajustés a été estimée à l'aide de la méthode Delta⁶⁸.

Pour fournir un portrait satisfaisant des inégalités de mortalité selon la défavorisation, trois mesures sont utilisées, soit

le taux ajusté de mortalité, le ratio et la différence de taux ajustés de mortalité⁶⁹⁻⁷¹. Le taux de mortalité (par 100 000 habitants) exprime l'ampleur de la mortalité dans chaque groupe. Le ratio et la différence de mortalité illustrent respectivement les écarts relatif et absolu de mortalité entre les groupes extrêmes de défavorisation.

Si l'on considère les deux dimensions de la défavorisation simultanément, le ratio est obtenu en divisant le taux du groupe le plus défavorisé (Q5Q5) par celui du groupe qui l'est le moins (Q1Q1) alors que la différence est obtenue en soustrayant le taux du groupe le plus favorisé (Q1Q1) de celui qui l'est le moins (Q5Q5).

Résultats

L'indice de défavorisation

L'indice de défavorisation couvre près de 98 % de la population au Canada et cette proportion varie peu selon le milieu géographique (tableau 1). L'indice couvre également près de 90 % des AD au pays, cette proportion étant plus forte dans les RMR et plus faible dans les petites villes et le monde rural. L'écart tient à la présence d'un grand nombre d'AD sans population dans les petites villes et le monde rural.

L'ACP réalisée à l'échelle canadienne révèle la présence d'une structure factorielle à deux composantes (tableau 2). Celles-ci résumant chacune environ le tiers des variations associées aux 6 indicateurs considérés, pour un total de 67 %. Le sens des composantes diffère de façon marquée. Alors que la première traduit

TABLEAU 3
Composantes principales formant l'indice de défavorisation selon la zone géographique

Indicateur	Les grandes RMR						Les autres RMR		Les AR		Petites villes – Rural	
	Toronto		Montréal		Vancouver							
	matérielle	sociale	matérielle	sociale	matérielle	sociale	matérielle	sociale	matérielle	sociale	matérielle	sociale
SCOLAR*	-0,81	0,10	-0,84	0,09	-0,81	-0,11	-0,85	-0,01	0,15	-0,77	-0,78	-0,04
EMPLOI†	0,67	-0,13	0,73	-0,19	0,65	0,00	0,67	-0,23	-0,17	0,77	0,75	-0,23
REVENU‡	0,85	-0,17	0,84	-0,25	0,84	-0,20	0,78	-0,35	-0,33	0,80	0,85	-0,03
SEULES§	0,12	0,87	-0,08	0,86	0,10	0,87	-0,04	0,89	0,84	-0,14	0,04	0,79
S_D_V	-0,25	0,84	-0,18	0,82	-0,10	0,90	-0,30	0,84	0,88	-0,21	-0,02	0,85
F_MONO#	-0,57	0,54	-0,44	0,63	-0,49	0,48	-0,52	0,56	0,72	-0,32	-0,23	0,68
Variance expliquée	37 %	30 %	36 %	32 %	34 %	31 %	35 %	33 %	36 %	33 %	33 %	31 %
Variance cumulée	37 %	67 %	36 %	68 %	34 %	65 %	35 %	68 %	36 %	69 %	33 %	64 %

* Personnes de 15 ans et plus sans certificat, grade ou diplôme d'études secondaires / Personnes de 15 ans et plus

† Personnes de 15 ans et plus ayant un emploi / Personnes de 15 ans et plus

‡ Revenu moyen des personnes de 15 ans et plus

§ Personnes de 15 ans et plus vivant seules dans les ménages privés / Personnes de 15 ans et plus dans les ménages privés

|| Personnes de 15 ans et plus séparées, divorcées ou veuves / Personnes de 15 ans et plus

Familles monoparentales / Familles

NOTE : Les valeurs ci-dessous sont des saturations. Elles s'interprètent comme des coefficients de corrélation entre indicateur et composante. Lorsque chaque composante explique sensiblement le même pourcentage de la variance totale, leur position peut s'inverser.

Source : Recensement canadien, 2001.

TABLEAU 4
Composantes principales formant l'indice de défavorisation selon la région canadienne

Indicateur	Atlantique		Québec		Ontario		Prairies		Colombie-Britannique	
	composante		composante		composante		composante		composante	
	matérielle	sociale	matérielle	sociale	matérielle	sociale	matérielle	sociale	matérielle	sociale
SCOLAR*	-0,89	-0,01	-0,84	-0,05	-0,82	-0,02	-0,05	-0,86	-0,02	-0,80
EMPLOI†	0,85	0,00	0,77	-0,17	0,66	-0,24	-0,28	0,54	-0,10	0,68
REVENU‡	0,88	-0,19	0,85	-0,24	0,84	-0,22	-0,26	0,81	-0,24	0,80
SEULES§	0,13	0,80	-0,12	0,82	0,03	0,87	0,82	-0,03	0,87	-0,07
S_D_V	-0,06	0,88	-0,09	0,84	-0,28	0,84	0,88	-0,16	0,89	-0,16
F_MONO#	-0,27	0,73	-0,23	0,74	-0,47	0,57	0,67	-0,35	0,57	-0,40
Variance expliquée	40 %	33 %	35 %	34 %	35 %	32 %	34 %	31 %	32 %	32 %
Variance cumulée	40 %	73 %	35 %	69 %	35 %	67 %	34 %	65 %	32 %	64 %

* Personnes de 15 ans et plus sans certificat, grade ou diplôme d'études secondaires / Personnes de 15 ans et plus

† Personnes de 15 ans et plus ayant un emploi / Personnes de 15 ans et plus

‡ Revenu moyen des personnes de 15 ans et plus

§ Personnes de 15 ans et plus vivant seules dans les ménages privés / Personnes de 15 ans et plus dans les ménages privés

|| Personnes de 15 ans et plus séparées, divorcées ou veuves / Personnes de 15 ans et plus

Familles monoparentales / Familles

NOTE : Les valeurs ci-dessous sont des saturations. Elles s'interprètent comme des coefficients de corrélation entre indicateur et composante. Lorsque chaque composante explique sensiblement le même pourcentage de la variance totale, leur position peut s'inverser.

Source : Recensement canadien, 2001.

TABLEAU 5
Caractéristiques générales de la population canadienne selon le quintile de défavorisation matérielle et sociale

Quintile de défavorisation	Population		Groupe d'âge		Caractéristique socio-économique				
	n	Moins de 15 ans %	65 et plus %	SCOLAR*	EMPLOI†	REVENU‡	SEULES§	S_D_V	F_MONO#
				%	%	\$	%	%	%
Matérielle									
1	5 862 195	17,7	12,2	18,1	68,5	40 148	10,1	12,5	11,6
2	5 862 218	19,4	11,6	27,0	66,0	29 658	8,3	13,0	13,5
3	5 862 082	19,4	12,3	32,8	63,0	26 206	8,5	13,5	15,2
4	5 863 106	19,4	12,9	38,7	59,3	23 215	9,1	14,3	17,3
5	5 862 500	20,4	13,0	48,7	49,0	18 542	9,6	14,6	21,5
Sociale									
1	5 862 396	21,7	9,6	33,2	62,8	30 763	2,7	7,8	8,1
2	5 862 428	20,7	11,2	32,9	62,6	29 038	5,2	10,9	11,2
3	5 861 776	19,9	12,5	33,5	61,4	27 367	7,4	13,2	14,7
4	5 862 833	18,6	13,9	33,3	60,5	26 338	10,8	15,8	18,9
5	5 862 668	15,5	14,9	32,4	58,5	24 261	19,7	20,2	26,3
Matérielle et sociale									
1 et 1	1 211 019	22,0	8,9	18,5	69,0	47 711	2,2	6,9	5,8
5 et 5	1 321 335	19,7	13,9	47,4	46,3	16 920	18,8	21,9	34,5
Canada	29 312 101	19,3	12,4	33,1	61,2	27 554	9,1	13,6	15,8

* Personnes de 15 ans et plus sans certificat, grade ou diplôme d'études secondaires / Personnes de 15 ans et plus

† Personnes de 15 ans et plus ayant un emploi / Personnes de 15 ans et plus

‡ Revenu moyen des personnes de 15 ans et plus

§ Personnes de 15 ans et plus vivant seules dans les ménages privés / Personnes de 15 ans et plus dans les ménages privés

|| Personnes de 15 ans et plus séparées, divorcées ou veuves / Personnes de 15 ans et plus

Familles monoparentales / Familles

Les valeurs de ces caractéristiques (sauf pour F_MONO) sont ajustées selon l'âge et le sexe de la population canadienne.

Source : Recensement canadien, 2001.

principalement les variations associées à la scolarité, l'emploi et le revenu, la seconde révèle davantage le fait d'être séparé, divorcé ou veuf, ou de vivre seul ou dans une famille monoparentale. Cette configuration se rapproche des dimensions matérielle et sociale de la défavorisation de Townsend⁴⁶. Pour cette raison, et pour faciliter l'analyse et la discussion qui suivront, ces composantes seront qualifiées de matérielle et de sociale. Les ACP réalisées dans différentes zones géographiques et régions du Canada montrent que ces deux composantes sont présentes partout au pays à cette nuance près que, dans les RMR, la proportion de familles monoparentales est associée autant à l'une qu'à l'autre composante (tableaux 3 et 4). La variance expliquée par les deux composantes est très légèrement inférieure dans les petites villes et en milieu rural alors qu'elle décroît d'est en ouest du pays.

La défavorisation matérielle et sociale au Canada

L'indice de défavorisation fait apparaître des écarts appréciables dans les conditions socio-économiques au Canada (tableau 5). La défavorisation matérielle s'accompagne de variations notoires au plan de la scolarité, de l'emploi et du revenu et, à un degré moindre, des familles monoparentales. La défavorisation sociale varie davantage chez les familles monoparentales ainsi qu'avec les personnes vivant seules, séparées, divorcées ou veuves. Cette forme de défavorisation n'est pas non plus totalement indépendante de l'emploi et du revenu ainsi que d'un certain vieillissement de la population, et ce, même si les indicateurs considérés ont été ajustés selon l'âge. En combinant les deux formes de défavorisation et en comparant la population la plus favorisée simultanément aux plans matériel et social (1 et 1) à celle qui l'est le moins

(5 et 5), on retrouve des contrastes saisissants sur tous les indicateurs formant l'indice de défavorisation.

De tels contrastes s'observent à la grandeur du Canada, quelle que soit la zone géographique ou la région canadienne (tableau 6). L'ampleur des disparités socio-économiques peut cependant varier selon la zone ou la région. Ainsi, les écarts de défavorisation matérielle et sociale sont généralement plus élevés dans les grandes RMR que dans les AR, les petites villes et le monde rural ainsi que dans la région Atlantique. À l'inverse, cependant, le niveau moyen de défavorisation matérielle dans les RMR est plus faible que dans les petites villes, le monde rural et la région Atlantique.

TABEAU 6
Écarts socio-économiques selon la zone géographique et la région canadienne
Ratio* entre les personnes le plus et le moins défavorisées aux plans matériel et social, et valeur moyenne (M)

Zone géographique/ Région canadienne	Caractéristiques socio-économiques											
	SCOLAR [†]		EMPLOI [‡]		REVENU [§]		SEULES		S_D_V [#]		F_MONO ^{**}	
	Ratio	M %	Ratio	M %	Ratio	M \$	Ratio	M %	Ratio	M %	Ratio	M %
Toronto RMR	2,5	29,0	1,4	64,3	3,3	32 812	15,1	6,8	3,6	11,7	7,9	16,4
Montréal RMR	3,9	29,4	1,5	60,5	2,8	26 730	9,7	11,9	2,7	15,5	6,1	18,3
Vancouver RMR	2,5	27,3	1,4	61,2	2,9	28 883	9,5	9,5	3,5	13,0	5,3	15,4
Autres RMR	2,6	29,7	1,4	63,7	2,8	28 879	11,3	9,6	3,6	13,6	6,9	16,3
AR	2,1	36,1	1,5	58,9	2,1	25 792	6,8	9,8	3,0	15,0	4,9	16,3
Petites villes – Rural	1,9	42,8	2,0	57,0	2,0	23 108	2,7	8,3	2,2	12,9	6,3	13,1
Atlantique	2,5	39,2	1,8	52,8	2,4	22 713	3,4	8,2	2,4	13,4	5,5	16,2
Québec	3,4	32,7	1,5	58,6	2,5	25 035	8,0	11,5	2,4	15,5	4,9	16,8
Ontario	2,5	31,5	1,4	62,9	2,7	30 487	10,8	7,9	3,4	12,9	6,8	15,3
Prairies	2,5	36,2	1,4	66,0	2,7	26 931	11,7	8,5	3,4	12,2	8,1	15,3
Colombie-Britannique	2,5	30,6	1,4	59,4	2,4	27 306	7,2	9,7	3,3	14,3	5,3	15,7
Canada	2,6	33,1	1,5	61,2	2,8	27 554	8,5	9,1	3,2	13,6	5,9	15,8

* Ratio entre le groupe le plus défavorisé simultanément aux plans matériel et social (Q5 et Q5) et celui qui l'est le moins (Q1 et Q1). Pour SCOLAR, SEULES, S_D_V et F_MONO, Ratio: Q5 et Q5 / Q1 et Q1. Pour EMPLOI et REVENU, Ratio: Q1 et Q1 / Q5 et Q5.

† Personnes de 15 ans et plus sans certificat, grade ou diplôme d'études secondaires / Personnes de 15 ans et plus

‡ Personnes de 15 ans et plus ayant un emploi / Personnes de 15 ans et plus

§ Revenu moyen des personnes de 15 ans et plus

|| Personnes de 15 ans et plus vivant seules dans les ménages privés / Personnes de 15 ans et plus dans les ménages privés

Personnes de 15 ans et plus séparées, divorcées ou veuves / Personnes de 15 ans et plus

** Familles monoparentales / Familles

Les ratios et moyennes (sauf pour F_MONO) sont ajustées selon l'âge et le sexe de la population de la zone ou de la région touchée.

Source : Recensement canadien, 2001.

La défavorisation et la mortalité prématurée au Canada

Environ 94 % des décès prématurés en 2001 ont obtenu un indice de défavorisation, pour un total de 85 614 décès (tableau 7). Parmi les décès n'ayant pas reçu d'indice (n = 5 625), 14 % résultent de codes postaux erronés et 86 % d'AD sans indice, correspondant notamment à des populations en institution.

Le taux ajusté de mortalité prématurée s'établit à 310 décès pour 100 000 personnes au Canada en 2001. Le taux de mortalité progresse de façon continue avec la défavorisation, tant dans sa forme matérielle que sociale (figure 1). Le ratio de mortalité entre les groupes extrêmes de défavorisation matérielle et sociale s'élève à 2,41 et la différence de mortalité à 302 décès pour 100 000 personnes, une

valeur équivalente à celle observée dans l'ensemble du Canada.

De tels écarts sont observables partout au Canada, mais leur amplitude varie énormément selon la zone géographique et la région. Ainsi, parmi les personnes le plus défavorisées du Canada, ce sont celles habitant les AR, les petites villes et le monde rural qui recueillent les plus hauts taux de décès prématurés (figure 2). À l'inverse, dans les petites villes et le monde rural, les écarts relatifs et absolus de mortalité (ratio et différence) selon la défavorisation sont relativement faibles (figure 3). À l'échelle des régions canadiennes, les plus fortes disparités de mortalité selon la défavorisation se retrouvent dans les Prairies et en Colombie-Britannique alors, qu'à l'échelle des RMRs, elles caractérisent Vancouver et le groupe des autres RMR. Des trois grandes RMR du Canada, c'est

à Toronto que de telles disparités sont le plus faibles.

Discussion

L'indice de défavorisation compte 6 indicateurs regroupés sous deux composantes, l'une matérielle, l'autre sociale. Ces deux composantes sont présentes partout au pays, tant dans l'ensemble du Canada que dans différents milieux géographiques. Et partout, aussi, elles témoignent d'inégalités socio-économiques importantes, qu'il s'agisse de revenu, de scolarité, d'emploi ou de structure familiale. La pertinence de l'indice s'étend donc au-delà du seul monde urbain, largement privilégié pour la production de *proxies* géographiques^{9,11-13,33,35}, et se vérifie tant en milieu rural que dans la diversité des milieux urbains (grandes RMR, autres RMR et AR) et des régions du Canada.

TABLEAU 7
Population et décès chez les moins de 75 ans, selon la zone géographique, la région
et le quintile de défavorisation matérielle et sociale, Canada, 2001

	Population	Décès
	Nombre	Nombre
Zone géographique		
RMR Toronto	4 384 015	10 514
RMR Montréal	3 164 585	9 634
RMR Vancouver	1 837 025	4 632
Autres RMR	8 491 360	24 811
AR	4 178 475	14 744
Petites villes – Rural	5 705 250	21 279
Région canadienne		
Atlantique	2 123 610	7 359
Québec	6 711 995	22 298
Ontario	10 554 165	31 377
Prairies	4 692 225	13 706
Colombie-Britannique	3 588 725	10 568
Défavorisation matérielle		
Quintile 1	5 545 815	13 541
Quintile 2	5 573 520	15 176
Quintile 3	5 557 830	16 765
Quintile 4	5 536 780	18 470
Quintile 5	5 546 765	21 662
Défavorisation sociale		
Quintile 1	5 662 775	13 381
Quintile 2	5 613 635	15 370
Quintile 3	5 557 085	16 871
Quintile 4	5 490 310	18 197
Quintile 5	5 436 905	21 795
Défavorisation matérielle et sociale		
Quintile 1 et Quintile 1	1 172 970	2 277
Quintile 5 et Quintile 5	1 237 555	6 123
Canada	27 760 710	85 614

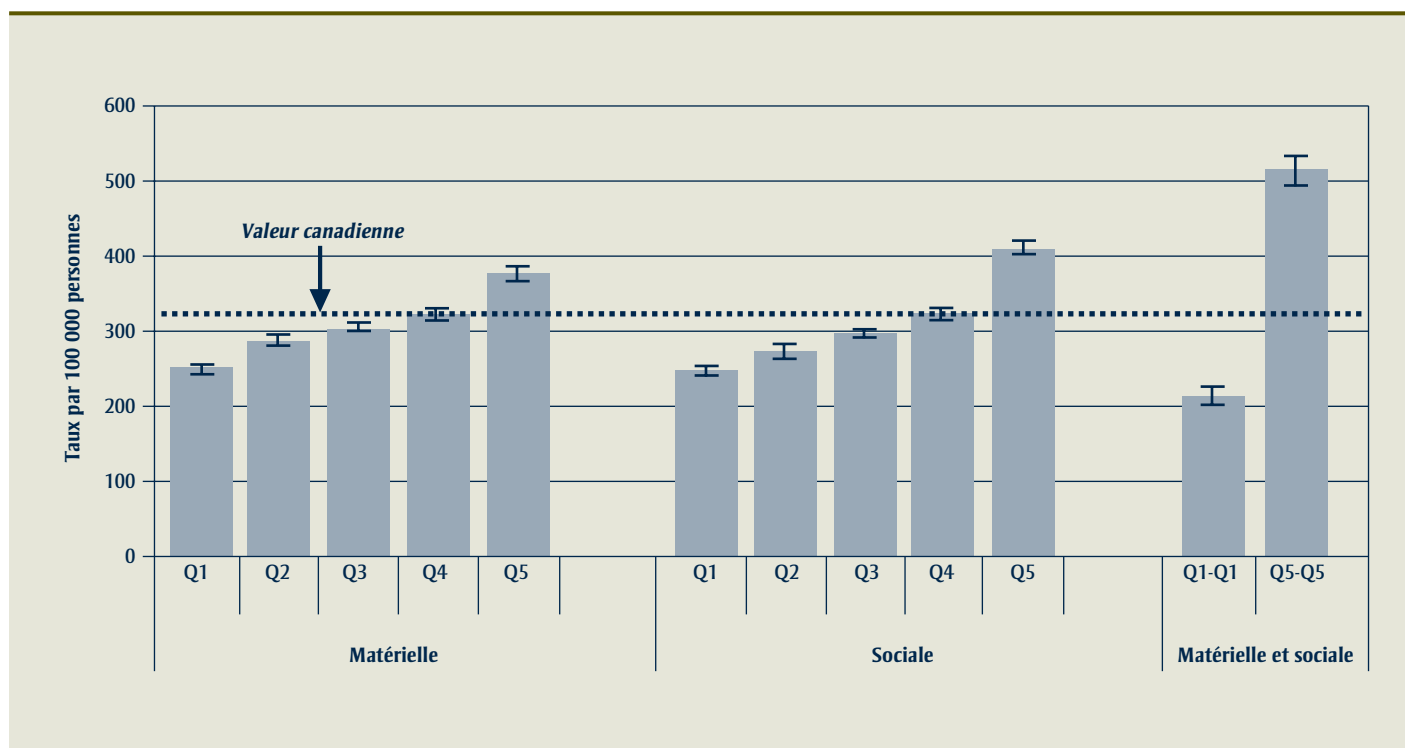
Source : Recensement et fichier des décès, 2001.

Les variations de l'indice de défavorisation sont étroitement liées à celles de la mortalité prématurée. On a vu que chaque forme de défavorisation, matérielle et sociale, contribue de façon indépendante à la mortalité et que cette contribution s'élève graduellement avec le niveau de défavorisation (figure 1). De pareils gradients sont observables partout au Canada, tant dans les grandes RMR que dans les autres zones géographiques et les régions canadiennes (données non présentées; disponibles sur demande). La défavorisation n'affecte donc pas uniquement les seuls groupes extrêmes de défavorisation mais elle concerne l'ensemble de la population.

L'effet conjoint des deux formes de défavorisation a pu être observé ici en comparant la mortalité des groupes se situant aux extrêmes de la défavorisation matérielle et sociale – Q5Q5 vs Q1Q1 (figures 2 et 3). L'effet conjoint est également perceptible, quoique moins marqué, à partir de populations de taille similaire à celle considérée sur chaque dimension séparément, soit en quintile. Ainsi, au Canada, le ratio et la différence du taux de la mortalité entre quintiles extrêmes (Q5 vs Q1) s'élèvent à 1,82 (1,73-1,92; intervalle de confiance [IC] à 95%) et à 192 décès (174-210; IC à 95%) pour 100 000 personnes, en considérant les deux dimensions de la défavorisation simultanément, contre 1,50 (1,45-1,55; IC à 95%) et 125 décès (115-136; IC à 95%) pour la dimension matérielle et 1,65 (1,60-1,70; IC à 95%) et 161 décès (151-172; IC à 95%) pour la dimension sociale, traitées séparément. Pareilles différences persistent selon le milieu géographique (données disponibles sur demande).

Si des travaux ont rapporté des disparités sociales de mortalité dans les RMRs canadiennes⁹⁻¹², la présente étude montre que ces inégalités s'étendent à tous les ensembles géographiques reflétant la diversité canadienne. En raison de différences méthodologiques, mais aussi de l'absence de travaux sur la géographie des disparités sociales de santé, et ce, tant au Canada qu'à l'échelle internationale, il est difficile de comparer les présents résultats avec ceux obtenus ailleurs. De fait, l'indice

FIGURE 1
Taux de mortalité prématurée selon le quintile de défavorisation matérielle et sociale Canada, 2001



NOTE : Les taux de décès sont ajustés selon l'âge, le sexe, la zone géographique et l'autre forme de défavorisation.

Source : Recensement et fichier des décès, Statistique Canada, 2001.

de défavorisation apporte un éclairage nouveau sur les disparités sociales de santé au Canada, en exprimant leur variabilité selon le milieu géographique.

Ces premiers résultats portant sur la mortalité prématurée requièrent d'être approfondis, qu'il s'agisse d'en détailler les causes de décès selon le sexe ou d'en décrypter les facteurs sous-jacents. Parmi ces facteurs, on compte la défavorisation relative⁷², la présence autochtone⁷³, l'immigration récente⁷⁴ et les aléas reliés aux *proxies* géographiques⁷⁵. Le recours à ce genre de *proxies*, notamment, peut expliquer en partie la présence de faibles ratios et différences de mortalité dans les petites villes et le rural. Ces premiers résultats peuvent également être comparés à ceux issus d'autres indicateurs socio-économiques, tels que le faible revenu. Toutefois, pour être utile et menée correctement, une telle comparaison a avantagé à retenir plusieurs indicateurs socio-économiques et indicateurs de santé simultanément, tout en faisant état de leurs fondements conceptuels et de

leur performance en regard de critères techniques et politiques^{5,7,20,21,28,35,51,76-78}. Un tel exercice dépasse le cadre de la présente étude.

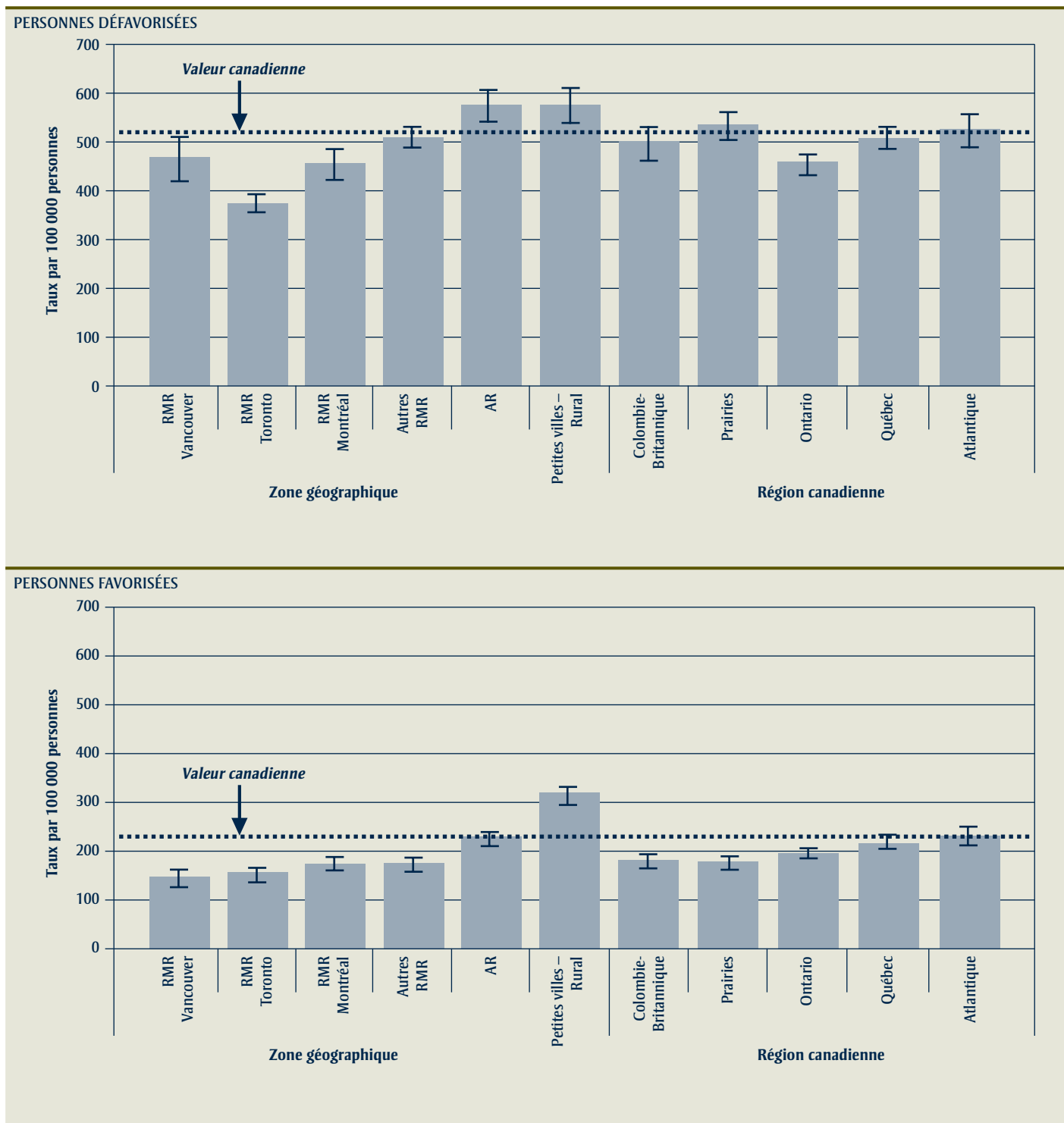
L'indice de défavorisation a ses limites. Il ne constitue pas une mesure individuelle des conditions socio-économiques mais une mesure des conditions rencontrées dans le voisinage. Dans une analyse étiologique, l'indice peut servir, mais il ne peut remplacer, une mesure individuelle, qui seule traduira la scolarité propre à la personne ou à sa famille, par exemple. Dans une analyse étiologique, ces deux types de mesures doivent ainsi être considérées simultanément, par le biais d'analyses multi-niveaux⁷⁹. L'existence d'un fichier jumelant un échantillon du recensement canadien de 1991 à un suivi de la mortalité de 1991 à 2001 permet cet exercice⁸⁰.

La lutte contre les inégalités sociales en matière de santé est devenue un enjeu majeur des systèmes de santé, tant au Canada⁸¹ qu'ailleurs dans le monde⁸².

L'existence d'outils permettant la mesure de ces inégalités, là où elles se trouvent, est un pré-requis à toute démarche de planification souhaitant réduire les inégalités. Actuellement, au Québec, l'indice de défavorisation sert à toutes les étapes du processus de planification de la santé: la mesure et la surveillance des inégalités^{36-38,42,43}; le développement d'orientations stratégiques⁸³; l'évaluation des services, tant à l'échelle provinciale que locale^{40,44} et l'allocation des ressources entre les régions⁸⁴.

Une étude récente de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS)⁸⁵ vient de révéler l'existence de nets gradients d'hospitalisation et d'autoévaluation de l'état de santé selon le présent indice de défavorisation dans 15 RMR. La qualité et l'intérêt d'une mesure ne se révèlent souvent qu'à l'usage. L'indice canadien de défavorisation est ainsi offert aux chercheurs et aux gestionnaires du secteur de la santé souhaitant en faire l'essai. Il est associé à divers produits maintenant accessibles sur le site Web de l'INSPQ⁸⁶.

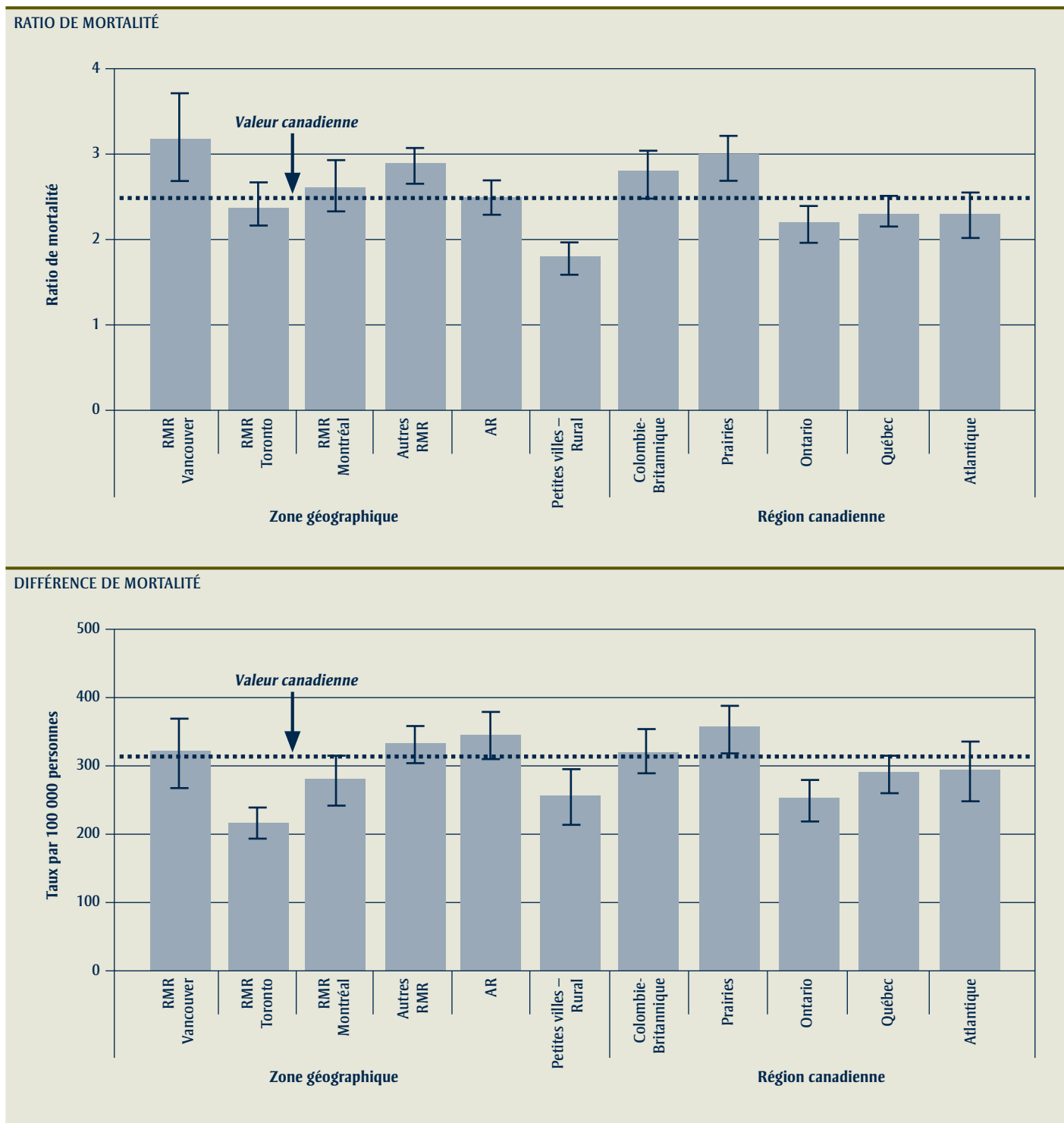
FIGURE 2
Taux de mortalité prématurée chez les personnes le plus et le moins défavorisées aux plans matériel et social selon la zone géographique et la région canadienne



NOTE : Les taux de décès sont ajustés selon l'âge, le sexe et, dans le cas des régions canadiennes, selon la zone géographique.

Source : Recensement et fichier des décès, Statistique Canada, 2001.

FIGURE 3
Ratio et différence de mortalité prématurée entre les personnes le plus et le moins défavorisées aux plans matériel et social selon la zone géographique et la région canadienne



NOTE : Les taux de décès sont ajustés selon l'âge, le sexe et, dans le cas des régions canadiennes, selon la zone géographique.

Source : Recensement et fichier des décès, Statistique Canada, 2001.

Remerciements

Nous remercions M. Russell Wilkins, de Statistique Canada, pour nous avoir facilité l'accès à la base canadienne de données de mortalité. Les analyses portant sur ces données et les opinions exprimées dans ce texte ne représentent cependant pas les vues de Statistique Canada. Nous remercions également M. Robert Choinière, de l'Institut national de santé publique du Québec, ainsi que deux réviseurs anonymes pour leurs commentaires sur la version initiale de ce texte.

Références

1. Institut canadien d'information sur la santé. Le projet des indicateurs de la santé : les cinq prochaines années. Rapport de la deuxième conférence consensuelle sur les indicateurs de la santé de la population, Ottawa (ON), Institut canadien d'information sur la santé, 2005.
2. Statistique Canada (Division de la santé). A review of national health surveys in Canada, 1978-1987. Dans : Rapports sur la santé-prototype, Ottawa, 1988. p. 28-50. N° au catalogue : 82-003-XPF.
3. Swain L, Catlin G, Beudet MP. Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale. Rapports sur la santé. 1999;10(4):73-89.
4. Statistique Canada. Profils de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes [Internet], Ottawa (ON), Statistique Canada [modifié le 30 juin 2005]. Disponible à : <http://www.statcan.gc.ca/pub/82-576-x/82-576-x2005001-fra.htm>.
5. Gordon D. Area-based deprivation measures: A U.K. perspective. Dans : Kawachi I, Berkman L (dir.). *Neighborhoods and health*, New York, Oxford University Press, 2003. p. 179-210.
6. Kunst AE, Mackenbach JP. *Measuring socioeconomic inequalities in health*, Copenhagen, Organisation mondiale de la Santé, 1994.
7. Krieger N, Chen JT, Waterman PD, Soobader MJ, Subramanian SV, Carson R. Geocoding and monitoring of US socioeconomic inequalities in mortality and cancer incidence: does the choice of area-based measure and geographic level matter?: the Public Health Disparities Geocoding Project. *Am J Epidemiol*. 2002 Sep 1;156(5):471-82.
8. Krieger N, Williams DR, Moss NE. Measuring social class in US public health research: concepts, methodologies, and guidelines. *Annu Rev Public Health*. 1997;18:341-78.
9. Choinière R. Évolution des disparités de la mortalité selon le revenu à Montréal, Journées annuelles de santé publique (dir.), 2002. Inédit.
10. Mustard CA, Derksen S, Berthelot JM, Wolfson M. Assessing ecologic proxies for household income: a comparison of household and neighbourhood level income measures in the study of population health status. *Health Place*. 1999 Jun;5(2):157-71.
11. Roos NP, Mustard CA. Variation in health and health care use by socioeconomic status in Winnipeg, Canada: does the system work well? Yes and no. *Milbank Q*. 1997;75(1):89-111.
12. Wilkins R, Berthelot JM, Ng E. Tendances de la mortalité selon le revenu du quartier dans les régions urbaines du Canada, 1971-1996. Rapports sur la santé. Supplément;2002;13:1-28.
13. Wilkins R, Ng E, Berthelot JM, Mayer F. Provincial differences in disability-free life expectancy by neighbourhood income and education in Canada, 1996, Ottawa (ON), Statistique Canada, 2002. Inédit.
14. Marmot M, Wilkinson RG, editors. *Social Determinants of Health*. 2^{ème} éd, Copenhagen, Organisation mondiale de la santé, 2003.
15. Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T. *Les inégalités sociales de santé*, Paris, Éditions La Découverte et Syros, 2000.
16. Adams J, Ryan V, White M. How accurate are Townsend Deprivation Scores as predictors of self-reported health? A comparison with individual level data. *J Public Health (Oxf)*. 2005 Mar;27(1):101-6.
17. Carstairs V, Morris R. Deprivation: explaining differences in mortality between Scotland and England and Wales. *BMJ*. 1989 Oct 7;299(6704):886-9.
18. Carstairs V. Deprivation indices: their interpretation and use in relation to health. *J Epidemiol Community Health*. 1995 Dec; 49 Suppl 2:S3-S8.
19. Jarman B. Identification of underprivileged areas. *Br Med J (Clin Res Ed)*. 1983 May 28; 286(6379):1705-9.
20. Jarman B, Townsend P, Carstairs V. Deprivation indices. *BMJ*. 1991 Aug 31; 303(6801):523.
21. Morris R, Carstairs V. Which deprivation? A comparison of selected deprivation indexes. *J Public Health Med*. 1991 Nov; 13(4):318-26.
22. Noble M, McLennan D, Wilkinson K, Whitworth A, Barnes H. *The English Indices of Deprivation 2007*, Londres, Department for Communities and Local Government Publications, 2008.
23. Townsend P, Phillimore P, Beattie A. *Health and Deprivation: Inequalities and the North*, Londres, Croom Helm, 1988.
24. Bajekal M, Jan S, Jarman B. The Swedish UPA score: an administrative tool for identification of underprivileged areas. *Scand J Soc Med*. 1996 Sep;24(3):177-84.
25. Tello JE, Jones J, Bonizzato P, Mazzi M, Amaddeo F, Tansella M. A census-based socio-economic status (SES) index as a tool to examine the relationship between mental health services use and deprivation. *Soc Sci Med*. 2005 Nov;61(10):2096-105.
26. Benach J, Yasui Y, Borrell C, Pasarín MI, Martínez JM, Daponte A. The public health burden of material deprivation: excess mortality in leading causes of death in Spain. *Prev Med*. 2003 Mar;36(3):300-8.

27. Challier B, Viel JF. Relevance and validity of a new French composite index to measure poverty on a geographical level. *Rev Epidemiol Santé Publique*. 2001 Feb; 49(1):41-50.
28. Krieger N, Chen JT, Waterman PD, Soobader MJ, Subramanian SV, Carson R. Choosing area based socioeconomic measures to monitor social inequalities in low birth weight and childhood lead poisoning: The Public Health Disparities Geocoding Project (US). *J Epidemiol Community Health*. 2003 Mar;57(3):186-99.
29. Hogan JW, Tchernis R. Bayesian factor analysis for spatially correlated data, with application to summarizing area-level material deprivation from census data. *J Am Stat Assoc*. 2004 Jun 1;99(466):314-24.
30. Kunst AE. Commentary: Using geographical data to monitor socioeconomic inequalities in mortality: experiences from Japanese studies. *Int J Epidemiol*. 2005 Feb; 34(1):110-2.
31. Salmond C, Crampton P, Sutton F. NZDep91: A New Zealand index of deprivation. *Aust N Z J Public Health*. 1998 Dec;22(7):835-7.
32. Frohlich N, Mustard C. A regional comparison of socioeconomic and health indices in a Canadian province. *Soc Sci Med*. 1996 May;42(9):1273-81.
33. Matheson FI, Moineddin R, Dunn JR, Creatore MI, Gozdyra P, Glazier RH. Urban neighborhoods, chronic stress, gender and depression. *Soc Sci Med*. 2006 Nov; 63(10):2604-16.
34. Pampalon R, Raymond G. Un indice de défavorisation pour la planification de la santé et du bien-être au Québec. *Maladies chroniques au Canada*. 2000;21(3):133-22.
35. Schuurman N, Bell N, Dunn JR, Oliver L. Deprivation indices, population health and geography: an evaluation of the spatial effectiveness of indices at multiple scales. *J Urban Health*. 2007 Jul;84(4):591-603.
36. Dupont MA, Pampalon R, Hamel D. Deprivation and cancer mortality Among Quebec Women and Men, 1994-1998, Québec (QC), Institut national de santé publique du Québec, 2004.
37. Hamel D, Pampalon R. Trauma and deprivation in Québec, Québec (QC), Institut national de santé publique du Québec, 2002.
38. Martinez J, Pampalon R, Hamel D. Deprivation and stroke mortality in Quebec. *Chronic Dis Can*. 2003 Spring-Summer; 24(2-3):57-64.
39. Pampalon R, Rochon M. Health Expectancy and Deprivation in Québec, 1996-1998. Manuscrit présenté au 13th Annual Meeting of the International Network on Health Expectancies (REVES) à Vancouver (C.-B.).
40. Pampalon R, Raymond G. Indice de défavorisation matérielle et sociale: son application au secteur de la santé et du bien-être. *Santé, Société et Solidarité*. 2003;(1):191-208.
41. Pampalon R, Philibert M, Hamel D. Inégalités sociales et services de proximité au Québec: Développement d'un système d'évaluation issu d'une collaboration entre chercheurs et intervenants. *Santé, Société et Solidarité*. 2004;(2):73-88.
42. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Évolution récente de la mortalité prématurée au Québec selon la défavorisation matérielle et sociale. Dans : Frohlich K, De Koninck M, Bernard P, Demers A (dir.). *Les inégalités sociales de santé au Québec*, Montréal (QC), Les Presses de l'Université de Montréal, 2008.
43. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Recent changes in the geography of social disparities in premature mortality in Québec. *Soc Sci Med*. 2008 Oct;67(8):1269-1281.
44. Philibert M, Pampalon R, Hamel D, Thouez JP, Loiselle C. Material and social deprivation and health and social services utilisation in Québec: a local-scale evaluation system. *Soc Sci Med*. 2007;64:1651-64.
45. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. Variations nationales de l'indice de défavorisation en 2001. [Internet]. Québec (QC), Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, 2009. Disponible à : http://www.msss.gouv.qc.ca/statistiques/atlas/atlas/index.php?id_carte=11
46. Townsend P. Deprivation. *J Soc Pol*. 1987 Apr;16:125-46.
47. Wagle U. Rethinking poverty: definition and measurement. *Int Soc Sci J*. 2002; 54(1/171):155-65.
48. Congdon P. The epidemiology of suicide in London. *J Roy Stat Soc Ser A Sta*. 1996; 159:515-33.
49. Curtis S, Copeland A, Fagg J, Congdon P, Almog M, Fitzpatrick J. The ecological relationship between deprivation, social isolation and rates of hospital admission for acute psychiatric care: a comparison of London and New York City. *Health Place*. 2006 Mar;12(1):19-37.
50. Statistique Canada. Le Dictionnaire du recensement de 2001, Ottawa (ON), Statistique Canada, 2003.
51. Krieger N, Zierler S, Hogan JW, Waterman P, Chen J, Lemieux K, Gjelsvik A. Geocoding and Measurement of Neighborhood socio-economic Position: A U.S. Perspective. Dans : Kawachi I, Berkman L (dir.). *Neighborhoods and Health*, New York: Oxford University Press, 2003. p. 147-78.
52. Niggebrugge A, Haynes R, Jones A, Lovett A, Harvey I. The index of multiple deprivation 2000 access domain: a useful indicator for public health? *Soc Sci Med*. 2005 Jun;60(12):2743-53.
53. Muecke C, Hamel D, Bouchard C, Martinez J, Pampalon R, Choinière R. Doit-on utiliser la standardisation directe ou indirecte dans l'analyse de la mortalité à l'échelle des petites unités géographiques? Québec (QC), Institut national de santé publique du Québec, 2005.

54. Gilthorpe MS. The importance of normalisation in the construction of deprivation indices. *J Epidemiol Community Health* 1995 Dec;49 Suppl 2:S45-S50.
55. Index 99 Team. Index of Deprivation 1999 Review. Final consultation. Report for Formal Consultation. Stage 2: Methodology for an Index of Multiple Deprivation, Oxford, University of Oxford, 1999.
56. Barnett S, Roderick P, Martin D, Diamond I, Wrigley H. Interrelations between three proxies of health care need at the small area level: an urban/rural comparison. *J Epidemiol Community Health*. 2002 Oct;56(10):754-61.
57. Barnett S, Roderick P, Martin D, Diamond I. A multilevel analysis of the effects of rurality and social deprivation on premature limiting long term illness. *J Epidemiol Community Health*. 2001 Jan;55(1):44-51.
58. Martin D, Brigham P, Roderick P, Barnett S, Diamond I. The (mis)representation of rural deprivation. *Environ Plann A*. 2000; 32:735-51.
59. Gilthorpe MS, Wilson RC. Rural/urban differences in the association between deprivation and healthcare utilisation. *Soc Sci Med*. 2003 Dec;57(11):2055-63.
60. Haynes R, Gale S. Deprivation and poor health in rural areas: inequalities hidden by averages. *Health Place*. 2000 Dec; 6(4):275-85.
61. Davey-Smith G, Dorling D, Mitchell R, Shaw M. Health inequalities in Britain: continuing increases up to the end of the 20th century. *J Epidemiol Community Health*. 2002 Jun;56:434-5.
62. James PD, Wilkins R, Detsky AS, Tugwell P, Manuel DG. Avoidable mortality by neighbourhood income in Canada: 25 years after the establishment of universal health insurance. *J Epidemiol Community Health*. 2007 Apr;61(4):287-96.
63. Leclerc A, Chastang JF, Menvielle G, Luce D. Socioeconomic inequalities in premature mortality in France: have they widened in recent decades? *Soc Sci Med*. 2006 Apr;62(8):2035-45.
64. Mackenbach JP, Bos V, Andersen O, Cardano M, Costa G, Harding S, Reid A, Hemström O, Valkonen T, Kunst AE. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. *Int J Epidemiology*. 2003;32:830-7.
65. Singh GK, Siahpush M. Increasing inequalities in all-cause and cardiovascular mortality among US adults aged 25-64 years by area socioeconomic status, 1969-1998. *Int J Epidemiol*. 2002 Jun;31:600-13.
66. Turrell G, Mathers C. Socioeconomic inequalities in all-cause and specific-cause mortality in Australia: 1985-1987 and 1995-1997. *Int J Epidemiol*. 2001;30:231-9.
67. Allison PD. Logistic regression using SAS system: theory and application, Caroline du Nord, SAS Institute Inc., 1999.
68. Tiwari HK, Elston RC. The approximate variance of a function of random variables. *Biometrical J*. 1999;41(3):351-7.
69. Boström G, Rosén M. Measuring social inequalities in health: politics or science? *Scand J Public Health*. 2003;31:211-5.
70. Regidor E. Measures of health inequalities: part 1. *J Epidemiol Community Health*. 2004;58:858-61.
71. Regidor E. Measures of health inequalities: part 2. *J Epidemiol Community Health*. 2006;58:900-3.
72. Wilkinson RG, Pickett KE. Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. *Soc Sci Med*. 2006 Apr;62(7):1768-84.
73. Santé Canada. Les canadiens en santé – Rapport fédéral sur les indicateurs comparables de la santé 2004, Ottawa (ON), Santé Canada, 2004.
74. Chen J, Ng E, Wilkins R. The health of Canada's immigrants in 1994-95. *Health Rep*. 1996;7(4):33-50.
75. Wilkins R. Neighbourhood income quintiles derived from Canadian postal codes are apt to be misclassified in rural but not urban areas. Ottawa (ON): Statistics Canada; 2004. Unpublished Work.
76. Ellaway A. Are single indicators of deprivation as useful as composite indicators in predicting morbidity and mortality: results from the Central Clydeside Conurbation. *Health Bull (Edinb)*. 1997 Sep;55(5):283-4.
77. Gordon D. Census based deprivation indices: their weighting and validation. *J Epidemiol Community Health*. 1995 Dec; 49 Suppl 2:S39-S44.
78. Carr-Hill R, Chalmers-Dixon P. The public health observatory handbook of health inequalities measurement, Oxford, South East Public Health Observatory, 2005.
79. Subramanian SV, Jones K, Duncan C. Multilevel Methods for Public Health Research. Dans : Kawachi I, Berkman L (dir). *Neighborhoods and Health*, New York, Oxford University Press, 2003. p. 65-111.
80. Wilkins R. Linking two of Canada's national treasures: mortality follow-up from a census-based sample of the Canadian population. Manuscrit présenté au : Annual Meeting of the Canadian Population Society. Congress of the Humanities and Social Sciences, 2005, du 31 mai au 1 juin, London (ON).
81. Butler-Jones D. Rapport de L'administrateur en chef de la santé publique sur l'état de la santé publique au Canada 2008: s'attaquer aux inégalités en santé, Ottawa (ON), Agence de la Santé Publique du Canada, 2008. N° au catalogue: HP2-10/2008F.
82. Commission des déterminants sociaux de la santé. Comblé le fossé en une génération : instaurer l'équité en santé en agissant sur les déterminants sociaux de la santé, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2008.

-
83. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. Troisième rapport national sur l'état de santé de la population du Québec. Riches de tous nos enfants : La pauvreté et ses repercussions sur la santé des jeunes de moins de 18 ans, Québec (QC), La direction des communications du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, 2007.
 84. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. Nouveau mode d'allocation des ressources 2007-2008, Québec (QC), Direction de l'allocation des ressources, MSSS, 2007. Inédit.
 85. Institut canadien d'information sur la santé. Réduction des écarts en matière de santé : un regard sur le statut socioéconomique en milieu urbain au Canada, Ottawa (ON), Institut canadien d'information sur la santé, 2008.
 86. Institut national de santé publique du Québec. Indice canadien de défavorisation. [Internet], Québec (QC), Institut national de santé publique du Québec, 2008. Disponible à : <http://www.inspq.qc.ca/santescope/liens.asp?comp=9&nav=M>