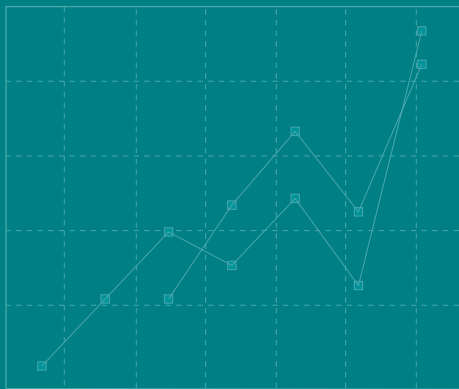




COLLECTION
la santé et
le bien-être

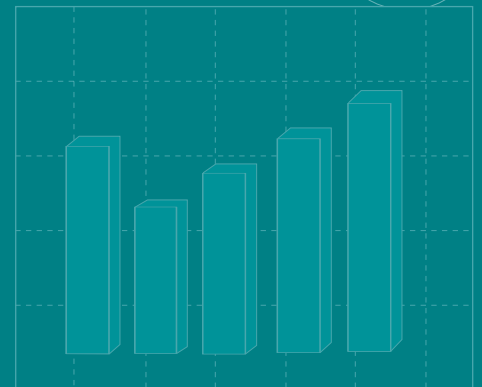
VARIATION DES ÉCARTS
DE L'ÉTAT DE SANTÉ
EN FONCTION DU
REVENU AU QUÉBEC
DE 1987 À 1998

9



4

0



8
7



6
5

2

Pour tout renseignement concernant l'ISQ et les données statistiques qui y sont disponibles, s'adresser à :

Institut de la statistique du Québec

200, chemin Sainte-Foy

Québec (Québec)

G1R 5T4

Téléphone : (418) 691-2401

ou

Téléphone : 1 800 463-4090

(aucuns frais d'appel au Canada et aux États-Unis)

Site WEB : <http://www.stat.gouv.qc.ca>

Cette publication a été réalisée et produite par l'Institut de la statistique du Québec.

Dépôt légal

Bibliothèque nationale du Canada

Bibliothèque nationale du Québec

Premier trimestre 2002

ISBN 2-551-21505-6

© Gouvernement du Québec

Toute reproduction est interdite sans l'autorisation expresse de l'Institut de la statistique du Québec.

Mars 2002

Avant-propos

Comme l'a démontré l'*Enquête sociale et de santé 1998*, il existe toujours, au Québec, pour plusieurs indicateurs de santé, d'importants écarts entre les groupes socioéconomiques, plus souvent au détriment des catégories situées au bas de l'échelle sociale. Cette même constatation a aussi été faite dans le cadre des deux autres enquêtes générales réalisées auprès de l'ensemble de la population québécoise vivant en ménage privé, en l'occurrence l'enquête *Santé Québec 1987* et l'*Enquête sociale et de santé 1992-1993*. Dans ces deux derniers cas, l'analyse des différences de l'état de santé et de bien-être entre les catégories socioéconomiques avaient d'ailleurs fait l'objet d'études particulières (Colin et autres, 1989; Ferland et Paquet, 1995).

Reconnaissant la nécessité de poursuivre ces investigations sur la variation des écarts de l'état de santé en fonction du revenu, un groupe de chercheurs du réseau de la santé publique a réalisé la présente étude à l'aide des données de l'enquête *Santé Québec 1987* et de l'*Enquête sociale et de santé 1998*. La pertinence d'entreprendre cette recherche est maintenant d'autant plus grande que le gouvernement du Québec prévoit se doter en 2002 d'une stratégie nationale de lutte à la pauvreté dont l'un des défis sera de « convenir d'indicateurs qui permettent de mesurer nos progrès en matière de lutte contre la pauvreté ou plutôt, devrait-on dire, en matière de développement social et humain » (Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale, 2001).

Le postulat à la base de la présente recherche est que les écarts de santé entre groupes socioéconomiques sont en bonne partie évitables. Plusieurs politiques publiques québécoises contribuent d'ailleurs à atténuer ces différences en agissant sur les conditions sociales menant aux écarts de santé, soit en réduisant les conséquences néfastes de la pauvreté sur la santé, soit en réduisant les effets négatifs d'une mauvaise santé sur la situation socioéconomique des individus.

La nécessité de suivre les progrès réalisés en ce domaine ne fait pas de doute. La présente étude applique pour la première fois au Québec des méthodes statistiques largement employées à cette fin en Europe depuis de nombreuses années. L'approche retenue permet d'estimer pour 1987 et 1998 l'ampleur des écarts de santé entre catégories de revenu au moyen de différentes mesures synthèses : l'indice d'inégalité relative, le ratio des extrêmes et le risque attribuable.

La publication du présent rapport par l'ISQ s'inscrit dans un contexte où le Québec a entrepris une réflexion sur l'élaboration d'indicateurs du développement social. En proposant une méthode de mesure du chemin parcouru pour l'atteinte d'une société équitable, cette étude est une des contributions de l'ISQ au débat sur le type de données à intégrer au bilan social et sanitaire du Québec.

Le directeur général,

Yvon Fortin

Cette publication a été réalisée par :

Marc Ferland, Direction de la santé publique, Régie régionale de la santé et des services sociaux (RRSSS) de Québec

Collaboration aux aspects statistiques :

Nathalie Plante, Direction de la méthodologie et des enquêtes spéciales, ISQ

Traitement des données :

Nathalie Audet, Direction Santé Québec, ISQ

Nathalie Plante, Direction de la méthodologie et des enquêtes spéciales, ISQ

Collaboration à l'élaboration du protocole :

Robert Choinière, Direction de la santé publique, RRSSS de Montréal-Centre

Michel Pageau, Direction de la santé publique, RRSSS de Québec

Yves Sauvageau, Direction de la santé publique, RRSSS de la Montérégie

Les lecteurs externes :

Réal Boisvert, Groupe vigie et qualité des services, RRSSS de la Mauricie et du Centre-du-Québec

Robert Pampalon, Direction développement et information, Institut national de santé publique du Québec

Mise en page :

Lucie Desroches, Direction Santé Québec, ISQ

Révision linguistique :

Nicole Descroisselles, Direction de l'édition et des communications, ISQ

Coordination de la production du rapport :

Carole Daveluy, Direction Santé Québec, ISQ

Jasline Florès, Direction Santé Québec, ISQ

Pour tout renseignement concernant le contenu de cette publication, s'adresser à :

Direction Santé Québec
Institut de la statistique du Québec
1200, avenue McGill College, bureau 1620
Montréal (Québec) H3B 4J8
Téléphone : (514) 873-4749
Télécopieur : (514) 864-9919
ou
Téléphone : 1 800 463-4090
(aucun frais d'appel au Canada et aux États-Unis)

Site WEB : <http://www.stat.gouv.qc.ca>.

ou à l'auteur :
Marc Ferland, Direction de la santé publique, RRSSS de Québec

Citation suggérée :

FERLAND, M. (2002). *Variation des écarts de l'état de santé en fonction du revenu au Québec de 1987 à 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 78 p.

Avertissements :

En raison de l'arrondissement des données, le total ne correspond pas nécessairement à la somme des parties.

À moins d'une mention explicite, toutes les différences présentées dans ce rapport sont statistiquement significatives à un niveau de confiance de 99 %.

Abréviations :

CV Coefficient de variation
IC Intervalle de confiance (x; y)
IIR Indice d'inégalité relative

Signes conventionnels :

– Néant ou zéro

Table des matières

Résumé	13
Définitions	15
Introduction	17
1. Aspects méthodologiques	19
1.1 Approche retenue	19
1.2 Source des données	24
1.3 Variables retenues	24
1.3.1 Variable socioéconomique	24
1.3.2 Indicateurs de santé	28
1.4 Aspects statistiques	29
1.5 Portée et limites des données.....	29
2. Résultats	31
2.1 Variable socioéconomique basée sur le revenu.....	31
2.2 Variable socioéconomique basée sur le revenu et indicateurs de santé.....	34
3. Conclusion	43
3.1 Synthèse	43
3.2 Avenues de recherche et implications pour l'action	44
Bibliographie	47
Annexes	
Annexe 1 – Exemples de calcul de l'indice d'inégalité relative.....	53
Annexe 2 – Comparaison entre les seuils de revenu insuffisant de la variable socioéconomique basée sur le revenu et les seuils de faible revenu de Statistique Canada	59
Annexe 3 – Questions sur le revenu du ménage utilisées dans les enquêtes de 1987 et 1998.....	63
Annexe 4 – Description des indicateurs de santé	67
Annexe 5 – Indicateurs de santé pour lesquels les relations statistiquement significatives ne répondent pas aux critères d'inégalité.....	71
Annexe 6 – Modèles de régression logistique.....	75

Liste des tableaux

1.	Seuils de revenu insuffisant (en dollars courants) selon la taille du ménage pour chacune des deux enquêtes utilisées dans la présente étude26	A-4	Liste des problèmes de santé spécifiques, ensemble de la population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998 70
2.	Matrice des bornes utilisées dans la présente étude pour définir les catégories de la variable socioéconomique basée sur le revenu pour chacune des deux enquêtes.....27	A-5	Indice d'inégalité relative (brut et ajusté) pour les indicateurs de santé répondant à la définition opérationnelle d'inégalité, population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998 77
3.	Indicateurs de santé retenus, population en ménage privé (1987 et 1998) et population en ménage privé selon l'âge (1998), Québec.....28		
4.	Variable socioéconomique basée sur le revenu selon l'âge, le sexe et l'activité principale, population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998.....31		
5.	Résultats pour les relations entre les indicateurs de santé retenus et la variable socioéconomique basée sur le revenu, population en ménage privé, Québec, 1987 et 199836		
A-1	Données nécessaires au calcul des indices d'inégalité relative des figures A-1 et A-2 (données fictives)57		
A-2	Seuils d'insuffisance de revenu de 1987 comparés aux seuils de faible revenu de 1986 (base 86).....61		
A-3	Seuils d'insuffisance de revenu de 1998 comparés aux seuils de faible revenu de 1997 (base 92).....61		

Liste des figures

1. Exemples de relations entre le niveau socioéconomique et un indicateur de santé pour deux années (données fictives).....	19	8. Indicateurs de santé pour lesquels les relations statistiquement significatives ($p < 0,01$) répondent aux critères d'inégalité, population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998.....	34
2. Valeurs de trois mesures synthèses pour une relation entre le niveau socioéconomique et un indicateur de santé pour deux années (données fictives).....	20	9. Proportion (%) de la population de 15 ans et plus en ménage privé percevant sa santé comme moyenne ou mauvaise selon la catégorie de revenu, Québec, 1987 et 1998	38
3. Valeurs de trois mesures synthèses pour une relation entre le niveau socioéconomique et un indicateur de santé pour deux années avec représentation du poids relatif des catégories de revenu (données fictives)....	23	10. Proportion (%) de l'ensemble de la population en ménage privé ayant des limitations d'activités à long terme selon la catégorie de revenu, Québec, 1987 et 1998	38
4. Distribution des catégories de la variable socioéconomique basée sur le revenu, ensemble de la population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998	32	11. Proportion (%) de l'ensemble de la population en ménage privé ayant des troubles mentaux selon la catégorie de revenu, Québec, 1987 et 1998	39
5. Variable socioéconomique basée sur le revenu selon l'âge, ensemble de la population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998	32	12. Proportion (%) de l'ensemble de la population en ménage privé ayant des troubles digestifs fonctionnels selon la catégorie de revenu, Québec, 1987 et 1998.....	40
6. Variable socioéconomique basée sur le revenu selon le sexe, ensemble de la population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998	33	13. Proportion (%) de la population de 15 ans et plus en ménage privé classée au niveau élevé de l'indice de détresse psychologique selon la catégorie de revenu, Québec, 1987 et 1998.....	41
7. Variable socioéconomique basée sur le revenu selon l'activité principale, population de 15 ans et plus en ménage privé, Québec, 1987 et 1998	33		

- A-1 Représentation graphique de l'IIR d'un problème de santé estimé au moyen de la régression simple pour des distributions dont les catégories socioéconomiques ont toutes le même poids relatif (données fictives)..... 55
- A-2 Représentation graphique de l'IIR d'un problème de santé estimé au moyen de la régression simple pour des distributions dont les catégories socioéconomiques ont des poids relatifs différents (données fictives)..... 56
- A-3 Indicateurs de santé pour lesquels les relations statistiquement significatives ($p < 0,01$) ne répondent pas aux critères d'inégalité, ensemble de la population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998 73

Résumé

Contexte : La réduction des écarts de santé et de bien-être liés aux inégalités socioéconomiques est un enjeu majeur dans le secteur de la santé au Québec. Toutefois, contrairement à de nombreuses autres problématiques en santé publique, la lutte contre les inégalités dans l'état de santé des groupes socioéconomiques n'a pas été traduite en objectifs mesurables. Pourtant, il existe des mesures synthèses qui permettent de mesurer l'évolution temporelle de ces écarts et dont la validité a été démontrée. Cependant, si la relation inverse entre le niveau socioéconomique et l'état de santé est un phénomène qui a fait l'objet de nombreuses études au Québec, peu ont tenté de mesurer la progression du phénomène. La présente étude vise donc à examiner dans quel sens évoluent les écarts de santé entre les groupes socioéconomiques au Québec au moyen de trois mesures synthèses : le ratio des extrêmes, le risque attribuable (versions relative et absolue) et l'indice d'inégalité relative (IIR).

Méthodes : Les données utilisées proviennent de deux enquêtes transversales réalisées en 1987 et 1998 auprès d'un échantillon représentatif de la population québécoise en ménages privés : l'enquête *Santé Québec 1987* et *l'Enquête sociale et de santé 1998*. Le classement socioéconomique des individus est basé sur le revenu total brut avant impôt du ménage ajusté selon le nombre de personnes qui le compose. Les indicateurs de santé retenus sont au nombre de quinze. Toutes les informations proviennent des réponses données par une personne pour elle-même ou pour l'ensemble des membres du ménage. On conclut à la présence d'inégalités si la valeur de l'IIR, ajusté pour l'âge et le sexe, est supérieure à 1. Plus la valeur de l'IIR est élevée et plus l'inégalité est grande. Les deux autres mesures, bien que moins précises, sont aussi calculées de manière à vérifier la concordance des résultats.

Résultats : En se basant sur l'IIR ajusté pour l'âge et le sexe, on constate qu'il y a présence d'iniquités tant en 1987 qu'en 1998 pour cinq des quinze indicateurs de santé examinés. Ce sont, dans l'ordre décroissant des valeurs de l'IIR, la santé perçue comme moyenne ou mauvaise, la limitation d'activités à long terme, les troubles digestifs fonctionnels, les troubles mentaux et le niveau élevé à l'indice de détresse psychologique. Dans tous les cas, leur ampleur n'a pas changé significativement (seuil 0,01) entre 1987 et 1998, bien que l'on note, dans le cas de la détresse psychologique élevée, une légère tendance à la hausse des inégalités ($p = 0,07$). On obtient les mêmes résultats avec le ratio des extrêmes et le risque attribuable. En se basant sur la version absolue du risque attribuable pour 1998, on constate que l'élimination des écarts de l'état de santé associés au revenu permettrait d'améliorer la santé d'au minimum 70 000 personnes dans le cas des troubles digestifs fonctionnels à un maximum de 266 000 personnes dans le cas de la santé perçue comme moyenne ou mauvaise.

Discussion : Les mesures synthèses présentées ici peuvent servir d'étalon entrant dans la formulation d'objectifs mesurables de santé publique. Il est d'abord préférable d'utiliser une mesure précise comme l'IIR malgré sa relative complexité. Cependant, cet indice étant d'interprétation difficile, il vaut mieux illustrer les écarts au moyen des deux autres mesures à condition toutefois que le bilan obtenu à partir de ces dernières soit le même.

Définitions

Indice d'inégalité relative : L'indice d'inégalité relative donne un aperçu général de la relation entre un indicateur de santé et le niveau socioéconomique à partir des proportions observées pour toutes les catégories socioéconomiques et en tenant compte de la répartition de la population dans chacune de ces catégories. Plus la valeur est élevée et plus l'inégalité est grande, l'absence d'inégalité étant égale à 1. La valeur précise, qui peut être déduite d'une régression simple ou préférablement d'une régression logistique, est cependant difficile à interpréter, car elle représente le rapport des prévalences d'un indicateur de santé entre les deux extrêmes de la répartition de la variable socioéconomique, soit 0 et 1, et non pas entre les deux catégories extrêmes. Il faut donc considérer cette mesure comme une statistique permettant de tester la présence et l'ampleur des écarts de santé liés au niveau socioéconomique.

Ratio des extrêmes : Le ratio des extrêmes exprime l'amplitude relative de l'écart existant dans les proportions d'un indicateur de santé donné entre les deux catégories socioéconomiques extrêmes. Une valeur supérieure à 1 signifie que la proportion de personnes qui présentent le problème en question, parmi la population se classant au niveau socioéconomique inférieur, est plus élevée que celle observée dans la population se classant au niveau socioéconomique supérieur. Bien que cette mesure synthèse ne tienne pas compte du poids relatif des catégories socioéconomiques ni de la prévalence du problème dans les catégories intermédiaires, elle donne cependant une bonne première appréciation du sens d'une distribution.

Risque attribuable : Le risque attribuable (ou fraction étiologique) exprime, en pourcentage, la réduction relative de la prévalence d'un problème de santé dans l'ensemble de la population si toutes les catégories socioéconomiques avaient, pour ce problème, le pourcentage observé dans la catégorie socioéconomique supérieure. La réduction peut aussi se traduire en nombre absolu, ce qui permet d'exprimer sur le plan des individus la population touchée par les écarts de santé liés au niveau socioéconomique. Le risque attribuable tient compte du poids relatif de chaque catégorie socioéconomique, mais pas des proportions pour l'indicateur de santé dans les catégories socioéconomiques autres que la catégorie supérieure.

Introduction

Un enjeu majeur des politiques publiques au Québec est la lutte contre les inégalités sociales. Dans le secteur sociosanitaire, cette préoccupation se traduit par l'élaboration de stratégies visant la réduction des écarts de santé et de bien-être reliés aux inégalités socioéconomiques notamment par l'amélioration des conditions de vie, le soutien aux milieux de vie ou des actions auprès des groupes vulnérables (MSSS, 1997; MSSS, 1992). L'association entre le niveau socioéconomique et l'état de santé est d'ailleurs un phénomène qui a fait l'objet de nombreuses études en santé publique au Québec. Ces études ont mis en évidence dans la plupart des cas une relation inverse, à savoir que les probabilités de mortalité ou de morbidité dans la population augmentent des catégories socioéconomiques supérieures vers les catégories socioéconomiques inférieures.

Ces conclusions s'observent pour de nombreux indicateurs de mortalité examinés à l'échelle du Québec, que ce soit l'espérance de vie à la naissance, les années potentielles de vie perdues, la mortalité générale, la mortalité infantile (Choinière, 2000; Courteau et autres, 1996; Beaudry et Sauvageau, 1994) et la mortalité pour certaines grandes causes, comme les tumeurs chez les hommes, les maladies de l'appareil circulatoire et les maladies de l'appareil respiratoire (Pampalon et Raymond, 2000; Choinière et autres, 1998; Piché, 1995). Il en est de même pour les indicateurs de morbidité mesurés au moyen d'enquêtes populationnelles, que ce soit la santé perçue, l'incapacité ou la détresse psychologique (Ferland et Paquet, 1995; Piché, 1995; Colin et autres, 1989). Les tendances qui se dégagent de l'ensemble de ces études sont dans la plupart des cas les mêmes en dépit du fait que les méthodologies utilisées sont souvent différentes tout comme le sont les mesures du statut socioéconomique (Ferland et autres, 1998a).

Si l'existence d'une relation entre le niveau socioéconomique et de nombreux indicateurs de santé au détriment des groupes moins bien nantis est un fait bien établi au Québec, l'évolution temporelle du phénomène est pour sa part moins bien documentée. En fait, à l'exception de certains travaux exploratoires (Ferland et autres, 1999; Ferland et autres, 1998b), aucune étude mesurant l'ampleur de la variation des inégalités dans l'état de santé des groupes socioéconomiques n'a été menée à l'échelle du Québec. Mentionnons toutefois que des travaux en ce sens ont été faits récemment dans la région de Montréal-Centre (Choinière, 2000). La situation au Canada n'est guère mieux où ce genre d'études est encore l'exception (Wilkins, 1995a; Millar et Stephens, 1993; Wilkins et autres, 1989) tout comme aux États-Unis (Hahn et autres, 1996; Pappas et autres, 1993). Par contre, un grand nombre d'études internationales, principalement européennes, ont examiné cette question au moyen de différentes approches (Kunst et autres, 1998a; Hallqvist et autres, 1998; Marang-van de Mheen et autres, 1998; Van de Mheen et autres, 1996; Kunst et autres, 1995; Kunst et Mackenbach, 1994a). Parallèlement à ces recherches, plusieurs travaux méthodologiques ont été publiés sur les techniques permettant de mesurer l'ampleur des écarts de l'état de santé liés au niveau socioéconomique (Kunst et autres, 1998b; Manor et autres, 1997; Kunst et Mackenbach, 1994b; Wagstaff et autres, 1991).

En se basant sur ces acquis, la présente étude a pour objectif de mesurer l'ampleur des écarts de l'état de santé entre les différents groupes socioéconomiques et d'examiner la variation de ces écarts à l'échelle du Québec à partir des résultats de deux enquêtes populationnelles, en l'occurrence l'enquête *Santé*

Québec 1987 et l'*Enquête sociale et de santé 1998*¹. L'étude porte plus précisément sur les écarts en ce qui a trait à l'état de santé qui défavorisent les groupes socioéconomiques inférieurs.

Il serait plus juste de parler ici d'iniquités plutôt que d'inégalités puisqu'on examine un type spécifique d'inégalité, c'est-à-dire celles qui ne sont pas socialement acceptables. On considère en effet que les différences observées sont évitables², du moins en théorie, en supposant que le niveau généralement meilleur de l'état de santé observé chez les personnes des catégories socioéconomiques supérieures puisse être le même pour toutes les autres catégories socioéconomiques. Il ne sera donc pas question des problèmes de santé qui défavorisent les catégories socioéconomiques supérieures. Le terme « inégalité » sera tout de même utilisé dans ce rapport comme il est coutume dans la littérature bien qu'il soit au sens strict un synonyme du terme plus neutre « écart ».

-
1. L'*Enquête sociale et de santé 1992-1993* n'a pas été retenue ici étant donné que le volet santé y était beaucoup moins approfondi.
 2. La situation socioéconomique défavorable peut être la cause ou la conséquence d'un problème de santé donné. Il est cependant possible de modifier ces impacts négatifs dont sont victimes les personnes par des programmes et politiques publiques en agissant sur les conditions sociales menant aux écarts de santé ou en atténuant les conséquences économiques d'une santé déficiente.

1. Aspects méthodologiques

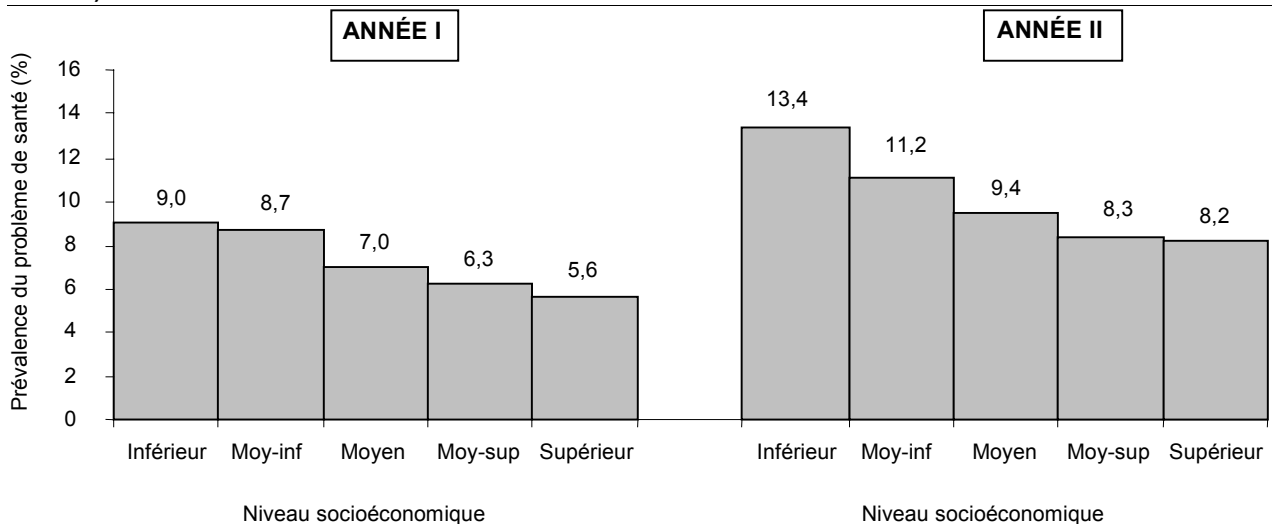
1.1 Approche retenue

L'étude de l'évolution des iniquités ou des inégalités liées à la santé et au bien-être des personnes appartenant à différents groupes socioéconomiques de la population requiert une méthodologie particulière reposant sur la production d'indicateurs qui mesurent l'ampleur de ces écarts. Ce type d'indicateur est une mesure synthèse de la relation observée entre la prévalence d'un problème de santé donné et le niveau socioéconomique des individus, ce dernier étant mesuré au moyen d'une classification hiérarchique.

À partir de données fictives, la figure 1 présente l'exemple d'un lien entre le niveau socioéconomique et un indicateur de l'état de santé pour deux années désignées, pour la circonstance « Année I » et « Année II ». À première vue, on pourrait conclure que la situation s'aggrave à l'année II, mais est-ce vraiment le cas? La production d'un indicateur mesurant l'amplitude du phénomène pour chacune de ces deux relations devient donc indispensable afin d'analyser sur une base quantitative l'évolution temporelle des inégalités dans l'état de santé des groupes socioéconomiques³. La même logique s'applique également à l'analyse des disparités géographiques de ces inégalités.

3. Dans cet exemple, les inégalités sont en fait en baisse à l'année II en se basant sur ce type de mesure malgré le fait que l'on constate une augmentation du problème de santé à tous les niveaux socioéconomiques (voir interprétation à la page 22).

Figure 1
Exemples de relations entre le niveau socioéconomique et un indicateur de santé pour deux années (données fictives)

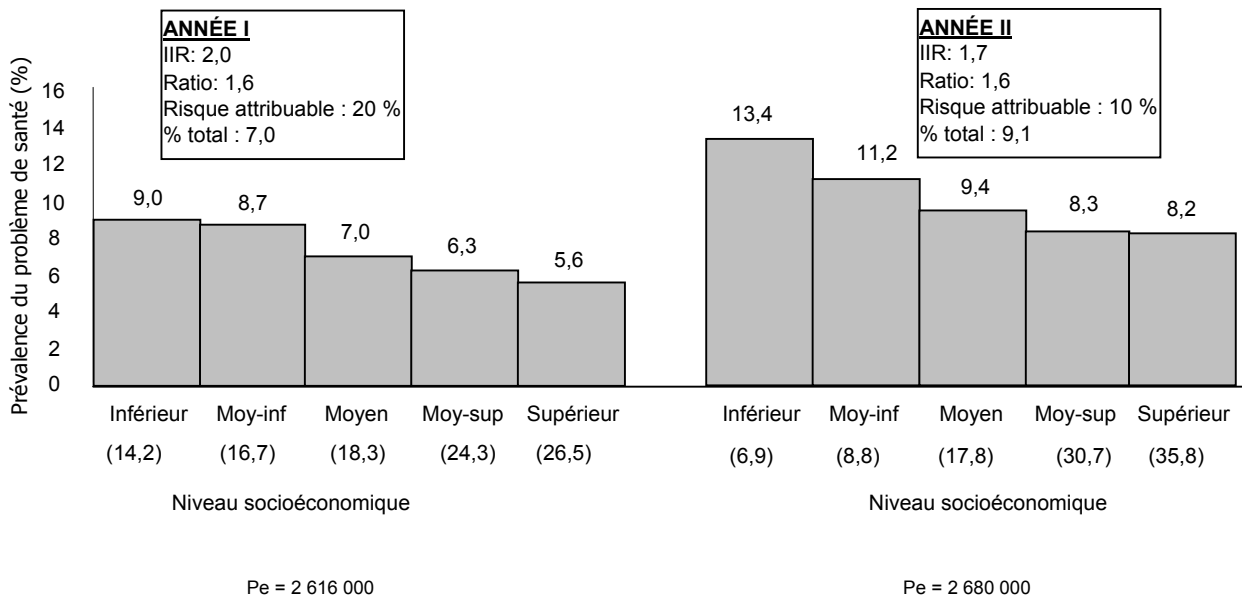


Plusieurs indicateurs peuvent être employés pour rendre compte de l'ampleur des écarts de santé liés au niveau socioéconomique. On en dénombre au moins une quinzaine qui se distinguent notamment par le type d'écarts mis en évidence (relatifs ou absolus), par la complexité des techniques statistiques utilisées (simples ou sophistiquées) et par la prise en compte ou non du poids relatif des catégories socioéconomiques considérées. Ils ont chacun des avantages et des inconvénients et aucun n'est intrinsèquement supérieur aux autres. L'indicateur le plus approprié est en fait celui qui répond le mieux aux objectifs visés par l'étude tout en étant adapté aux particularités des données disponibles⁴.

Les indicateurs simples ont l'avantage de s'interpréter facilement mais sont souvent imprécis tandis que c'est l'inverse pour les indicateurs sophistiqués qui, malgré leur plus grande précision, ont l'inconvénient d'être difficiles à traduire en termes concrets. C'est pourquoi il est recommandé d'utiliser des indicateurs simples en complémentarité à un indicateur complexe en donnant toutefois préséance à ce dernier pour examiner la présence d'inégalités. Dans le cas présent, trois mesures synthèses de l'inégalité dans l'état de santé des groupes socioéconomiques sont utilisées : une mesure complexe, l'indice d'inégalité relative (IIR) et deux mesures simples, le ratio des extrêmes et le risque attribuable.

4. Pour une description détaillée de l'ensemble de ces mesures, voir Manor et autres (1997), Kunst et Mackenbach (1994b) et Wagstaff et autres (1991).

Figure 2
Valeurs de trois mesures synthèses pour une relation entre le niveau socioéconomique et un indicateur de santé pour deux années (données fictives)



Pe : population estimée

La figure 2 donne les valeurs de ces trois mesures synthèses appliquées à l'exemple fictif présenté à la figure 1. Les mesures synthèses s'interprètent de la manière suivante :

- le ratio des extrêmes exprime l'amplitude relative de l'écart existant dans les proportions d'un indicateur de santé donné entre les deux catégories socioéconomiques extrêmes. Dans la figure 2, le ratio de 1,6 à l'année II est le rapport entre la prévalence pour l'indicateur de santé de la catégorie Inférieur (13,4 %) et celle de la catégorie Supérieur (8,2 %). La valeur de 1,6 signifie que la proportion de personnes qui présentent le problème en question parmi la population se classant au niveau socioéconomique inférieur est environ une fois et demie celle observée dans la population se classant au niveau socioéconomique supérieur;
- le risque attribuable (ou fraction étiologique) exprime, en pourcentage, la réduction relative de la prévalence d'un problème de santé dans l'ensemble de la population si toutes les catégories socioéconomiques avaient, pour ce problème, le pourcentage observé dans la catégorie socioéconomique supérieure. Dans la figure 2, le risque attribuable de 10 % à l'année II est la différence entre le pourcentage total (9,1) et le pourcentage de la catégorie Supérieur (8,2), rapportée sur le pourcentage total (9,1), et ce, multipliée par 100. La valeur de 10 % signifie que la proportion moyenne totale de personnes affectées par le problème de santé étudié dans l'ensemble de la population serait réduite de 10 % si toutes les catégories socioéconomiques présentaient la proportion enregistrée dans la catégorie de niveau socioéconomique supérieur. Le pourcentage total passerait ainsi de 9,1 % à 8,2 %. La réduction peut aussi se traduire en nombre absolu en appliquant le risque attribuable

de 10 % au numérateur de la proportion observée. Dans cet exemple, le numérateur, qui équivaut au nombre total de personnes affectées par le problème de santé en question, est de 240 000 ($240\,000 \div 2\,680\,000 = 9,1\%$), ce qui donne 24 000 personnes de moins avec une mauvaise santé.

- l'indice d'inégalité relative donne un aperçu général de la relation entre un indicateur de santé et le niveau socioéconomique à partir des proportions observées pour toutes les catégories socioéconomiques et en tenant compte de la répartition de la population dans chacune de ces catégories. Plus la valeur est élevée et plus l'inégalité est grande, l'absence d'inégalité étant égale à 1. Dans la figure 2, l'IIR de 1,7 pour l'année II est le rapport de cote (*odds ratio*) obtenu à partir d'un modèle de régression logistique où la variable dépendante est la variable de santé et la variable explicative la variable socioéconomique ordinaire transformée en variable continue cumulative ayant des valeurs entre 0 et 1, tandis que les différents niveaux de statut de chaque variable socioéconomique ont comme valeur pour la modélisation les points milieu de la répartition cumulative de chacun des niveaux⁵. La valeur de 1,7 est cependant difficile à interpréter, car elle représente le rapport des prévalences de mauvaise santé entre les deux extrêmes de la répartition de la variable socioéconomique, soit 0 et 1, et non pas entre les deux catégories extrêmes, comme c'est le cas avec le ratio. Il faut donc plutôt considérer cette mesure comme une statistique permettant de tester s'il y a présence d'inégalités dans l'état de santé des groupes socioéconomiques. Dans l'exemple présenté, on pourrait par contre quantifier la baisse relative observée entre les années I et II en rapportant la différence des deux

5. Pour un aperçu de la procédure de calcul de l'IIR, voir l'annexe 1.

IIR ($2,0 - 1,7 = 0,3$) sur l'IIR de l'année I, ce qui donne une diminution de 15 % (en admettant que la différence soit statistiquement significative).

Le recours à l'IIR, malgré sa relative complexité, s'explique par le fait qu'il contourne certaines lacunes importantes des mesures plus simples⁶. Par exemple, l'IIR tient compte du poids relatif des catégories socioéconomiques ainsi que des proportions observées du problème de santé dans les catégories intermédiaires, ce qui n'est pas le cas du ratio des extrêmes. En effet, un ratio identique peut être obtenu pour deux distributions totalement différentes. Il peut aussi arriver que la tendance temporelle qui se dégage de la comparaison de deux ratios soit l'inverse de la conclusion tirée à partir d'un indicateur plus complexe appliqué à une même relation. Le ratio donne cependant une bonne première appréciation du sens d'une distribution, une valeur supérieure à 1 indiquant que le pourcentage pour un indicateur de santé est plus élevé dans le groupe socioéconomique inférieur comparativement au groupe socioéconomique supérieur. Le risque attribuable tient pour sa part compte du poids relatif de chaque catégorie socioéconomique, mais pas des proportions pour l'indicateur de santé dans les catégories socioéconomiques autres que la catégorie supérieure. En contrepartie, il permet d'exprimer l'inégalité de façon plus concrète que l'IIR.

Dans l'exemple fictif présenté à la figure 2, l'interprétation serait que, (en supposant que les différences sont statistiquement significatives) malgré une augmentation à l'année II de la prévalence de la

mauvaise santé dans l'ensemble des groupes socioéconomiques, cela se traduit par une tendance à la baisse de l'IIR (2,0 à 1,7) ainsi que du risque attribuable (20 % à 10 %). Le ratio pour sa part demeure stable à 1,6. L'explication de cette apparente contradiction dans le sens des variations entre le ratio et les deux autres mesures synthèses est que l'IIR, tout comme le risque attribuable, sont sensibles aux variations dans la répartition des catégories socioéconomiques, ce qui n'est pas le cas du ratio. La figure 3 est une autre manière d'illustrer cette relation en présentant graphiquement l'importance relative de chaque catégorie socioéconomique. Ainsi, le poids des catégories inférieures diminuant à l'année II (pourcentages présentés entre parenthèses), leur contribution dans la relation s'en trouve atténuée, ce que ne détecte pas le ratio. Ainsi, en dépit des apparences, il y a baisse de l'inégalité à l'année II, malgré une augmentation de la prévalence du problème de santé dans l'ensemble de la population (7,0 % à 9,1 %).

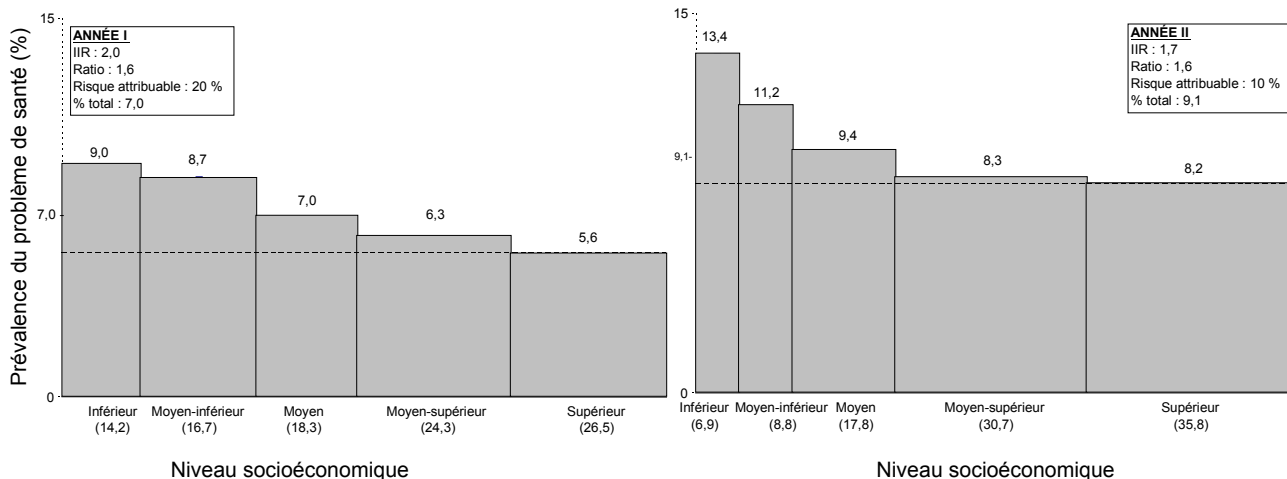
L'IIR est une mesure relative d'une grande versatilité, ce qui est sans doute l'une des raisons pour laquelle on y a recours dans de nombreuses études récentes sur la question des inégalités dans l'état de santé des groupes socioéconomiques (Cavelaars et autres, 1998a; Hart et autres, 1998; Kunst et autres, 1998a; Marang-van de Mheen et autres, 1998; Power et autres, 1997; Davey Smith et autres, 1998; Van de Mheen et autres, 1996; Kunst et autres, 1995; Kunst et Mackenbach, 1994a). Cet indice permet de produire une mesure des écarts de l'état de santé liés au niveau socioéconomique dont la valeur s'interprète de la même façon quelle que soit l'échelle socioéconomique utilisée et peu importe le problème de santé étudié. Ses principaux avantages sont :

- qu'il tient compte de toutes les catégories socioéconomiques;

6. Une autre mesure synthèse mathématiquement similaire à l'IIR et plus simple à interpréter, l'indice de concentration, n'a pas été retenue ici parce qu'il n'existe pas de méthode admise pour en calculer l'intervalle de confiance (Mackenbach et Kunst, 1997; van Doorslaer et autres, 1997). Plusieurs études ont néanmoins été réalisées avec cet indice dont au moins deux au Canada (Humphries et van Doorslaer, 2000; Ferland et autres, 1998b).

Figure 3

Valeurs de trois mesures synthèses pour une relation entre le niveau socioéconomique et un indicateur de santé pour deux années avec représentation du poids relatif des catégories de revenu (données fictives)



- qu'il peut être utilisé avec des échelles socioéconomiques asymétriques, c'est-à-dire dont chaque catégorie a un poids relatif différent;
- qu'il permet la comparaison de différents problèmes de santé sans être influencé par leurs prévalences spécifiques (valeurs exprimées en termes relatifs);
- qu'il peut être soumis à des techniques d'analyses multivariées.

À noter que le ratio ainsi que le risque attribuable ne sont présentés qu'à la condition que l'IIR révèle l'existence d'inégalités dans l'état de santé des groupes socioéconomiques pour une relation donnée.

De manière à enlever l'effet possible de l'âge et du sexe sur l'estimation de l'IIR, un indice ajusté a été calculé à l'aide du modèle de régression logistique auquel ont été ajoutés l'âge et le sexe comme variables explicatives. Les IIR peuvent alors être interprétés comme des indices d'inégalités indépendantes de l'âge et du sexe, comme si la répartition des individus selon l'âge et le sexe était la même pour les différents niveaux de statut socioéconomique.

L'IIR est calculé seulement pour les relations statistiquement significatives entre les variables et lorsqu'une distribution des variables de santé désavantage le groupe socioéconomique de niveau inférieur (ratio > 1), ou plus précisément si les conditions suivantes sont remplies : la prévalence du problème de santé est statistiquement plus élevée chez les personnes classées dans la catégorie de niveau socioéconomique inférieur que chez celles classées dans la catégorie de niveau supérieur, tout en ayant pour les catégories intermédiaires des prévalences se situant entre ces deux extrêmes pour au moins l'une des deux périodes comparées. En d'autres termes, la configuration de la relation devait se rapprocher le plus possible d'un gradient où les prévalences pour un problème donné augmentent de façon continue de la catégorie socioéconomique la plus élevée à la catégorie socioéconomique la plus faible.

Bien que les trois mesures synthèses puissent être utilisées avec des relations inégalement non graduelles ou irrégulières, il a été convenu de prioriser dès le départ celles adoptant l'allure d'un gradient puisque ces relations mettent mieux en évidence les situations dans lesquelles le facteur socioéconomique agit de manière progressive sur l'ensemble de la population, facilitant

du même coup l'interprétation des tendances temporelles. Cette particularité est importante car elle signifie que pour réduire les inégalités, il est nécessaire d'agir sur l'ensemble de la population et non pas uniquement auprès des groupes les plus défavorisés (Adler et autres, 1994). L'implication des politiques et programmes est donc majeure.

Tous les tests sont effectués au seuil de signification, c'est-à-dire qu'ils sont considérés significativement différents lorsqu'ils sont inférieurs à 0,01. L'examen initial des liens entre les variables décrivant l'état de santé et le statut socioéconomique est fait à l'aide d'un test du khi-deux sur le tableau de fréquences croisant une variable de santé (2 catégories) et la variable socioéconomique (5 catégories). Tous les tests sont effectués au seuil de signification 0,01, c'est-à-dire que les prévalences des problèmes de santé sont considérées significativement différentes entre les niveaux socioéconomiques lorsque le seuil observé du test est inférieur à 0,01.

1.2 Source des données

Les données proviennent de deux enquêtes populationnelles réalisées au Québec en 1987 et 1998 (Santé Québec, 1988; Daveluy et autres, 2000). La population visée est l'ensemble des ménages privés des régions sociosanitaires (à l'exception des réserves indiennes et excluant certaines régions nordiques peu peuplées, soit trois régions en 1987 et deux en 1998). Ces enquêtes ont utilisé un plan d'échantillonnage à deux degrés. La collecte d'information s'est échelonnée dans les deux cas sur un an afin de tenir compte du caractère saisonnier des problèmes de santé et des comportements. Les données ont été obtenues par entrevue directe et à l'aide d'un questionnaire autoadministré.

Dans chacun des ménages, une entrevue avec un adulte a permis à l'intervieweur de remplir le questionnaire général portant sur chaque membre du ménage : en 1987, les répondants de 11 323 ménages ont rempli ce questionnaire pour un échantillon total de 31 995 individus; en 1998, les répondants de 11 986 ménages ont rempli ce questionnaire pour un échantillon total de 30 386 individus. Chaque membre du ménage âgé de 15 ans et plus devait en outre remplir un questionnaire autoadministré qui abordait des questions plus personnelles. Parmi les individus admissibles, 19 724 ont répondu à ce questionnaire en 1987 et 20 773 en 1998.

1.3 Variables retenues

1.3.1 Variable socioéconomique

Les deux enquêtes contiennent des données se rapportant au revenu, à la scolarité et à la profession des individus dont les modalités de collecte sont très semblables rendant ainsi possible leur utilisation dans une perspective temporelle. De plus, on dispose déjà de trois variables mesurant séparément chacune de ces dimensions, dans chaque cas selon des approches similaires⁷. Il était donc possible de choisir l'une de ces variables ou encore d'utiliser les données entrant dans leur programmation pour en élaborer de nouvelles. Des travaux préliminaires ont donc été entrepris pour examiner différents scénarios. Cette première étape est importante puisqu'il est démontré que le sens et l'intensité des relations avec un même indicateur de l'état de santé peuvent varier grandement d'un indicateur socioéconomique à l'autre (Geyer et Peter, 2000; Prandy, 1999; Chandola, 1998). La situation est aussi compliquée par le fait qu'il n'y a pas unanimité en épidémiologie au regard des fondements théoriques entourant la sélection des dimensions à considérer pour construire ce genre d'indicateur (Feinstein, 1993;

7. Ce sont dans l'ordre, le niveau de revenu, la scolarité relative et la catégorie professionnelle (Chevalier et Sauvageau, 2000).

Liberatos et autres, 1988; Morgenstern, 1985). Ce constat est en fait une transposition dans le domaine de la santé publique des débats qui ont cours depuis toujours en sciences sociales sur les différentes approches employées dans les études en stratification sociale (Prandy, 1999; Krieger et autres, 1993).

Dans le cas présent, on devait tenir à la fois compte de certains choix théoriques et des contraintes liées aux données disponibles. Ainsi, il a été convenu que cette variable devait traduire la position sociale des individus à partir de celle du ménage auquel ils sont associés. En effet, le rang social individuel est surtout fonction de l'unité de production et de reproduction qu'est le ménage plutôt que la situation socioéconomique de l'individu prise isolément (Krieger et autres, 1999; Smith et Graham, 1995). L'approche par ménage pour établir le statut socioéconomique individuel implique donc que chaque personne de la même unité a un classement identique. C'est d'ailleurs le cas de la variable mesurant le niveau de revenu disponible dans les deux enquêtes.

Les variables basées sur la scolarité ou la profession fournies dans ces enquêtes sont pour leur part des échelles individuelles qui se prêtent mal à une transformation en variable de ménage. Les scénarios envisagés au moyen des données disponibles étaient en effet de validité discutable. D'abord, le choix de la personne de référence posait problème dans le cas des parents de familles biparentales ou des couples sans enfants : devait-on choisir le classement le plus élevé des deux personnes, faire une moyenne ou la sommation des deux classements ou plutôt retenir celui de l'homme comme c'est encore le cas dans de nombreuses études? Mais quelle que soit la solution envisagée, on constate des aberrations dans le classement des différents ménages. De plus, pour ce qui est de la profession, on ne dispose que de l'occupation des individus au moment de l'enquête alors qu'il est recommandé d'utiliser dans ces échelles la principale occupation au cours de la vie ou du moins la plus importante au cours des dernières années.

La conception d'une échelle multidimensionnelle à partir des données disponibles, c'est-à-dire combinant par exemple le revenu et la scolarité, n'a par ailleurs pas été envisagée. L'élaboration de ce genre d'échelle, au même titre que d'autres indices s'appliquant à d'autres domaines produits dans ces deux enquêtes tels l'indice de détresse psychologique ou l'autonomie décisionnelle au travail, doit préférablement se faire dès la conception d'une enquête en se basant sur un cadre théorique devant servir à orienter le choix des informations à recueillir.

Tenant compte de toutes ces contingences, seule la variable socioéconomique basée sur le revenu des enquêtes de 1987 et de 1998 (SUFREV pour suffisance du revenu) fut retenue. Cette variable compte cinq catégories qui sont des multiples des seuils de revenu insuffisant se rapprochant des seuils de faible revenu de Statistique Canada. Des modifications ont cependant dû être apportées de façon à assurer la comparabilité temporelle de cette variable puisque les critères servant à délimiter les catégories de revenu n'étaient pas les mêmes dans les deux enquêtes. Les versions de 1987 et 1998 de la variable socioéconomique utilisées dans la présente étude ont toutes deux des seuils de revenu insuffisant qui s'apparentent aux seuils de faible revenu proposés par Statistique Canada pour les agglomérations de 500 000 habitants et plus (Statistique Canada, 1999). La procédure employée pour déterminer les nouveaux points de coupure est présentée à l'annexe 2. Les seuils utilisés ici pour 1987 et 1998 sont présentés dans le tableau 1 en dollars courants selon la taille du ménage.

Tableau 1
Seuils de revenu insuffisant (en dollars courants) selon la taille du ménage pour chacune des deux enquêtes utilisées dans la présente étude

Taille du ménage	Santé Québec 1987	Enquête sociale et de santé 1998
1-2 personnes	12 000 \$	20 000 \$
3-4 personnes	20 000 \$	30 000 \$
5 personnes et plus	30 000 \$	40 000 \$

Note : Les seuils de 1998 ne correspondent pas à ceux entrant dans la programmation de la variable mesurant le niveau de revenu (désigné SUFREV pour suffisance du revenu) utilisée dans le rapport publié par l'ISQ en 2000 et dont les valeurs sont de 15 000 \$, 20 000 \$ et 30 000 \$ (Daveluy et autres, 2000). Ceci s'explique dans la présente étude par la nécessité de rendre les seuils comparables dans le temps (voir annexe 2).

Une fois les seuils d'insuffisance de revenu déterminés, il est possible de créer des catégories représentant des multiples de ces seuils. On dénombre au total pour la variable socioéconomique cinq catégories, soit deux de revenu insuffisant et trois au-dessus de ce seuil désignées de la façon suivante : Insuffisant-inférieur, Insuffisant-supérieur, Suffisant-inférieur, Suffisant-moyen, Suffisant-supérieur. Le tableau 2 présente la matrice des points de coupure en dollars courants ainsi qu'en pourcentage du seuil insuffisant pour chacune des cinq catégories de revenu.

Tableau 2
Matrice des bornes utilisées dans la présente étude pour définir les catégories de la variable socioéconomique basée sur le revenu pour chacune des deux enquêtes

		Santé Québec 1987			Enquête sociale et de santé 1998		
		1-2 personnes	3-4 personnes	5 personnes et plus	1-2 personnes	3-4 personnes	5 personnes et plus
Bornes des catégories en \$ courants							
Insuffisant	Insuffisant-inférieur	0-6 000	0-12 000	0-20 000	0-10 000	0-15 000	0-20 000
	Insuffisant-supérieur	6 000-12 000	12 000-20 000	20 000-30 000	10 000-20 000	15 000-30 000	20 000-40 000
Suffisant	Suffisant-inférieur	12 000-20 000	20 000-30 000	30 000-40 000	20 000-30 000	30 000-40 000	40 000-60 000
	Suffisant-moyen	20 000-30 000	30 000-40 000	40 000-50 000	30 000-40 000	40 000-60 000	60 000-80 000
	Suffisant-supérieur	30 000 et plus	40 000 et plus	50 000 et plus	40 000 et plus	60 000 et plus	80 000 et plus
Bornes des catégories en % du seuil insuffisant							
Insuffisant	Insuffisant-inférieur	< 0,50	< 0,60	< 0,67	< 0,50	< 0,50	< 0,50
	Insuffisant-supérieur	0,50-1,00	0,60-1,00	0,67-1,00	0,50-1,00	0,50-1,00	0,50-1,00
Suffisant	Suffisant-inférieur	1,00-1,70	1,00-1,50	1,00-1,30	1,00-1,50	1,00-1,30	1,00-1,50
	Suffisant-moyen	1,70-2,50	1,50-2,00	1,30-1,70	1,50-2,00	1,30-2,00	1,50-2,00
	Suffisant-supérieur	> 2,50	> 2,00	> 1,70	> 2,00	> 2,00	> 2,00

À la lecture du tableau, on constate qu'il n'y a pas toujours d'une enquête à l'autre une concordance parfaite des bornes exprimées en pourcentage des seuils (présentées dans la partie inférieure du tableau), en particulier pour les catégories chez les ménages de 5 personnes et plus. Cela est dû en partie au fait que les questions posées pour mesurer le revenu total du ménage n'utilisent pas les mêmes choix de réponse en 1987 et 1998 (voir l'annexe 3). C'est également pour cette raison qu'il n'est pas possible d'obtenir des bornes plus élevées pour les catégories supérieures⁸. Malgré ces contraintes, les points de coupure obtenus assurent tout de même une excellente comparabilité temporelle de la variable socioéconomique.

8. Par exemple, la variable mesurant le niveau de revenu des ménages produite dans le cadre de l'enquête de 1998 (SUFREV) utilise comme points de coupure pour les deux catégories supérieures 2 à 4 fois le seuil de faible revenu et plus de 4 fois ce seuil (Chevalier et Sauvageau, 2000). Cette catégorisation est possible étant donné que cette variable n'est pas soumise aux contraintes de comparabilité temporelle des variables utilisées ici pour 1987 et 1998.

À noter qu'il est aussi techniquement possible d'obtenir, à partir des données regroupées, un classement selon le rang centile du revenu (déciles, quintiles, terciles...) ajusté pour la taille du ménage. L'approche consiste à diviser la valeur centre de chaque intervalle de revenu tiré du questionnaire par un facteur d'équivalence qui fait l'ajustement pour le nombre de personnes dans le ménage (par exemple le carré de la taille du ménage souvent utilisé dans les études de comparaisons internationales) et de classer ensuite les individus selon l'ordre ascendant des nouvelles valeurs associées à leur ménage. Cette classification n'a cependant pas été retenue. En effet, si cette transformation est réalisable pour les deux enquêtes, elle demeure de validité douteuse pour 1987, notamment à cause du faible nombre d'intervalles disponibles dans le questionnaire, soit sept, et parce que l'intervalle maximum (50 000 \$ et plus) est trop peu élevé pour être suffisamment précis aux niveaux supérieurs de revenu⁹. Pour 1998, cet intervalle est de 100 000 \$ et plus tandis que le nombre total d'intervalles est de 10, lesquels sont constitués à partir de 17 choix de réponse. Par ailleurs, l'utilisation d'une catégorisation relative de la variable socioéconomique basée sur le rang centile rend impossible son analyse temporelle étant donné que la répartition de chaque niveau demeure constante dans le temps. Il y a de ce fait perte d'information puisqu'on ignore les changements survenus entre les deux enquêtes dans la répartition des catégories de revenu dans la population. Pour contourner ce problème, il faut appliquer aux deux périodes les points de coupure des catégories d'une d'entre elles à condition que les intervalles proposés dans les deux questionnaires soient les mêmes, ce qui n'est pas le cas ici.

9. Selon Statistique Canada, 18 % des ménages au Québec en 1986 (année de référence pour le revenu de l'enquête de 1987) avaient des revenus supérieurs à 50 000 \$ (Statistique Canada, 1987).

L'information sur le revenu provient du questionnaire rempli par l'intervieweur (QRI), et plus précisément des réponses fournies par les personnes ayant répondu pour elles-mêmes et pour l'ensemble des membres de leur ménage à une question leur demandant d'estimer le revenu global avant impôt de cette unité provenant de toutes sources pour l'année civile précédente (question # 64 en 1987 et question # 172 en 1998). Une série de choix de réponse leur était présentée sous forme d'intervalles dont les limites et le nombre diffèrent entre les deux enquêtes. Le libellé des questions était aussi légèrement différent.

1.3.2 Indicateurs de santé

Le tableau 3 présente les 15 indicateurs sélectionnés. On retrouve à la fois des indicateurs généraux comme la santé perçue comme moyenne ou mauvaise, le niveau élevé à l'indice de détresse psychologique ou les limitations d'activités à long terme ainsi que des indicateurs mesurant la prévalence de problèmes spécifiques allant des troubles mentaux aux maladies cardiaques en passant par les maux de tête et la grippe.

À noter que les informations proviennent toutes des réponses données par les personnes, soit pour elles-mêmes ou pour l'ensemble des membres du ménage et qu'aucun examen médical n'a été effectué. Dans tous les cas, les indicateurs s'appliquent à l'ensemble de la population, sauf pour ce qui est de la santé perçue comme moyenne ou mauvaise et le niveau élevé à l'indice de détresse psychologique qui se rapportent à la population de 15 ans et plus. Une description plus détaillée de chacun des indicateurs retenus est fournie à l'annexe 4.

Tableau 3

Indicateurs de santé retenus, population en ménage privé (1987 et 1998) et population en ménage privé selon l'âge (1998), Québec

Indicateurs	Population	Prévalence (%)						
		Total		Selon l'âge (1998)				
		1987	1998	0-14 ans	15-24 ans	25-44 ans	45-64 ans	65 ans et plus
Catégorie élevée à l'indice de détresse psychologique	15 ans et +	19,4	20,1	–	28,2	20,2	19,2	10,7
Santé perçue comme moyenne ou mauvaise	15 ans et +	11,4	11,0	–	6,8	7,1	13,0	22,9
Maux de tête	Total	8,4	11,8	2,8	9,6	17,0	14,5	8,7
Arthrite ou rhumatisme	Total	10,0	11,8	0,5**	2,9*	8,1	19,7	34,8
Autres allergies (1)	Total	6,5	10,3	7,9	13,8	12,7	8,7	6,6
Maux de dos ou de la colonne	Total	7,7	10,2	0,5**	5,8	12,4	14,9	15,8
Rhinite allergique (rhume des foies)	Total	6,0	9,4	4,6	14,6	13,6	8,0	2,5*
Limitations d'activités à long terme	Total	7,4	9,3	2,3	4,0	7,4	14,0	22,6
Allergies ou affections cutanées	Total	7,9	9,1	8,9	10,5	9,9	7,8	8,5
Hypertension artérielle	Total	6,3	8,5	0,0**	0,4**	2,2	14,7	37,1
Autres affections respiratoires (2)	Total	4,1	5,4	7,7	3,8*	4,7	4,4	7,9
Troubles digestifs fonctionnels	Total	3,9	5,0	2,2*	2,2*	4,5	5,7	12,5
Maladies cardiaques	Total	4,1	4,6	0,2**	0,5**	1,1*	6,3	23,2
Troubles mentaux	Total	3,0	4,3	1,6*	1,8*	4,5	5,9	7,6
Grippe	Total	3,7	3,7	4,9	3,2*	3,2	4,2	2,8*

* Coefficient de variation entre 15 % et 25 %; interpréter avec prudence.

** Coefficient de variation > 25 %; estimation imprécise fournie à titre indicatif seulement.

(1) Allergies excluant la rhinite allergique et celles comprises dans l'indicateur « Allergies ou affections cutanées ».

(2) Problèmes respiratoires autres que grippe, bronchite et emphysème, asthme et rhinite allergique.

Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.

Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

Les variables de santé sont toutes dichotomiques ou binaires, c'est-à-dire qu'elles comprennent deux catégories. Le choix des variables a été fait sur la base des critères suivants : la dimension ou catégorie d'intérêt des variables retenues (indicateur) devait avoir une prévalence suffisante (pas moins de 3 % aux deux enquêtes), de façon à fournir des estimations stables sur le plan statistique (coefficient de variation < 15 %), et les variables devaient évidemment être disponibles en 1987 et 1998.

1.4 Aspects statistiques

De manière à tenir compte des plans de sondage complexes utilisés dans chacune des enquêtes, tous les modèles de régression servant à calculer les IIR ont été ajustés à l'aide de la procédure LOGISTIC du logiciel SUDAAN. Le calcul des intervalles de confiance pour le ratio des groupes extrêmes a été fait à l'aide de

la procédure CROSSTAB de SUDAAN tandis que dans le cas du risque attribuable, ce fut au moyen de l'approche retenue par Kunst et Mackenbach (1994b). La pondération utilisée est celle du questionnaire autoadministré pour les croisements impliquant les variables de santé d'où sont tirés les indicateurs « santé perçue comme moyenne ou mauvaise » et « niveau élevé à l'indice de détresse psychologique ». Les autres croisements ont été pondérés à l'aide des poids du questionnaire rempli par l'intervieweur. Le seuil des tests statistiques a été fixé à 0,01. De façon équivalente, un niveau de confiance de 99 % a été retenu pour le calcul des intervalles de confiance.

La comparaison statistique des IIR entre 1987 et 1998 a été faite à l'aide des intervalles de confiance. Il s'agit d'une méthode approximative pour étudier les écarts entre les IIR. Sachant qu'un écart peut être significatif même en présence d'un recoupement des deux

intervalles de confiance, un test statistique a été réalisé dans les cas où les deux intervalles annuels ne contenaient pas la valeur estimée du paramètre de l'autre année, auquel cas l'écart observé était considéré non significatif. Des tests de différence ont tout de même été effectués pour les intervalles différant le plus entre 1987 et 1998 de manière à en examiner les seuils observés. Les tests de différence de proportions ont pour leur part été faits au moyen d'un utilitaire spécial mis au point par l'Institut de la statistique du Québec qui tient notamment compte du type de distribution en cause (normale ou binomiale).

1.5 Portée et limites des données

- Données sur le revenu

Les renseignements sur le revenu sont parmi les plus difficiles à obtenir dans le cadre d'une enquête puisque les personnes sont peu enclines à fournir ces informations. C'est entre autres pourquoi l'on présente aux participants des choix de réponse sous forme d'intervalles exprimés en dollars, ce qui garantit en partie la confidentialité du revenu précis déclaré. Si cette stratégie permet d'accroître le taux de réponse, elle n'élimine pas complètement la non-réponse. Ainsi, en incluant les refus et les « ne sais pas », la non-réponse à la question sur le revenu s'établissait à 7,8 % en 1987 et à 9,5 % en 1998 (MSSS, 1989; Lapointe et Courtemanche, 1999). En 1998, cette proportion atteint même 13,7 % si l'on ajoute les données imprécises ne permettant pas de calculer la variable socioéconomique ainsi que la correction des revenus nuls. Devant cette situation, les valeurs manquantes nécessaires pour obtenir cette variable ont été imputées à l'aide d'un modèle de régression logistique, mais pour 1998 seulement (Lapointe et Courtemanche, 1999). Au terme de cette opération, la variable sur le revenu ne présente aucune valeur manquante en 1998.

- Données sur la santé

Chacune des quinze variables de santé a un taux de non-réponse partielle inférieur à 5 %, ce qui signifie que les différences de caractéristiques entre les répondants et les non-répondants, lorsqu'il y en a, entraînent peu de biais dans les estimations. En ce qui concerne leur validité, elle est très bonne en dépit des limites inhérentes aux données de santé autodéclarées. Pour plus de détail, on peut consulter le rapport général de l'*Enquête sociale et de santé 1998* et plus précisément le chapitre 12 pour la variable sur la perception de l'état de santé, le chapitre 13 pour celles mesurant la prévalence des problèmes de santé, le chapitre 16 pour l'indice de détresse psychologique et le chapitre 18 pour les limitations d'activités à long terme (Daveluy et autres, 2000).

2. Résultats

Les résultats sont présentés en deux parties. On aborde en premier lieu les données relatives à la variable socioéconomique basée sur le revenu pour ensuite passer aux relations avec les variables de santé. La présentation de la variable socioéconomique comprend la distribution de fréquence pour les deux années ainsi que la répartition selon l'âge, le sexe et l'activité principale. L'analyse des relations avec la santé est réalisée en trois étapes. Sont analysées dans un premier temps les relations statistiquement significatives. L'information est présentée graphiquement à partir des proportions transformées en indice de manière à identifier les relations qui répondent à la définition opérationnelle d'inégalité retenue. Par la suite, chaque relation pour laquelle il est possible de calculer l'IIR est examinée plus en détail. Ici encore, les

résultats sont présentés graphiquement, mais cette fois avec les prévalences réelles et les trois mesures d'inégalité (l'IIR, le ratio des extrêmes et le risque attribuable).

2.1 Variable socioéconomique basée sur le revenu

La variable mesurant le statut socioéconomique des individus à partir du classement du ménage fondé sur le revenu total annuel de tous les membres de cette unité a comme univers l'ensemble de la population en ménage privé au Québec. Les données se rapportant à la variable socioéconomique sont présentées au tableau 4.

Tableau 4
Variable socioéconomique basée sur le revenu selon l'âge, le sexe et l'activité principale*, population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998

	1987					Total	1998					Total
	Insuffisant inférieur	Insuffisant supérieur	Suffisant inférieur	Suffisant moyen	Suffisant supérieur		Insuffisant inférieur	Insuffisant supérieur	Suffisant inférieur	Suffisant moyen	Suffisant supérieur	
FRÉQUENCE												
%	9,8	16,1	19,9	19,9	34,4	100,0	10,8	20,8	20,5	22,9	24,9	100,0
Pe	566 786	924 372	1 143 526	1 145 207	1 979 750	5 759 642	775 795	1 493 825	1 469 629	1 641 556	1 787 504	7 168 309
ÂGE												
0-14 ans	30,6	22,0	21,1	21,5	18,8	21,4	27,3	20,1	19,3	18,4	14,0	18,8
15-24 ans	18,9	16,5	16,0	14,5	14,7	15,6	15,6	14,1	12,9	14,8	11,7	13,6
25-44 ans	28,4	27,5	32,6	38,4	39,5	34,9	30,1	28,8	31,3	33,7	36,1	32,4
45-64 ans	15,2	16,6	18,4	19,1	22,9	19,5	19,3	18,9	20,9	25,0	31,4	23,8
65 ans et plus	6,9	17,4	11,9	6,5	4,1	8,6	7,7	18,1	15,6	8,1	6,9	11,4
	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
SEXE												
Hommes	47,4	46,5	48,8	50,5	50,6	49,3	45,5	46,6	49,6	50,7	52,4	49,5
Femmes	52,6	53,5	51,2	49,5	49,4	50,7	54,5	53,3	50,4	49,3	47,6	50,5
	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
ACTIVITÉ PRINCIPALE (15 ans et plus)												
En emploi	24,0	31,8	48,3	61,5	70,8	54,2	21,0	38,5	50,8	60,9	70,0	52,8
Aux études	15,0	11,8	9,5	8,0	9,1	9,9	14,2	11,2	8,4	10,2	8,0	9,8
Tient maison	28,1	24,2	19,4	17,3	10,8	17,5	30,5	21,6	16,7	11,4	8,9	15,8
À la retraite	9,8	19,6	14,7	7,7	5,2	10,3	11,1	18,2	17,0	11,2	9,3	13,3
Sans emploi	23,2	12,5	8,1	5,5	4,2	8,2	23,2	10,5	7,1	6,4	3,9	8,4
	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Pe : Population estimée

* L'information relative à l'activité principale a comme période de référence les deux semaines avant l'enquête et provient des réponses fournies à un intervieweur par les personnes ayant répondu pour elles-mêmes et l'ensemble des membres de leur ménage âgées de 15 ans et plus. Il n'a pas été possible d'utiliser la version basée sur une période de référence de 12 mois puisqu'elle n'est disponible que pour 1998 seulement (Chevalier et Sauvageau, 2000).

Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.

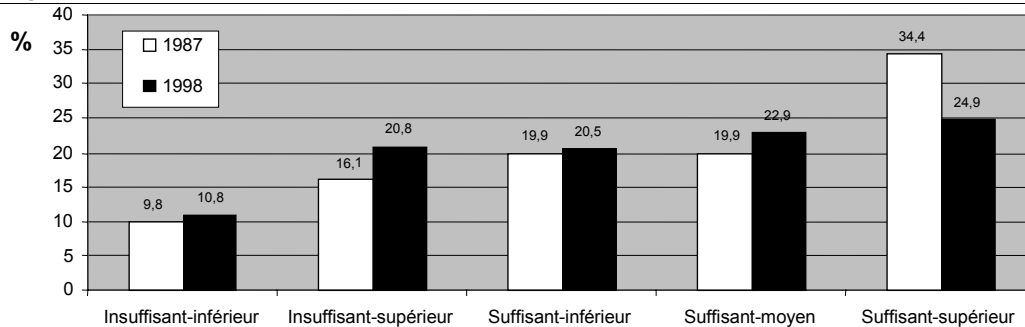
Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

La figure 4 présente la distribution des différentes catégories de la variable en 1987 et 1998. On y constate que les proportions sont sensiblement les mêmes à l'exception de la catégorie Suffisant-supérieur dont le pourcentage a baissé pendant la période étudiée, passant de 34,4 % à 24,9 %. Le fait de constater que les proportions les plus élevées se

rencontrent dans cette dernière catégorie peut paraître étonnant. Ce résultat s'explique par les contraintes liées aux données et par la nécessité de rendre les mesures comparables dans le temps. La conséquence est qu'il n'a pas été possible d'être plus discriminant pour la catégorie Suffisant-supérieur dont les bornes se situent à environ deux fois le seuil de faible revenu.

Figure 4

Distribution des catégories de la variable socioéconomique basée sur le revenu, ensemble de la population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998



Données extraites du tableau 4.

Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.

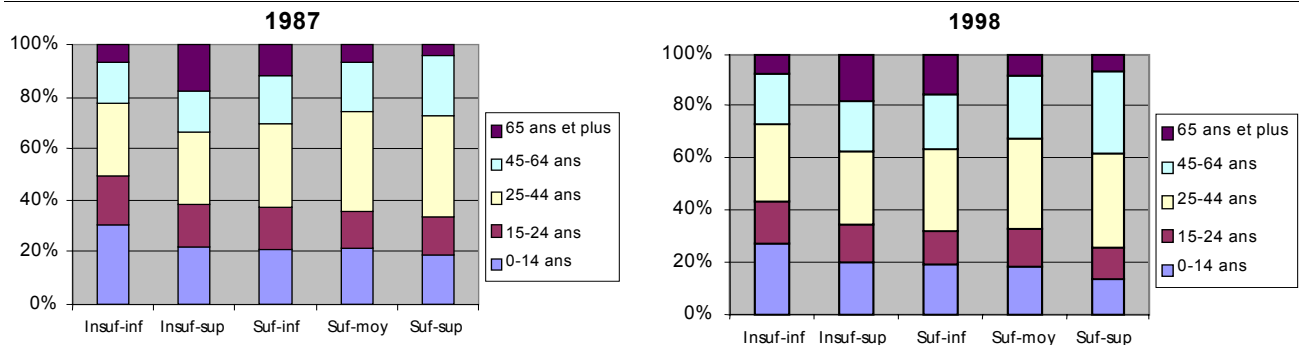
Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

L'examen de la répartition des groupes d'âge pour chacune des catégories de revenu révèle qu'elle est stable dans le temps (figure 5). Ainsi, les proportions de chaque groupe d'âge d'une catégorie socioéconomique donnée demeurent les mêmes en 1987 et 1998. On constate par ailleurs entre les catégories d'une même année des différences dans la distribution selon l'âge.

Par exemple, en 1998, la proportion de 0-14 ans est plus élevée dans la catégorie Insuffisant-inférieur que dans la catégorie Suffisant-supérieur, soit 27,3 % contre 14,0 % avec une valeur moyenne de 18,8 % pour toutes les catégories. À signaler également la plus forte représentation des personnes de 65 ans et plus, tant en 1987 qu'en 1998, dans les catégories Insuffisant-supérieur et Suffisant-inférieur.

Figure 5

Variable socioéconomique basée sur le revenu selon l'âge, ensemble de la population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998



Données extraites du tableau 4.

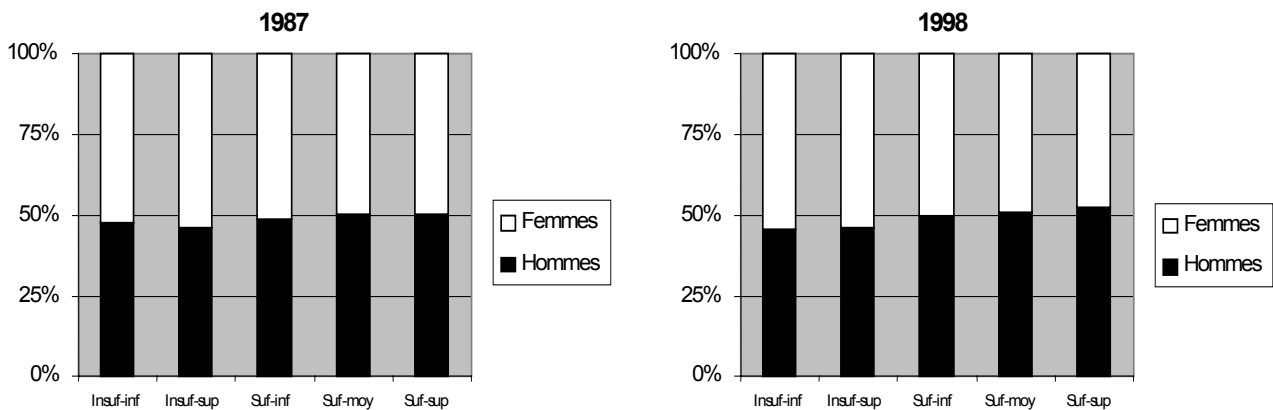
Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.

Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

Pour ce qui est de la répartition selon le sexe (figure 6), les catégories de la variable ont dans l'ensemble des proportions équivalentes d'hommes et de femmes, tant en 1987 qu'en 1998, mais avec une légère surreprésentation des femmes dans les deux catégories socioéconomiques inférieures.

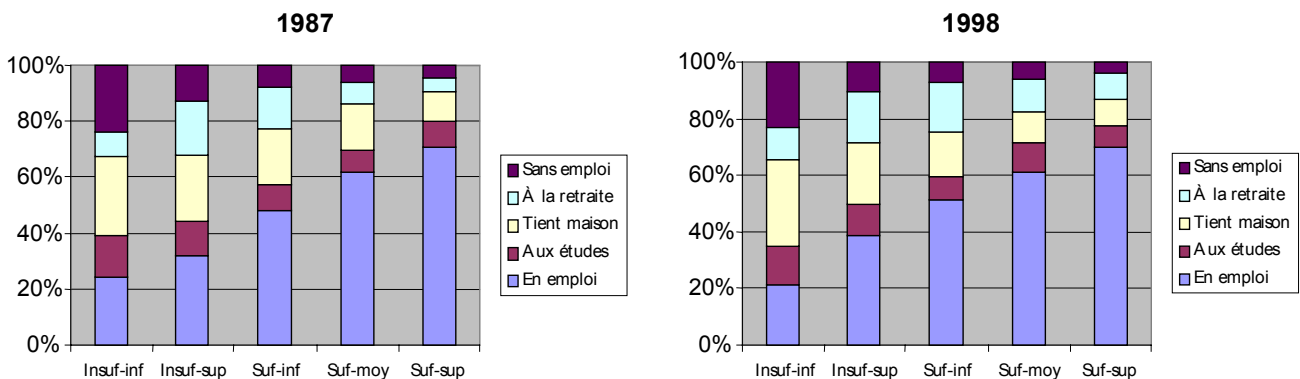
Les répartitions selon l'activité principale ont pour leur part la même configuration d'ensemble pour les deux années avec des différences marquées entre les catégories d'une même année (figure 7). On notera la progression constante de la proportion de personnes ayant un emploi qui passe des environs de 22 % dans la catégorie Insuffisant-inférieur à près de 70 % dans la catégorie Suffisant-supérieur.

Figure 6
Variabile socioéconomique basée sur le revenu selon le sexe, ensemble de la population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998



Données extraites du tableau 4.
 Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.
 Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

Figure 7
Variabile socioéconomique basée sur le revenu selon l'activité principale, population de 15 ans et plus en ménage privé, Québec, 1987 et 1998



Données extraites du tableau 4.
 Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.
 Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

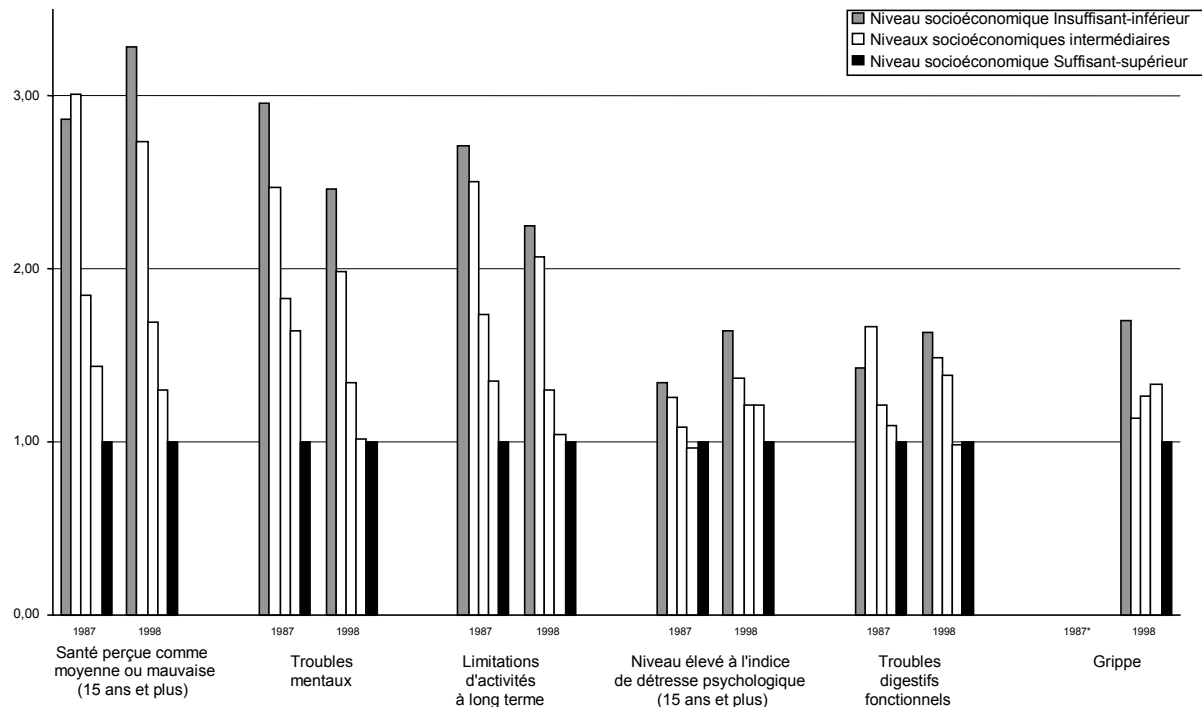
2.2 Variable socioéconomique basée sur le revenu et indicateurs de santé

Sur les 30 relations examinées impliquant la variable socioéconomique (15 en 1987 et 15 en 1998), 20 ont un khi-deux significatif ($p < 0,01$), soit 9 en 1987 et 11 en 1998. Une analyse graphique de ces relations a par la suite été faite de façon à identifier celles qui répondent aux critères d'inégalité retenus. Pour ce faire, les pourcentages ont été traduits en indice en utilisant la catégorie Suffisant-supérieur comme point de référence (valeur de 1), ce qui permet de comparer les distributions indépendamment des proportions réelles.

La figure 8 présente les indicateurs de santé pour lesquels la relation est significative et qui répondent à la définition opérationnelle d'inégalité pour au moins une des deux années¹⁰.

10. Le graphique des relations significatives qui ne répondent pas aux critères d'inégalité est présenté à l'annexe 5. À noter que seuls trois indicateurs de santé – les maladies cardiaques, l'arthrite ou le rhumatisme et l'hypertension artérielle – ne présentent pas pour les deux années une distribution en gradient lorsque la relation avec le revenu est statistiquement significative et que le ratio est supérieur à 1.

Figure 8
Indicateurs de santé pour lesquels les relations statistiquement significatives ($p < 0,01$) répondent aux critères d'inégalité, population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998



* Relation non significative ($p > 0,01$)

Note : Les proportions des indicateurs de santé sont exprimées sous forme d'écart relatif où la catégorie Suffisant-supérieur = 1,00.

Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.

Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

Des IIR ajustés pour l'âge et le sexe ont donc été calculés pour ces six indicateurs et seule la grippe ne présente pas d'inégalités socioéconomiques significatives au sens de l'IIR, puisque l'intervalle de confiance recoupe la valeur 1. Aussi, l'analyse des inégalités socioéconomiques de santé portera sur cinq des quinze indicateurs de santé retenus. Ce sont, dans l'ordre décroissant de la valeur de l'IIR, la santé perçue comme moyenne ou mauvaise, les limitations d'activités à long terme, les troubles mentaux, les troubles digestifs fonctionnels et le niveau élevé à l'indice de détresse psychologique. Les données pour l'ensemble des quinze indicateurs de santé examinés pour 1987 et 1998 sont présentées au tableau 5. Les modèles de régression utilisés pour calculer les IIR ajustés pour l'âge et le sexe sont fournis à l'annexe 6.

Tableau 5

Résultats pour les relations entre les indicateurs de santé retenus et la variable socioéconomique basée sur le revenu, population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998

	PRÉVALENCE ⁽¹⁾ OBSERVÉE DU PROBLÈME						RELATION AVEC SANTÉ		MESURES SYNTHÈSES D'INÉGALITÉ ⁽²⁾						VARIATION 1987-1998		
	dans la population ⁽³⁾		% par catégorie socioéconomique				Khi-deux	Forme ⁽⁴⁾	IIR ⁽⁵⁾		RATIO		RISQUE ATTRIBUABLE		Basée sur IIR		
	Nombre estimé	%	Insuffisant inférieur	Insuffisant supérieur	Suffisant inférieur	Suffisant moyen	Suffisant supérieur	(valeur p)	(inégalité)	Valeur	IC (99 %)	Valeur	IC (99 %)	Valeur	IC (99%)	Nombre ⁽⁶⁾	Tendance ⁽⁷⁾
Santé perçue comme moyenne ou mauvaise (15 ans et +)																	
1998	610 986	11,0	20,4	17,0	10,5	8,1	6,2	0,001	Oui	5,57	4,01-7,73	3,29	2,55-4,23	43,6	33,6-53,7	266 390	Inchangée
1987	503 433	11,0	18,3	19,2	11,8	9,2	6,4	0,001	Oui	5,05	3,48-7,34	2,87	2,20-3,73	41,6	31,5-51,7	209 428	
Limitations d'activités à long terme																	
1998	649 928	9,3	14,6	13,4	8,4	6,8	6,5	0,001	Oui	4,08	2,99-5,57	2,25	1,78-2,83	30,0	19,6-40,3	199 222	Inchangée
1987	423 978	7,4	12,3	11,4	7,9	6,1	4,5	0,001	Oui	4,67	3,31-6,59	2,71	2,08-3,53	38,5	27,7-49,4	163 232	
Troubles mentaux																	
1998	305 938	4,3	7,3	5,9	4,0	3,0	3,0	0,001	Oui	3,95	2,61-5,96	2,47	1,79-3,41	30,5	15,0-46,0	93 311	Inchangée
1987	175 345	3,0	5,2	4,4	3,2	2,9	1,8	0,001	Oui	4,58	2,84-7,40	2,96	2,00-4,39	42,0	25,2-58,8	73 645	
Troubles digestifs fonctionnels																	
1998	355 979	5,0	6,5	5,9	5,5	3,9	4,0	0,001	Oui	1,95	1,35-2,83	1,63	1,18-2,25	19,7	4,6-34,8	70 128	Inchangée
1987	220 724	3,8	4,5	5,3	3,9	3,5	3,2	0,004	Oui	1,75	1,12-2,73	1,43	1,00-2,04	17,4	0,6-34,2	38 406	
Niveau élevé à l'indice de détresse psychologique (15 ans et +)																	
1998	1 116 126	20,1	26,9	22,4	20,0	19,9	16,4	0,001	Oui	1,90	1,48-2,42	1,64	1,36-1,98	18,3	10,3-26,3	204 251	Inchangée
1987	859 972	19,4	23,9	22,4	19,4	17,2	17,8	0,001	Oui	1,49	1,14-1,95	1,34	1,08-1,66	6,9	0,0-15,2	59 338	(tendance à la hausse : p = 0,07)
Grippe																	
1998	264 868	3,7	5,1	3,4	3,8	4,0	3,0	0,003	Oui	1,47	0,95-2,30	--	--	--	--	--	--
1987	218 176	3,8	4,8	4,2	4,0	3,7	3,3	0,17	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Hypertension artérielle																	
1998	610 824	8,5	7,9	11,5	9,1	7,0	7,3	0,001	Non	--	--	--	--	--	--	--	--
1987	350 338	6,1	6,4	9,1	6,7	4,8	5,0	0,001	Non	--	--	--	--	--	--	--	--
Rhinite allergique																	
1998	676 364	9,4	7,1	6,9	8,7	10,0	12,6	0,001	Non	--	--	--	--	--	--	--	--
1987	362 276	6,3	4,2	4,1	5,2	6,6	8,4	0,001	Non	--	--	--	--	--	--	--	--
Arthrite ou rhumatisme																	
1998	843 215	11,8	13,7	15,0	11,8	9,7	10,1	0,001	Non	--	--	--	--	--	--	--	--
1987	555 096	9,6	9,6	13,9	11,4	8,7	7,2	0,001	Non	--	--	--	--	--	--	--	--
Maladies cardiaques																	
1998	329 175	4,6	4,2	7,0	5,3	3,2	3,4	0,001	Non	--	--	--	--	--	--	--	--
1987	223 724	3,9	4,4	6,3	4,6	3,3	2,5	0,001	Non	--	--	--	--	--	--	--	--
Autres allergies																	
1998	737 344	10,2	9,3	9,3	8,8	10,2	12,8	0,001	Non	--	--	--	--	--	--	--	--
1987	384 992	6,7	6,5	5,7	6,7	6,1	7,5	0,11	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Maux de tête																	
1998	844 068	11,8	12,0	11,4	12,2	11,6	11,8	0,91	--	--	--	--	--	--	--	--	--
1987	500 426	8,7	9,7	8,8	9,3	8,2	8,4	0,51	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Maux de dos ou de la colonne																	
1998	733 074	10,2	12,2	10,4	9,2	10,4	9,9	0,03	--	--	--	--	--	--	--	--	--
1987	441 810	7,7	8,5	7,7	7,4	7,9	7,4	0,81	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Allergies ou affections cutanées																	
1998	653 524	9,1	8,0	8,8	9,1	9,1	9,9	0,30	--	--	--	--	--	--	--	--	--
1987	463 081	8,0	8,5	8,0	8,7	8,0	7,6	0,72	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Autres affections respiratoires																	
1998	389 992	5,4	6,6	6,1	5,2	4,7	5,3	0,03	--	--	--	--	--	--	--	--	--
1987	243 807	4,2	5,1	4,4	3,7	4,5	4,6	0,41	--	--	--	--	--	--	--	--	--

1. La qualité des estimations basée sur le coefficient de variation est partout excellente à bonne (cv < ou = à 15 %).

2. Il y a inégalité si l'intervalle de confiance (IC) de l'indice d'inégalité relative (IIR) ne recoupe pas la valeur 1. Le ratio et le risque attribuable sont présentés dans ces cas seulement.

3. Données tirées des tableaux de contingence entre la variable socioéconomique et les variables de santé. Elles peuvent varier légèrement des tableaux de fréquences simples présentées au tableau 3.

4. Indiquée si la relation répond à la définition opérationnelle d'inégalité (présentée si la valeur p du khi-deux est inférieure à 0,01).

5. Indice d'inégalité relative ajusté pour l'âge et le sexe.

6. Pourcentage de risque attribuable exprimé en nombre de personnes (représente le nombre de personnes en excès si l'objectif était d'atteindre la prévalence du problème de santé de la catégorie socioéconomique supérieure).

7. Basée sur les intervalles de confiance des IIR. Un test précis a également été effectué dans le cas du niveau élevé à l'indice de détresse psychologique puisque les IC recourent à peine les valeurs centres.

Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.

Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

- Santé perçue comme moyenne ou mauvaise (population de 15 ans et plus)¹¹

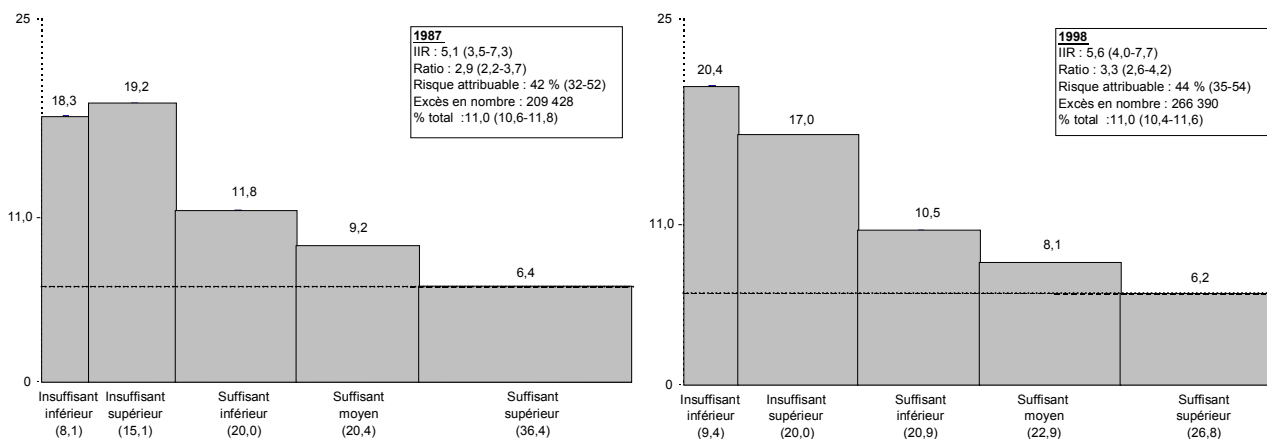
Tant en 1987 qu'en 1998, on observe un écart lié aux inégalités socioéconomiques pour la santé perçue comme moyenne ou mauvaise dans la population de 15 ans et plus (figure 9). À noter que dans les deux enquêtes, la proportion globale pour cet indicateur de santé est de 11,0 % . Les IIR équivalents indiquent que les inégalités observées ne diffèrent pas significativement dans le temps. Les valeurs des ratios des extrêmes sont également semblables, autour de trois, ce qui signifie que la prévalence de la santé perçue comme moyenne ou mauvaise de la catégorie socioéconomique inférieure est environ trois fois celle observée dans la catégorie socioéconomique

supérieure. Les pourcentages de risque attribuable sont aussi de même amplitude, se situant autour de 43 %. C'est dire qu'il y a en 1998, dans la population de 15 ans et plus, environ 266 000 personnes de trop qui perçoivent leur santé comme moyenne ou mauvaise si on vise à atteindre le pourcentage observé dans la catégorie socioéconomique supérieure.

En 1998, l'inégalité socioéconomique au regard de la perception de la santé peut aussi se traduire de la façon suivante : 20,4 % de la population québécoise de 15 ans et plus provenant de ménages classés à l'échelon le plus faible de revenu percevait sa santé comme moyenne ou mauvaise comparativement à 6,2 % pour la population du même groupe d'âge de l'échelon le plus élevé, cette prévalence diminuant progressivement d'un échelon intermédiaire à l'autre.

11. Voir annexe 4 pour la description de l'indicateur.

Figure 9
Proportion (%) de la population de 15 ans et plus en ménage privé percevant sa santé comme moyenne ou mauvaise selon la catégorie de revenu, Québec, 1987 et 1998



Note : Les données entre parenthèses dans les encadrés sont les intervalles de confiance à 99 % tandis que celles inscrites sous les catégories socioéconomiques correspondent à la répartition en pourcentage de ces dernières.

Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.
 Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

- Limitations d'activités à long terme¹²

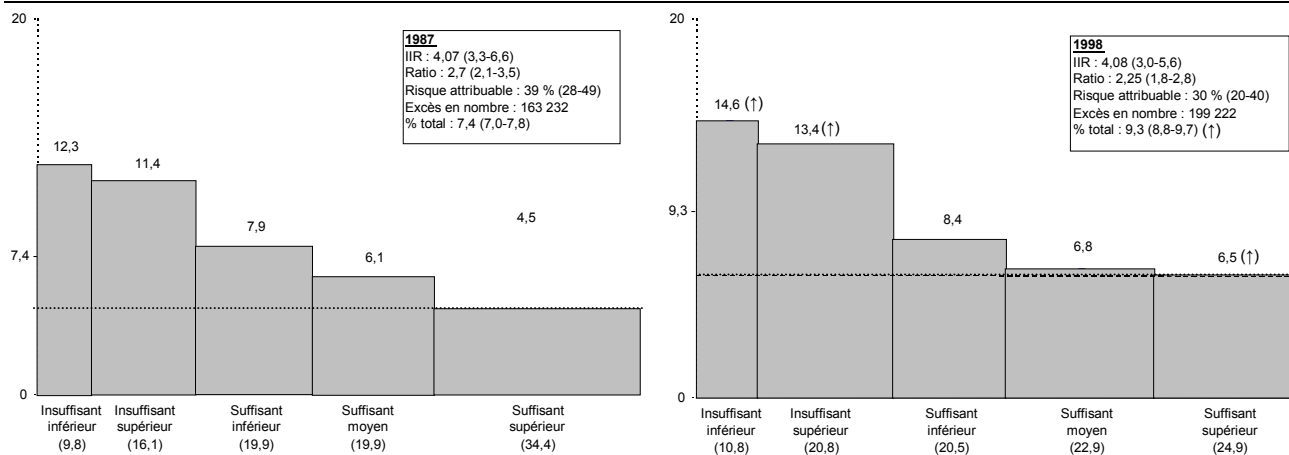
On observe un écart dans l'état de santé en fonction du revenu, tant en 1987 qu'en 1998, pour les limitations d'activités à long terme, et cette situation ne présente pas de différences significatives pour la période examinée bien que les distributions prennent des allures légèrement différentes (figure 10). Ces différences s'expliquent par la prévalence globale plus élevée en 1998 pour cet indicateur de santé, soit 9,3 % comparativement à 7,4 % en 1987. L'augmentation de la prévalence en 1998 s'est répercutée sur trois des cinq catégories socioéconomiques, les deux catégories inférieures et celle qui est supérieure. Les IIR ne sont cependant pas statistiquement différents ni les ratios des extrêmes dont la valeur moyenne est autour de 2,5 pour les deux années, indiquant par le fait même

que la prévalence des limitations d'activités à long terme de la catégorie socioéconomique inférieure est d'environ 2 à 3 fois plus élevée que celle observée dans la catégorie socioéconomique supérieure. Le risque attribuable n'a pas non plus changé se situant aux environs de 35 %. On aurait donc, en 1998, près de 200 000 Québécois de moins avec des limitations d'activités à long terme, si l'ensemble de la population avait le pourcentage observé dans la catégorie socioéconomique supérieure.

En 1998, cette inégalité peut se traduire comme suit : 14,6 % de la population québécoise des ménages classés à l'échelon le plus faible de revenu avait des limitations d'activités à long terme comparativement à 6,5 % pour la population de l'échelon le plus élevé, cette prévalence diminuant progressivement d'un échelon intermédiaire à l'autre.

12. Voir annexe 4 pour la description de l'indicateur.

Figure 10
Proportion (%) de l'ensemble de la population en ménage privé ayant des limitations d'activités à long terme selon la catégorie de revenu, Québec, 1987 et 1998



Note : Les données entre parenthèses dans les encadrés sont les intervalles de confiance à 99 % tandis que celles inscrites sous les catégories socioéconomiques correspondent à la répartition en pourcentage de ces dernières. Le symbole (†) indique que la prévalence de 1998 est significativement supérieure à celle de 1987 au seuil de 0,01.

Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.
 Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

- Troubles mentaux¹³

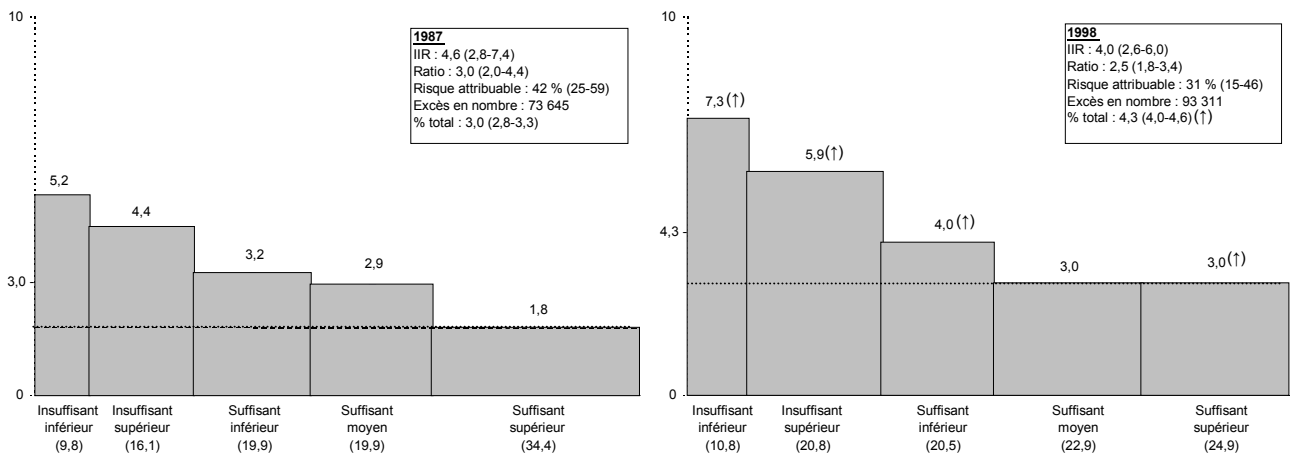
Tant en 1987 qu'en 1998, on observe un écart pour les troubles mentaux parmi les groupes socioéconomiques (figure 11). La comparaison des mesures synthèses montre que les inégalités observées ne diffèrent pas significativement pour la période examinée bien que la forme des distributions soit quelque peu différente. Cette configuration traduit en fait la prévalence plus élevée pour cet indicateur de santé au sein de la population en 1998, soit 4,3 % comparativement à 3,0 % en 1987. Cette augmentation de la prévalence se répercute sur toutes les catégories socioéconomiques à l'exception d'une (Suffisant-moyen). La valeur du ratio des extrêmes est légèrement inférieure à 3 pour les deux années, indiquant par le fait même que la prévalence des

troubles mentaux de la catégorie socioéconomique inférieure est un peu moins de trois fois celle observée dans la catégorie socioéconomique supérieure. Le pourcentage de risque attribuable est lui aussi demeuré stable aux environs de 35 % d'une année à l'autre. La valeur de 31 % du risque attribuable en 1998 indique que la diminution du pourcentage de troubles mentaux dans toutes les catégories socioéconomiques au seuil observé dans la catégorie supérieure se traduirait par une amélioration de la santé mentale d'un peu plus de 93 000 personnes.

L'inégalité dans l'état de santé pour 1998 peut aussi se décrire de la façon suivante : 7,3 % de la population québécoise des ménages classés à l'échelon le plus faible de revenu avait des troubles mentaux comparativement à 3,0 % pour la population de l'échelon le plus élevé, cette prévalence diminuant progressivement d'un échelon intermédiaire à l'autre.

13. Voir annexe 4 pour la description de l'indicateur.

Figure 11
Proportion (%) de l'ensemble de la population en ménage privé ayant des troubles mentaux selon la catégorie de revenu, Québec, 1987 et 1998



Note : Les données entre parenthèses dans les encadrés sont les intervalles de confiance à 99 % tandis que celles inscrites sous les catégories socioéconomiques correspondent à la répartition en pourcentage de ces dernières. Le symbole (†) indique que la prévalence de 1998 est significativement supérieure à celle de 1987 au seuil de 0,01.

Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.

Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

- Troubles digestifs fonctionnels¹⁴

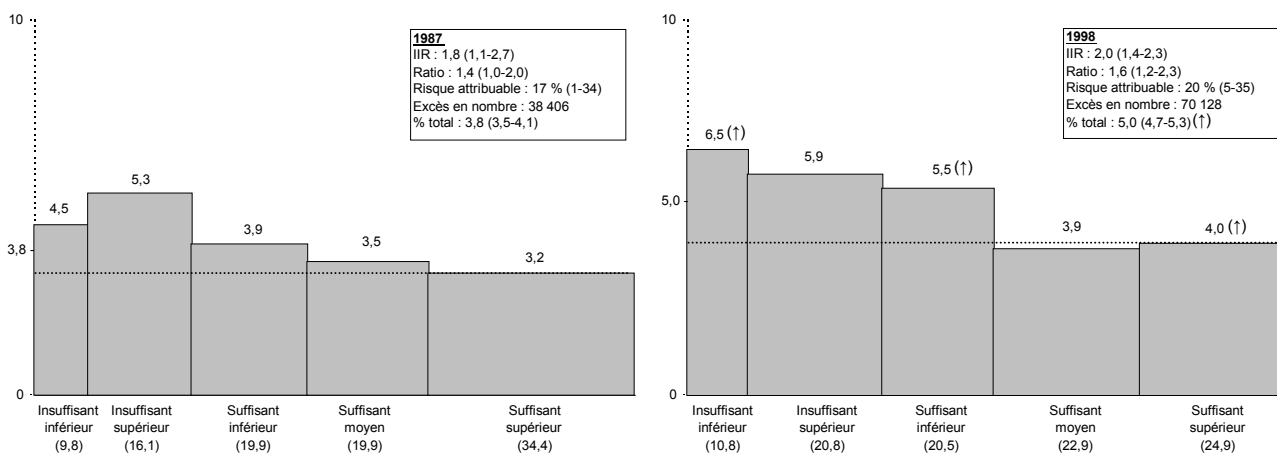
Toujours en fonction des groupes socioéconomiques, et ce tant en 1987 qu'en 1998, on observe une inégalité de santé pour les troubles digestifs fonctionnels (figure 12). Bien que les distributions aient des allures distinctes, les inégalités telles que mesurées par l'IIR ne diffèrent pas significativement pour la période examinée. À noter que la prévalence globale pour cet indicateur de santé est plus élevée en 1998 qu'en 1987, soit 5,0 % comparativement à 3,8 %. L'augmentation de la prévalence en 1998 s'est répercutée sur trois des cinq catégories socioéconomiques, soit les deux catégories situées aux extrêmes de la distribution et la catégorie intermédiaire. La valeur moyenne du ratio des extrêmes est autour de

1,5 pour les deux années, indiquant par le fait même que la prévalence des troubles digestifs fonctionnels de la catégorie socioéconomique inférieure est environ une fois et demie celle observée dans la catégorie socioéconomique supérieure. Le risque attribuable est lui aussi stable se situant aux alentours de 18 %. Ce risque signifie que la réduction du pourcentage de troubles digestifs fonctionnels dans toutes les catégories socioéconomiques au niveau de celui observé en 1998 dans la catégorie supérieure améliorerait la santé d'environ 70 000 personnes.

Cette inégalité peut se résumer ainsi pour 1998 : 6,5 % de la population québécoise des ménages classés à l'échelon le plus faible de revenu avait des troubles digestifs fonctionnels comparativement à 4,0 % pour la population de l'échelon le plus élevé, cette prévalence diminuant progressivement d'un échelon intermédiaire à l'autre.

14. Voir annexe 4 pour la description de l'indicateur.

Figure 12
Proportion (%) de l'ensemble de la population en ménage privé ayant des troubles digestifs fonctionnels selon la catégorie de revenu, Québec, 1987 et 1998



Note : Les données entre parenthèses dans les encadrés sont les intervalles de confiance à 99 % tandis que celles inscrites sous les catégories socioéconomiques correspondent à la répartition en pourcentage de ces dernières. Le symbole (†) indique que la prévalence de 1998 est significativement supérieure à celle de 1987 au seuil de 0,01.

Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.
 Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

- Niveau élevé à l'indice de détresse psychologique (population de 15 ans et plus)¹⁵

On observe une inégalité dans l'état de santé, tant en 1987 qu'en 1998, pour la proportion de la population de 15 ans et plus se classant au niveau élevé de l'indice de détresse psychologique (figure 13). Cette situation a même connu une faible tendance à la hausse bien que non significative ($p = 0,07$), le ratio passant de 1,34 à 1,64 même si la prévalence globale n'a pas changé au cours de la période étudiée en demeurant dans le voisinage de 20 %. Cette prévalence n'a d'ailleurs augmenté que légèrement dans une seule des catégories socioéconomiques, en l'occurrence le groupe Suffisant-moyen. À noter les changements survenus entre les deux périodes dans les catégories Insuffisant-inférieur (hausse) et Suffisant-supérieur (baisse). La valeur moyenne du ratio est autour de 1,5 pour les deux années, indiquant par le fait même

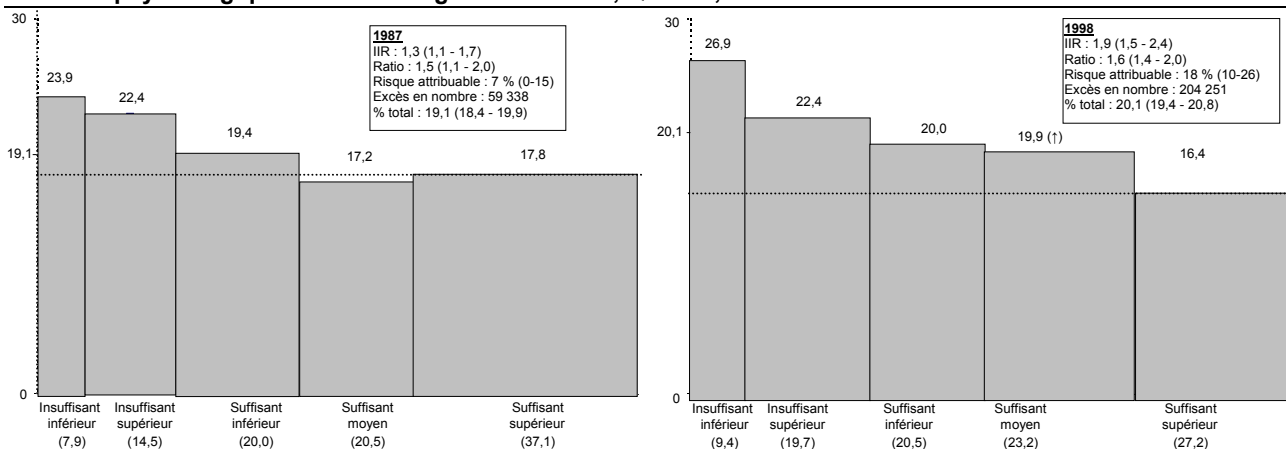
que la proportion de la population se classant au niveau élevé de l'indice de détresse psychologique de la catégorie socioéconomique inférieure est environ une fois et demie celle observée dans la catégorie socioéconomique supérieure. Le risque attribuable est lui aussi en hausse passant de 7 % à 18 %. C'est dire qu'en réduisant le pourcentage de la population ayant un niveau élevé à l'indice de détresse psychologique dans toutes les catégories socioéconomiques à celui observé dans la catégorie supérieure, on aurait environ 204 000 personnes de moins qui vivraient une telle situation en 1998 parmi la population de 15 ans et plus.

On peut aussi exprimer la relation ainsi : 26,9 % de la population québécoise de 15 ans et plus des ménages classés à l'échelon le plus faible de revenu avait un niveau élevé à l'indice de détresse psychologique comparativement à 16,4 % pour la population du même groupe d'âge de l'échelon le plus élevé, cette prévalence diminuant progressivement d'un échelon intermédiaire à l'autre.

15. Voir annexe 4 pour la description de l'indicateur.

Figure 13

Proportion (%) de la population de 15 ans et plus en ménage privé classée au niveau élevé de l'indice de détresse psychologique selon la catégorie de revenu, Québec, 1987 et 1998



Note : Les données entre parenthèses dans les encadrés sont les intervalles de confiance à 99 % tandis que celles inscrites sous les catégories socioéconomiques correspondent à la répartition en pourcentage de ces dernières. Le symbole (†) indique que la prévalence de 1998 est significativement supérieure à celle de 1987 au seuil de 0,01.

Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.
Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

3. Conclusion

3.1 Synthèse

Cette étude a été entreprise dans le but de répondre à une question simple appliquée à deux enquêtes de santé réalisées en 1987 et 1998 auprès d'un échantillon représentatif de la population du Québec vivant en ménage privé : Dans quel sens évoluent les écarts de santé observés entre les groupes socioéconomiques au Québec et plus précisément dans les cas de relations où les prévalences des problèmes augmentent graduellement des catégories supérieures vers les catégories inférieures?

L'ampleur des inégalités de l'état de santé existant entre les différents groupes socioéconomiques a été estimée au moyen de trois mesures synthèses appliquées aux relations impliquant quinze indicateurs de santé et une échelle socioéconomique ordinale basée sur le revenu, et cela pour 1987 et 1998. Les mesures synthèses utilisées sont l'indice d'inégalité relative (IIR), le ratio des extrêmes et le risque attribuable; elles n'ont été appliquées qu'aux relations en gradient.

Au total, cinq des quinze indicateurs de santé examinés présentent une distribution inégalitaire en défaveur des groupes socioéconomiques inférieurs sous la forme d'un gradient pour au moins une des deux enquêtes. Ce sont la santé perçue comme moyenne ou mauvaise, les limitations d'activités à long terme, les troubles mentaux, les troubles digestifs fonctionnels et le niveau élevé à l'indice de détresse psychologique. Deux principaux constats se dégagent de l'examen des valeurs des mesures synthèses tirées de ces relations : d'abord, que l'amplitude des inégalités diffère selon les problèmes et ensuite, que les inégalités de santé selon le revenu ne diffèrent pas significativement entre 1987 et 1998 pour chacun des cinq indicateurs, bien que l'on note une faible tendance à la hausse des inégalités dans le cas du niveau élevé à l'indice de détresse psychologique.

Pour ce qui est de l'amplitude des inégalités mesurée au moyen de l'IIR, on note qu'en 1987 et 1998 la santé perçue comme moyenne ou mauvaise ainsi que les limitations d'activités à long terme présentent des inégalités selon le revenu plus importantes que les troubles mentaux, les troubles digestifs fonctionnels et le niveau élevé à l'indice de détresse psychologique. Le classement des indicateurs de santé sur le plan de l'inégalité diffère légèrement selon les deux autres mesures synthèses à l'exception de la santé perçue comme moyenne ou mauvaise dont le rang demeure le même que ce soit pour le ratio ou le risque attribuable.

On note également une concordance des résultats entre les trois mesures synthèses en ce qui concerne le sens des variations pour une même relation. Ainsi, en faisant abstraction des intervalles de confiance, s'il y a par exemple augmentation de la valeur de l'IIR entre 1987 et 1998, on constate qu'il en est de même pour le risque attribuable et le ratio. Le fait que les résultats soient ici toujours les mêmes avec les trois mesures d'inégalités s'explique par les faibles changements observés entre 1987 et 1998 dans le poids respectif de chaque catégorie socioéconomique conjugués à l'allure très semblable des relations pour un problème donné. Aussi, dans ces conditions, les deux mesures simples (le risque attribuable et le ratio des extrêmes) donnent une bonne approximation des écarts de santé par catégorie socioéconomique.

Les inégalités mises en évidence par les trois mesures synthèses sont des inégalités relatives, ce qui permet les comparaisons temporelles ou géographiques d'indicateurs de santé, indépendamment de leur prévalence respective. L'analyse du fardeau réel des inégalités, c'est-à-dire en termes absolus, permet pour sa part d'en saisir l'impact sociétal. C'est ce que veut traduire le risque attribuable exprimé en nombre d'individus. En se référant aux données de 1998, on constate que l'élimination des inégalités de santé associées au revenu permettrait d'améliorer la santé

d'au minimum 70 000 individus dans le cas des troubles digestifs fonctionnels à un maximum de 266 000 personnes dans le cas de la santé perçue comme moyenne ou mauvaise. Par ailleurs, on note qu'une faible inégalité relative peut néanmoins représenter un nombre important de personnes si la prévalence du problème examiné est élevée dans la population en général. On constate en effet une situation semblable avec le niveau élevé à l'indice de détresse psychologique qui, tout en présentant la plus faible valeur pour l'IIR en 1998, se situe deuxième pour ce qui est du nombre de personnes en excès. Plus précisément, on comptait un excédent de 204 251 personnes classées à ce niveau de détresse psychologique en 1998, soit légèrement moins que pour la santé perçue comme moyenne ou mauvaise (266 390), malgré le fait que l'IIR soit dans ce dernier cas près de trois fois supérieur (5,57 contre 1,90).

Bien entendu, il se peut que des versions différentes de la variable basée sur le revenu du ménage, utilisant soit d'autres critères pour définir les points de coupure des catégories socioéconomiques, soit un nombre différent de catégories, produisent un portrait différent des inégalités de santé parmi les groupes socioéconomiques au Québec. Cependant, à l'instar d'autres (Manor et autres, 1997), il est probable qu'on observerait surtout des variations dans l'amplitude des écarts plutôt que dans le sens des inégalités.

Il n'est par ailleurs pas possible de savoir si la situation québécoise quant aux écarts de santé associés au niveau socioéconomique vue sous l'angle de la variation temporelle se différencie de celles observées ailleurs dans le monde. En effet, l'examen des tendances temporelles au moyen de l'IIR ne s'est effectué à notre connaissance qu'avec des données de mortalité. Certaines autres études ont toutefois examiné les différences entre pays au moyen de l'IIR estimé à partir de régressions logistiques en utilisant des indicateurs de santé, comparables dans certains cas à la santé perçue comme moyenne ou mauvaise et à la limitation d'activités à long terme (Cavelaars et autres,

1998a; Kunst et autres, 1995). En revanche, elles ont eu recours à des variables socioéconomiques définies autrement que par le revenu, plus précisément à partir de la scolarité individuelle non ajustée pour l'âge. Dans tous les cas, les résultats ne sont fournis que selon le sexe et s'appliquent à des groupes d'âge différents de ceux de la présente étude (25-69 ans et 16-64 ans). À noter que les estimations proviennent d'enquêtes réalisées en majorité entre 1985 et 1990. Malgré toutes ces différences, il est intéressant de constater que des écarts de l'état de santé liés aux groupes socioéconomiques sont observés dans tous les pays examinés, non seulement en Europe, mais également aux États-Unis et au Canada.

3.2 Avenues de recherche et implications pour l'action

Les mesures synthèses produites peuvent servir à formuler des objectifs mesurables de santé publique tant pour l'ensemble du Québec qu'à l'échelle des régions sociosanitaires. En ce sens, la valeur du risque attribuable entre une variable socioéconomique et un ou plusieurs indicateurs de santé pourrait servir d'étalon avec le ratio des extrêmes comme valeur indicative en utilisant toutefois l'IIR (ajusté pour l'âge et le sexe) comme critère statistique.

Plus concrètement, une baisse significative de l'IIR et du risque attribuable serait interprétée comme un point positif, à la condition qu'elle s'accompagne d'une diminution de la prévalence du problème dans les catégories inférieures de la variable de revenu sans augmentation dans les catégories supérieures. Cette précision est importante puisqu'une réduction des inégalités socioéconomiques peut résulter d'un accroissement des prévalences uniquement dans les catégories supérieures. Il faudrait par ailleurs s'inquiéter de situations caractérisées par une stabilité de l'IIR conjuguée à une augmentation des prévalences de l'indicateur de santé dans toutes les catégories socioéconomiques, ceci reflétant non seulement une persistance des inégalités, mais une augmentation du problème dans l'ensemble de la population. C'est

d'ailleurs ce qui a été observé pour les troubles mentaux entre 1987 et 1998 (voir figure 11). On devrait donc tendre vers une réduction de la prévalence d'un problème de santé donné dans l'ensemble de la population, tout en visant une diminution plus prononcée dans les catégories socioéconomiques inférieures.

À titre d'exemple, des estimations pourraient être faites sur une base quinquennale entre la santé perçue comme moyenne ou mauvaise et une ou plusieurs variables socioéconomiques, tout en se fixant des objectifs couvrant une période de dix ans. On reconnaît en effet à cette variable de santé une bonne validité comme indicateur général de l'état de santé et de bien-être d'une population (Levasseur, 2000); il n'est pas étonnant de constater qu'elle est employée dans de nombreuses études sur la question des écarts de l'état de santé entre groupes socioéconomiques (Humphries et Van Doorslaer, 2000; Cavelaars et autres, 1998a; Cavelaars et autres, 1998b; Van Doorslaer et autres, 1997; Power et autres, 1997; Manor et autres, 1997; Kunst et autres, 1995). À l'instar de plusieurs de ces études basées sur des données d'enquête, l'utilisation d'un indicateur de santé et de bien-être général mesurant la présence d'une incapacité à long terme à cause d'un problème de santé ou d'une maladie chronique physique ou mentale devrait aussi être envisagée.

Cette traduction en objectifs de santé publique requiert cependant la mise sur pied d'un système d'information approprié. Pour ce faire, des efforts devront être orientés vers la réalisation d'enquêtes destinées à mesurer dès leur conception les inégalités socioéconomiques de santé. En intégrant au départ cette dimension dans l'élaboration du questionnaire, on s'assure du même coup la comparabilité temporelle des variables socioéconomiques, plus difficile à établir lorsqu'on doit recourir à des enquêtes qui n'ont pas été conçues dans ce but, comme ce fut le cas ici.

À noter que le choix des mesures synthèses n'est pas simplement une décision d'ordre technique, mais qu'il a également des implications politiques au sens large. Par exemple, l'utilisation du risque relatif présuppose, pour un problème donné, que l'on se fixe comme objectif de santé publique d'atteindre pour tous les groupes socioéconomiques, non pas la prévalence du problème dans la population en général, mais bien la prévalence observée dans la catégorie supérieure des groupes socioéconomiques. La détermination du seuil à partir duquel une personne sera considérée comme faisant partie de la catégorie la mieux nantie deviendra dans ce contexte une démarche pleine d'implications. Si cela risque de polariser le débat, une telle approche a l'avantage de poser clairement le problème des écarts de santé associés au revenu chez les Québécois.

Le choix de la variable socioéconomique suppose aussi une réflexion approfondie étant donné l'absence d'unanimité sur la question comme en témoigne l'abondante littérature scientifique dans ce domaine (Stronks et autres, 1996). Notons que les efforts déployés en ce sens au Québec se sont surtout orientés vers la conception d'indices socioéconomiques populationnels applicables aux données agrégées et dont la transposition aux données d'enquêtes n'est pas évidente (Pampalon et Raymond, 2000; Renaud et autres, 1996; Gardes et Langlois, 1995). Mentionnons également que certaines études basées sur des données d'enquêtes québécoises ont mis à l'essai des variables socioéconomiques intéressantes, mais ayant un caractère exploratoire dont la validité reste à démontrer (Ferland et Paquet, 1995; Colin et autres, 1989). Malgré les différentes approches mises de l'avant, il paraît tout de même essentiel de mesurer la réalité socioéconomique en employant minimalement le revenu du ménage, mais cette fois, en prévoyant dès le départ les critères servant à délimiter les différentes catégories ou classes.

Enfin, une avenue de recherche intéressante serait d'appliquer les mesures synthèses aux données sur la mortalité. Pour ce faire, il faut trouver une solution à un problème de taille, soit l'absence de données socioéconomiques dans le fichier des décès. Pour pallier cette lacune, des approches écologiques¹⁶ ont été mises de l'avant, mais ces dernières fournissent parfois des estimations trop imprécises sur le plan du niveau socioéconomique individuel pour qu'on puisse obtenir des IIR fiables (Demissie et autres, 2000; Krieger et autres, 1999; Ferland et autres, 1998a). À ce propos, la mise au point récente par des chercheurs québécois d'un indice de défavorisation applicable à une très petite échelle (les secteurs de dénombrement) paraît solutionner, du moins en partie, ce problème (Pampalon et Raymond, 2000). Des études pourraient également être menées sur certains fichiers disposant de données socioéconomiques, tels celui des mortinaissances et celui des naissances, puisqu'on y trouve consignée la scolarité de la mère (Chen et autres, 1998). Ce dernier fichier pourrait aussi servir à documenter les inégalités socioéconomiques des naissances de faible poids.

16. Cette approche consiste à comparer les caractéristiques des populations définies géographiquement plutôt que celles des personnes. L'unité d'observation est donc une unité territoriale et non pas un individu. Ce faisant, on attribue à toutes les personnes d'un territoire donné, par exemple une municipalité, le même taux de mortalité et le même niveau socioéconomique.

Bibliographie

ADLER, N. E., T. BOYCE, M. A. CHESNEY, S. COHEN, S. FOLKMAN, R. L. KAHN et S. L. SYME (1994). « Socioeconomic status and health. The challenge of the gradient », *American Psychologist*, vol. 49, n° 1, p. 15-24.

BEAUDRY, J. et Y. SAUVAGEAU (1994). *Inégalités socio-économiques et santé en Montérégie. Profil et excédents 1984-1988*, Direction de la santé publique de la Montérégie, 132 p.

CAVELAARS, A. E. J. M., A. E. KUNST, J. J. M. GEURTS, R. CRIALESI, L. GRÖTVEDT, U. HELMERT, E. LAHELMA, O. LUNDBERG, J. MATHESON, A. MIELCK, A. MIZRAHI, A. MIZRAHI, N. KR RASMUSSEN, E. REGIDOR, T. SPUHLER et J. P. MACKENBACK (1998a). « Differences in self reported morbidity by educational level: A comparison of 11 western european countries », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 52, p. 219-227.

CAVELAARS, A. E. J. M., A. E. KUNST, J. J. M. GEURTS, U. HELMERT, O. LUNDBERG, A. MIELCK, J. MATHESON, Ar. MIZRAHI, A. MIZRAHI, N. RASMUSSEN, T. SPUHLER et J. P. MACKENBACH (1998b). « Morbidity differences by occupational class among men in seven European countries: an application of the Erikson-Golthorpe social class scheme », *International Journal of Epidemiology*, vol. 27, p. 222-230.

CHANDOLA, T. (1998). « Social inequality in coronary heart disease: a comparison of occupational classifications », *Social Science and Medicine*, vol. 47, n° 4, p. 525-533.

CHEVALIER, S. et Y. SAUVAGEAU (2000). « Caractéristiques de la population » dans DAVELUY, C., L. PICA, N. AUDET, R. COURTEMANCHE, F. LAPOINTE et autres. *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, chapitre 2, p. 77-95.

CHEN J., M. FAIR, R. WILKINS et LE GROUPE D'ÉTUDES DE LA MORTALITÉ FŒTALE ET INFANTILE DU SYSTÈME CANADIEN DE SURVEILLANCE PÉRINATALE (1998). « Niveau de scolarité de la mère et mortalité fœtale et infantile au Québec », *Rapports sur la santé*, vol. 10, n° 2, p. 57-69.

CHOINIÈRE, R., P. LAFONTAINE, M. PAGEAU et M. FERLAND (1998). « La mortalité au Québec. Disparités et évolution de 1975-1977 à 1993-1995 », dans *Les disparités socioéconomiques en 1990-1992*, Québec, MSSS, chapitre 9, p.129-139.

CHOINIÈRE, R. (2000). *Évolution des disparités de la mortalité selon le revenu à Montréal*. (présentation au 67^e congrès de l'ACFAS tenu à Ottawa en 1999). Direction de la santé publique de Montréal-Centre, www.santepub-mtl.qc.ca, 12 p.

COLIN, C., J. P. LAVOIE et C. POULIN (1989). *Les personnes défavorisées et la santé, ça va?*, Québec, Les publications du Québec, 119 p.

COURTEAU, J.P., J. CHARLEBOIS et N. TREMPE (1996). *Variations de la mortalité en relation avec le taux de pauvreté des quartiers en Outaouais urbain et dans le Québec urbain*, Hull, Régie régionale de la santé et des services sociaux de l'Outaouais, 45 p.

DAVELUY, C., L. PICA, N. AUDET, R. COURTEMANCHE, F. LAPOINTE et autres (2000). *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 642 p.

DAVEY SMITH, G., C. HART, D. HOLE, P. MACKINNON, C. GILIS, G. WATT, D. BLANE et V. HAWTHORNE (1998). « Education and occupational social class: which is the more important indicator of mortality risk? », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 52, p. 153-160.

DEMISSIE, K., J. A. HANLEY, D. MENZIES, L. JOSEPH et P. ERNST (2000). « Concordance des mesures du statut socioéconomique : mesures par région et mesures individuelles », *Maladies chroniques au Canada*, vol. 21, n° 1, p. 1-7.

FEINSTEIN, J.S. (1993). « The relationship between Socioeconomic Status and Health: A review of the literature », *The Milbank Quarterly*, vol. 71, n° 2, p. 279-322.

FERLAND, M. et G. PAQUET (1995). « Liens entre le statut socioéconomique et la santé » dans SANTÉ QUÉBEC, C. LAVALLÉE, C. BELLEROSÉ, J. CAMIRAND, P. CARIS (sous la direction de). *Aspects sociaux reliés à la santé. Rapport de l'Enquête sociale et de santé 1992-1993*, Montréal, MSSS, vol. 2, chapitre 5, p. 119-168.

FERLAND, M., R. CHOINIÈRE et M. PAGEAU (1998a). *Santé et inégalités sociales au Québec : une analyse comparative du pourcentage d'assistés sociaux par CLSC en tant qu'indicateur socioéconomique*, Québec, MSSS, Collection Méthodologie et instrumentation n° 12, 56 p.

FERLAND, M., M. PAGEAU et R. CHOINIÈRE (1998b). « Mesurer les progrès dans la lutte à la réduction des inégalités socioéconomiques de santé au Québec : deux indicateurs en promotion de la santé » dans Union internationale de promotion de la santé et d'éducation pour la santé, *Nouveaux horizons pour la santé : de la vision à la pratique* (Livres des résumés de la XVI^e conférence mondiale de L'UIPSES), Université de Puerto Rico, p. 62-63.

FERLAND, M., R. CHOINIÈRE, M. PAGEAU et Y. SAUVAGEAU (1999). *Inégalités socioéconomiques de santé au Québec entre 1987 et 1998* (Plan d'analyse de l'Enquête générale de santé et de bien-être 1998), document non publié, avril 1999, 16 p.

GARDES, F. et S. LANGLOIS (1995). « Une nouvelle mesure pour analyser la pauvreté au Québec : l'indice synthétique de pauvreté-riche », *Service social*, vol. 44, n° 3, p. 29-53.

GEYER, S. et R. PETER (2000). « Income, occupational position, qualification and health inequalities-competing risks? (Comparing indicators of social status) », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 54, p. 299-305.

HAHN, R. A., E. D. EAKER, N. D. BARKER, S. M. TEUTSCH, W. A. SOSNIAK et N. KRIEGER (1996). « Poverty and Death in the United States », *International Journal of Health Services*, vol. 26, n° 4, p. 673-690.

HALLQVIST, J., M. LUNDBERG, F. DIDERICHSEN, et A. AHLBOM (1998). « Socioeconomic differences in risk of myocardial infarction 1971-1994 in Sweden: time trends, relative risks and population attributable risks », *International Journal of Epidemiology*, vol. 27, p. 410-415.

HART, C., G. DAVEY SMITH et D. BLANE (1998). « Inequalities in mortality by social class measured at 3 stages of the lifecourse », *American Journal of Public Health*, vol. 88, n° 3, p. 471-474.

HUMPHRIES, K. H. et E. VAN DOORSLAER (2000). « Income-related health inequality in Canada », *Social Science and Medicine*, vol. 50, p. 663-671.

KRIEGER, N., D. L. ROWLEY, A. A. HERMAN, B. AVERY et M. T. PHILIPS (1993). « Racism, Sexism, and Social Class: Implications for Studies of Health, Disease, and Well-being », *American Journal of Preventive Medicine*, vol. 9 (6), Supplement, p. 82-122.

KRIEGER, N., J. T. CHEN et J. V. SELBY (1999). « Comparing individual-based and household-based measures of social class to assess class inequalities in women's health: a methodological study of 684 US women », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 53, p. 612-623.

KUNST, A. E. et J. P. MACKENBACH (1994a). « International variation in the size of mortality differences associated with occupational status », *International Journal of Epidemiology*, vol. 23, n° 4, p. 742-750.

- KUNST, A.E. et J. P. MACKENBACH (1994b). *Measuring socio-economic inequalities in health*, Copenhagen, WHO, 115 p.
- KUNST, A. E., J. J. M. GEURTS et J. VAN DE BERG (1995). « International variation in socioeconomic inequalities in self reported health », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 49, p. 117-123.
- KUNST, A. E., F. GROENHOF et J. P. MACKENBACH (1998a). « Mortality by occupational class among men 30-64 years in 11 European countries. EU working group on socioeconomic inequalities in health », *Social Science and Medicine*, Vol. 46, n° 11, p. 1459-1476.
- KUNST, A.E., F. GROENHOF, J. K. BORGAN, G. COSTAS, G. DESPLANQUES, F. FAGGIANO, O. HEMSRTROM, P. MARTIKAINEN, D. VAGERO, T. VALKONEN et J. P. MACKENBACH (1998b). « Socio-economic inequalities in mortality. Methodological problems illustrated with three examples from Europe », *Revue d'épidémiologie et de santé publique*, vol. 46, p. 467-479.
- LAPOINTE, F. et R. COURTEMANCHE (1999). *Enquête sociale et de santé de 1998, Analyses régionales, Aspects statistiques*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 55 p.
- LÉGARÉ, G., M. PRÉVILLE, R. MASSÉ et C. POULIN (2000). « Santé mentale » dans DAVELUY, C., L. PICA, N. AUDET, R. COURTEMANCHE, F. LAPOINTE et autres. *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, chapitre 16, p. 333-353.
- LEVASSEUR, M. (2000). « Perception de l'état de santé » dans DAVELUY, C., L. PICA, N. AUDET, R. COURTEMANCHE, F. LAPOINTE et autres. *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, chapitre 12, p. 259-271.
- LEVASSEUR, M. et L. GOULET (2000). « Problèmes de santé » dans DAVELUY, C., L. PICA, N. AUDET, R. COURTEMANCHE, F. LAPOINTE et autres. *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, chapitre 13, p. 273-295.
- LIBERATOS, P., B. G. LINK et J. L. KELSEY (1988). « The measurement of social class in epidemiology », *Epidemiologic reviews*, vol. 10, p. 87-121.
- MACKENBACH, J.P. et A. E. KUNST (1997). « Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe », *Social Science and Medicine*, vol. 44, N° 6, p. 757-771.
- MANOR, O., S. MATTEWS et C. POWER (1997). « Comparing measures of health inequality », *Social Science and Medicine*, vol. 45, N° 5, p. 761-771.
- MARANG-VAN DE MHEEN, P.J., G. DAVEY SMITH, C. L. HART et L. J. GUNNING-SCHEPERS (1998). « Socioeconomic differentials in mortality among men within Great Britain: time trends and contributory causes », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 52, p. 214-218.
- MILLAR, W.J. et T. STEPHENS (1993). « Statut social et risques pour la santé des adultes canadiens : 1985 et 1991 », *Rapports sur la santé*, vol. 5, n° 2, p. 143-156.
- MINISTÈRE DE LA SANTÉ ET DES SERVICES SOCIAUX (1989). *Banque de données de l'Enquête Santé Québec (J99)*, Québec, Direction des systèmes d'information, 2 tomes.
- MINISTÈRE DE LA SANTÉ ET DES SERVICES SOCIAUX (1992). *La politique de la santé et du bien-être*, Québec, 192 p.
- MINISTÈRE DE LA SANTÉ ET DES SERVICES SOCIAUX (1997). *Priorités nationales de santé publique 1997-2002*, Québec, 103 p.

MINISTÈRE DE L'EMPLOI ET DE LA SOLIDARITÉ SOCIALE (2001). *Ne laisser personne de côté! Orientations et perspectives d'actions en matière de lutte à la pauvreté*, Québec, 37 p.

MORGENSTERN, H. (1985). « Socioeconomic factor: Concept, measurement, and health effects » dans *Measuring Psychological Variables in Epidemiologic Studies of Cardiovascular Disease, Proceedings of a Workshop*, U.S. department of health and human services, National Institutes of Health, publication 85-2270, p. 3-40.

PAMPALON, R. et G. RAYMOND (2000). « Un indice de défavorisation pour la planification de la santé et du bien-être au Québec », *Maladies chroniques au Canada*, vol. 21, n° 3, p. 113-122.

PAPPAS, G., S. QUEEN, W. HADDEN, G. FISHER (1993). « The Increasing Disparity in Mortality Between Socioeconomic Groups in the United States, 1960 and 1986 », *New England Journal of Medicine*, vol. 329, n° 2, p. 103-109.

PICHÉ, J. (1995). *Indicateurs de besoins de services en santé physique. Morbidité, mortalité et conditions socioéconomiques : revue de littérature et analyse empirique*, Québec, MSSS, 67 p.

POWER, C., C. HERTZMAN, S. MATTHEWS et O. MANOR (1997). « Social differences in Health: Life-Cycle Effects between Ages 23 and 33 in the 1958 British Birth Cohort », *American Journal of Public Health*, vol. 87, n° 9, p. 1499-1503.

PRANDY, K. (1999). « Class, stratification and inequalities in health: a comparison of the Registrar's Social Classes and the Cambridge Scale », *Sociology of Health and Illness*, vol. 21, n° 4, p. 466-484.

RENAUD, J., M. MAYER et R. LEBEAU (1996). *Espace urbain, espace social. Portrait de la population des villes du Québec*, Montréal, Éditions Saint-Martin, 169 p.

SANTÉ QUÉBEC, A. ÉMOND et autres (1988). *Et la santé, ça va? Rapport de l'enquête Santé Québec de 1987*, Québec, MSSS, Les Publications du Québec, 337 p.

SMITH T.E. et P. B. GRAHAM (1995). « Socioeconomic Stratification in Family Research », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 57, November, p. 930-940.

STATISTIQUE CANADA (1987). *Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1986*, Ottawa, tableau 36, cat. 13-207.

STATISTIQUE CANADA (1999). *Seuils de faible revenu*, Ottawa, cat. 13-551, 36 p.

STRONKS, K., H. VAN TRIRUM et J. P. MACKENBACH (1996). « A Documentation Center on Socioeconomic inequalities in Health », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 50, n° 1, p. 5.

VAN DE MHEEN, H., S. A. REIJNEVELD et J. P. MACKENBACH (1996). « Socioeconomic inequalities in perinatal and infant mortality from 1854 to 1990 in Amsterdam, the Netherlands », *European Journal of Public Health*, vol. 6, n° 3, p. 166-174.

VAN DOORSLAER, E., A. WAGSTRAFF, H. BLEICHRODT, S. CALONGE, M. GERDTHAM, J. GEURTS, L. GROSS, U. HÄKKINEN, R. E. LEU, O. O'DONNELL, C. PROPPER, F. PUFFER, M. RODRIGUEZ, G. SUNDBERG et O. WINKELHAKE (1997). « Income related inequalities in health: some international comparisons », *Journal of Health Economics*, vol. 16, p. 93-112.

WAGSTAFF, A., P. PACI et E. VAN DOORSLAER (1991). « On the Measurement of Inequalities in Health », *Social Science and Medicine*, vol. 33, n° 5, p. 545-557.

WILKINS, R., O. ADAMS et A. BRANCKER (1989). « Évolution de la mortalité selon le revenu dans les régions urbaines du Canada entre 1971 et 1986 », *Rapports sur la santé*, vol. 1, n° 2, p. 137-174.

WILKINS, R. (1995a). *Mortality by neighbourhood income in urban Canada, 1986-1991*, communication présentée lors de la Canadian Society for Epidemiology and Bostatistics Conference, St. John's, Terre-Neuve.

WILKINS, R. (1995b). « Autonomie fonctionnelle et espérance de vie en santé » dans SANTÉ QUÉBEC, BELLEROSE, C., C. LAVALLÉE, L. CHÉNARD, M. LEVASSEUR (sous la direction de). *Et la santé, ça va? Rapport de l'enquête sociale et de santé 1992-1993*, Montréal, MSSS, vol. 1, p. 279-302.

WILKINS, R. (2000). « Incapacité et limitations d'activité » dans DAVELUY, C., L. PICA, N. AUDET, R. COURTEMANCHE, F. LAPOINTE et autres *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, chapitre 18, p. 369-383.

Annexe 1
Exemples de calcul de
l'indice d'inégalité relative

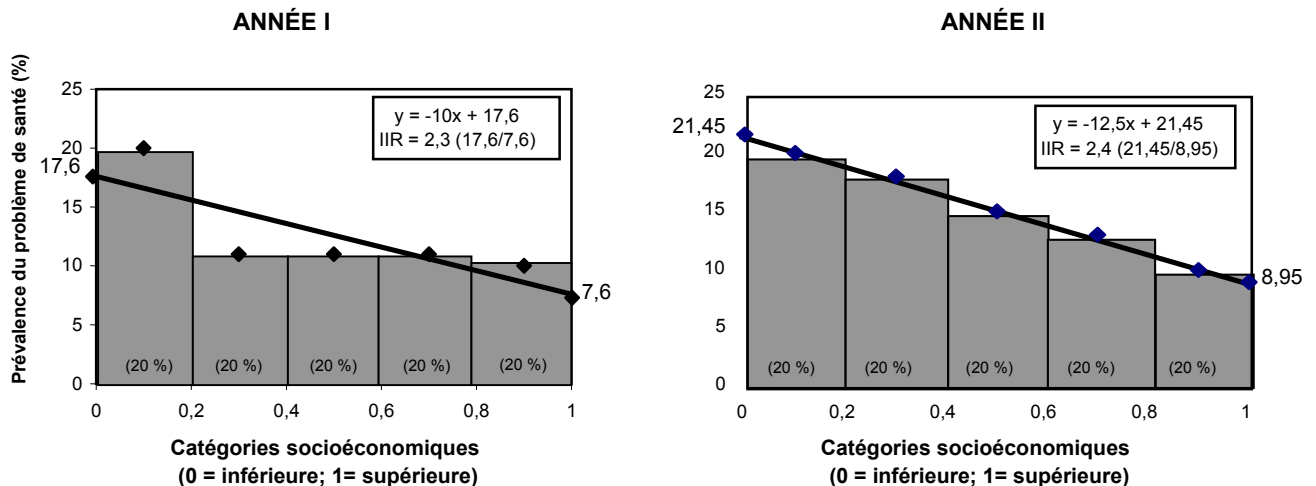
Exemples de calcul de l'indice d'inégalité relative

Les indices d'inégalité relative (IIR) peuvent être déduits à partir de régressions simples et, préférablement, de régressions logistiques, ces dernières étant mieux adaptées pour tenir compte du caractère dichotomique des variables de santé (présence ou non du problème étudié) tout en permettant d'obtenir des intervalles de confiance basés sur l'échantillon total. Les exemples présentés ici utilisent tout de même la régression simple puisqu'elle permet de mieux rendre compte de la logique sous-jacente à l'IIR.

La figure A-1 est la représentation graphique de l'IIR appliquée à des distributions fictives entre un problème de santé et le niveau socioéconomique à deux moments distincts. Dans le cas de celle de droite (Année II), on est en présence d'une relation continue prenant la forme d'un gradient où les différences dans les pourcentages de personnes avec le problème s'observent entre chacune des cinq catégories en diminuant progressivement des groupes moins favorisés vers les groupes plus favorisés (20, 18, 15, 13, 10). Dans l'autre cas (Année I), c'est avant tout la catégorie inférieure qui se distingue des autres (20, 11, 11, 10, 11, 10).

Figure A-1

Représentation graphique de l'IIR d'un problème de santé estimé au moyen de la régression simple pour des distributions dont les catégories socioéconomiques ont toutes le même poids relatif (données fictives)



Dans ces exemples, l'IIR est obtenu par la régression du problème de santé avec le niveau socioéconomique, ce dernier étant mesuré par le poids relatif cumulé de chacune des catégories classées en ordre ascendant, c'est-à-dire en passant de la catégorie inférieure à la catégorie supérieure. À noter que les catégories socioéconomiques ont ici toutes le même poids puisqu'elles correspondent à des quintiles équivalant donc chacune à 20 % de la population (données entre parenthèses). La catégorie se rapportant au niveau socioéconomique inférieur dans les deux graphiques est celle située dans l'intervalle 0 à 0,2. Pour chacune des catégories, on fait correspondre le point milieu de l'intervalle avec la prévalence du problème s'y rapportant. Ainsi, dans le graphique de l'Année II, le point milieu du premier bâtonnet se situe aux coordonnées X-Y 0,1 et 20 %, le second point à 0,3 et

18 % et ainsi de suite. On calcule par la suite la droite de régression entre ces points. L'IIR est le rapport entre les estimations produites par la droite de régression aux points 0 et 1 de l'échelle socioéconomique, ce qui donne 2,3 pour l'Année I ($17,6 \div 7,6$) et 2,4 pour l'Année II ($21,45 \div 8,95$).

Il est également possible d'utiliser cette approche avec des distributions dont le poids des catégories socioéconomiques est variable. La figure A-2 illustre cette situation. On y trouve les mêmes prévalences du problème de santé que dans la figure A-1 mais avec des catégories dont la répartition, identique pour les deux années, passe de 10 % pour le niveau inférieur à 30 % pour le niveau supérieur (10, 15, 20, 25, 30). On notera que les valeurs des IIR s'en trouvent modifiées tant pour l'année I que pour l'année II.

Figure A-2

Représentation graphique de l'IIR d'un problème de santé estimé au moyen de la régression simple pour des distributions dont les catégories socioéconomiques ont des poids relatifs différents (données fictives)

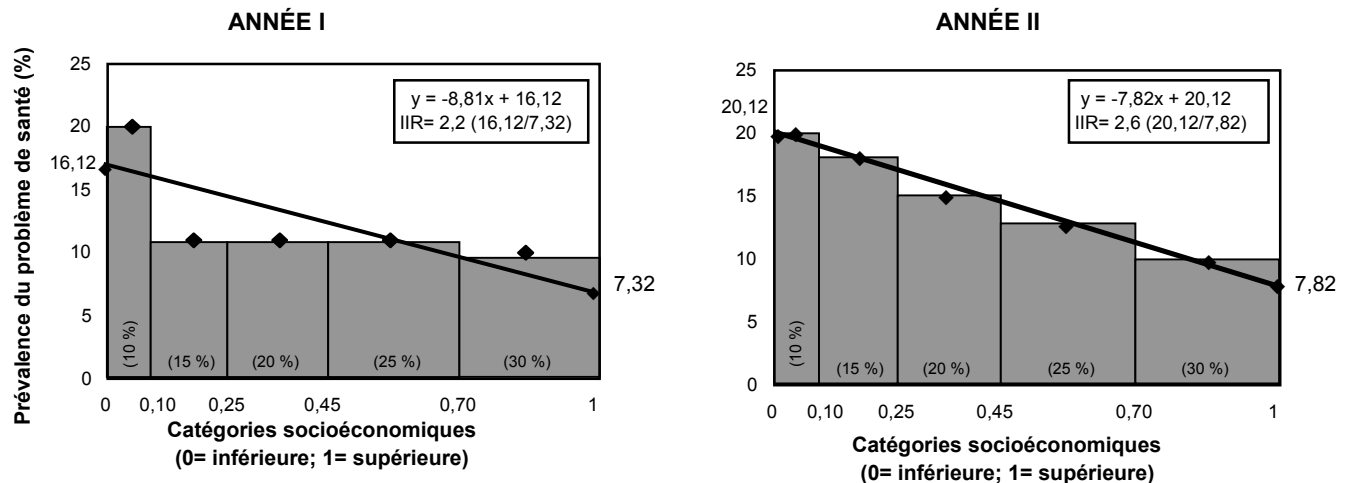


Tableau A-1

Données nécessaires au calcul des indices d'inégalité relative des figures A-1 et A-2 (données fictives)

	Catégories socioéconomiques					
	Inférieur	Moyen inférieur	Moyen	Moyen Supérieur	Supérieur	
Prévalence du problème (%)						
Année I	20	11	11	11	10	
Année II	20	18	15	13	10	
Procédure pour obtenir le point milieu cumulé						
Figure A-1	A- Poids (répartition en %)	20	20	20	20	20
	B- Point milieu (A / 2)	10	10	10	10	10
	C- Poids cumulé (A cumulé)	20	40	60	80	100
	D- Point milieu cumulé (C – B)	10	30	50	70	90
Figure A-2	A- Poids (répartition en %)	10	15	20	25	30
	B- Point milieu (A / 2)	5	7,5	10	12,5	15
	C- Poids cumulé (A cumulé)	10	25	45	70	100
	D- Point milieu cumulé (C – B)	5	17,5	35	57,5	85

Les données servant à la démonstration sont présentées dans le tableau A-1. Pour l'IIR déduit à partir de la régression logistique, la procédure est la même pour établir les points milieu de la répartition cumulative de chacune des catégories socioéconomiques.

Annexe 2

Comparaison entre les seuils de revenu insuffisant de la variable socioéconomique basée sur le revenu et les seuils de faible revenu de Statistique Canada

Comparaison entre les seuils de revenu insuffisant de la variable socioéconomique basée sur le revenu et les seuils de faible revenu de Statistique Canada

Les tableaux A-2 et A-3 présentent respectivement pour 1987 et 1998 la comparaison entre les seuils de revenu insuffisant de la variable socioéconomique et les seuils de faible revenu de Statistique Canada. L'examen des ratios (section inférieure des tableaux) permet de conclure que les seuils des deux enquêtes

s'apparentent aux seuils de faible revenu se rapportant aux agglomérations de 500 000 habitants et plus, puisque c'est dans cette colonne que le ratio s'écarte le moins en moyenne de la valeur 1, soit la valeur d'une parfaite correspondance entre les seuils.

Tableau A-2
Seuils d'insuffisance de revenu de 1987 comparés aux seuils de faible revenu de 1986 (base 86)

Comparaison des seuils en dollars							
Seuils d'insuffisance 1987		Seuils de faible revenu de Statistique Canada 1986 (base 86)					
Personne dans le ménage	Seuils (\$)	Personne dans le ménage	Seuils (\$) selon la taille de l'agglomération				Régions rurales
			> 500 000 habitants	100 000 à 299 999	30 000 à 99 999	< 30 000	
1-2	12 000	1	11 847	10 405	10 165	9 266	8 065
		2	16 059	14 105	13 779	12 561	10 933
3-4	20 000	3	20 412	17 928	17 514	15 966	13 896
		4	23 501	20 641	20 164	18 382	15 999
5 et plus	30 000	5	25 677	22 552	22 031	20 084	17 480
		6	27 871	24 479	23 914	21 800	18 974
		7	29 977	26 329	25 721	23 448	20 408

Ratio des seuils							
Personne dans le ménage	Seuils (\$)	Personne dans le ménage	(Seuils d'insuffisance sur seuils de faible revenu)				
			> 500 000 habitants	100 000 à 299 999	30 000 à 99 999	< 30 000	Régions rurales
1-2	12 000	1	1,01	1,15	1,18	1,30	1,49
		2	0,75	0,85	0,87	0,96	1,10
3-4	20 000	3	0,98	1,12	1,14	1,25	1,44
		4	0,85	0,97	0,99	1,09	1,25
5 et plus	30 000	5	1,17	1,33	1,36	1,49	1,72
		6	1,08	1,23	1,25	1,38	1,58
		7	1,00	1,14	1,17	1,28	1,47
Ratio moyen			0,98	1,11	1,14	1,25	1,43

Tableau A-3
Seuils d'insuffisance de revenu de 1998 comparés aux seuils de faible revenu de 1997 (base 92)

Comparaison des seuils en dollars							
Seuils d'insuffisance 1998		Seuils de faible revenu de Statistique Canada 1997 (base 92)					
Personnes dans le ménage	Seuils (\$)	Personnes dans le ménage	Seuils (\$) selon la taille de l'agglomération				Régions rurales
			> 500 000 habitants	100 000 à 299 999	30 000 à 99 999	< 30 000	
1-2	20 000	1	17 409	14 931	14 827	13 796	12 030
		2	21 760	18 664	18 534	17 245	15 038
3-4	30 000	3	27 063	23 213	23 050	21 448	18 703
		4	32 759	28 098	27 903	25 964	22 639
5 et plus	40 000	5	36 618	31 409	31 191	29 023	25 307
		6	40 479	34 720	34 478	32 081	27 975
		7	44 339	38 032	37 766	35 140	30 643

Ratio des seuils							
Personnes dans le ménage	Seuils (\$)	Personnes dans le ménage	(Seuils d'insuffisance sur seuils de faible revenu)				
			> 500 000 habitants	100 000 à 299 999	30 000 à 99 999	< 30 000	Régions rurales
1-2	20 000	1	1,15	1,34	1,35	1,45	1,66
		2	0,92	1,07	1,08	1,16	1,33
3-4	30 000	3	1,11	1,29	1,30	1,40	1,60
		4	0,92	1,07	1,08	1,16	1,33
5 et plus	40 000	5	1,09	1,27	1,28	1,38	1,58
		6	0,99	1,15	1,16	1,25	1,43
		7	0,90	1,05	1,06	1,14	1,31
Ratio moyen			1,01	1,18	1,19	1,28	1,46

Sources : Statistique Canada, 1999.
Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.
Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

Le choix de se référer aux matrices de Statistique Canada se rapportant à l'année ayant précédé les enquêtes s'explique par la méthode de collecte par vague utilisée dans les enquêtes de Santé Québec. Le libellé de la question faisait en sorte que les répondants ont tous déclaré des revenus pour l'année antérieure, peu importe le moment de l'entrevue. Aussi, furent employés dans les calculs de la variable socioéconomique les seuils de Statistique Canada pour 1986 (base 86) et 1997 (base 92). Ajoutons que l'année

de base des seuils est celle se rapprochant le plus de l'année de chaque enquête, puisque les seuils ainsi obtenus sont représentatifs des dépenses moyennes des ménages canadiens pour les besoins de base mesurés à ces périodes.

Précisons que la mention « année de base » est l'année de l'Enquête sur les dépenses des familles (EDF) de Statistique Canada. C'est à partir de cette enquête que l'on estime les dépenses moyennes des

familles affectées au logement, à l'habillement et à l'alimentation qui servent à déterminer les seuils de faible revenu. Les EDF sont réalisées aux cinq ans environ tandis que les matrices des seuils sont produites à chaque année. C'est pourquoi en l'absence de données de l'EDF, Statistique Canada ajuste annuellement les seuils selon l'Indice des prix à la consommation. Les matrices les plus récentes publiées par Statistique Canada qui étaient disponibles au moment de la présente étude avaient 1992 comme année de base (Statistique Canada, 1999).

Annexe 3

Questions sur le revenu du ménage utilisées dans les enquêtes de 1987 et 1998

Questions sur le revenu du ménage utilisées dans les enquêtes de 1987 et 1998

Enquête Santé Québec 1987

- Question 64 du QRI*

Maintenant nous arrivons à la fin de l'entrevue. Il continue d'exister un lien entre l'état de santé et le revenu. Nous apprécierions que vous répondiez à la question suivante pour nous permettre d'étudier cette relation. Soyez assuré(e) que cela restera confidentiel tout comme les autres informations que vous avez fournies précédemment.

Quel était le revenu total approximatif de votre foyer l'an dernier avant déduction d'impôt? (Inclure les revenus de tous les membres de votre foyer qui ont reçu un revenu l'an passé)

Note : L'intervieweur devait montrer la fiche « L » sur laquelle étaient présentées les catégories de revenu suivantes auxquelles s'ajoutaient les catégories « ne sait pas » et « pas de réponse » :

0 :	0	-	999 \$
1 :	1 000 \$	-	5 999 \$
2 :	6 000 \$	-	11 999 \$
3 :	12 000 \$	-	19 999 \$
4 :	20 000 \$	-	29 999 \$
5 :	30 000 \$	-	39 999 \$
6 :	40 000 \$	-	49 999 \$
7 :	50 000 \$		et plus

Enquête sociale et de santé 1998

- Question 172 du QRI*

Il continue d'exister un lien entre l'état de santé et le revenu. Nous apprécierions que vous répondiez à la question suivante pour nous permettre d'étudier cette relation.

Quel est le revenu global (brut) du ménage provenant de toutes sources, avant impôts et déductions, pour l'année 1997? Était-ce :

01 =	aucun revenu
02 =	moins de 20 000 \$
03 =	moins de 10 000 \$
04 =	moins de 5 000 \$
05 =	plus de 5 000 \$
06 =	plus de 10 000 \$
07 =	moins de 15 000 \$
08 =	plus de 15 000 \$
09 =	plus de 20 000 \$
10 =	moins de 40 000 \$
11 =	moins de 30 000 \$
12 =	plus de 30 000 \$
13 =	plus de 40 000 \$
14 =	entre 40 000 \$ et 60 000 \$
15 =	entre 60 000 \$ et 80 000 \$
16 =	entre 80 000 \$ et 100 000 \$
17 =	plus de 100 000 \$
98 =	ne sait pas
99 =	refus

* Questionnaire rempli par l'intervieweur

Annexe 4

Description des indicateurs de santé

Description des indicateurs de santé

Santé perçue comme moyenne ou mauvaise

Cet indicateur de santé est la proportion de la population de 15 ans et plus se percevant en moyenne ou en mauvaise santé. L'information provient des réponses données par les personnes de 15 ans et plus à la question suivante demandée dans un questionnaire autoadministré : « Comparativement à d'autres personnes de votre âge, diriez-vous que votre santé est en général : Excellente; Très bonne; Bonne; Moyenne; Mauvaise? » (Levasseur, 2000). L'indicateur est le regroupement des deux dernières catégories.

Catégorie élevée à l'indice de détresse psychologique

Cet indicateur de santé est la proportion de la population de 15 ans et plus classée dans la catégorie élevée de l'indice de détresse psychologique. L'information provient d'une version modifiée de l'échelle *Psychiatric Symptom Index* produite à partir des réponses données par les personnes de 15 ans et plus à 14 questions demandées dans un questionnaire autoadministré portant sur la fréquence, au cours de la semaine ayant précédé l'enquête, de divers symptômes ressentis associés aux états dépressifs, aux états anxieux, aux troubles cognitifs et à l'irritabilité. Le niveau élevé correspond à la valeur obtenue pour déterminer le quintile inférieur dans l'enquête de 1987, soit 26,2 sur l'échelle (Légaré et autres, 2000).

Limitations d'activités à long terme

Cet indicateur de santé est la proportion de la population ayant une limitation d'activités à long terme. L'information provient des réponses fournies à un intervieweur par les personnes ayant répondu pour elles-mêmes et pour l'ensemble des membres de leur ménage à deux questions, l'une s'appliquant aux enfants de moins de 6 ans et l'autre aux personnes de 6 ans et plus. La question demandée est essentiel-

lement la même dans les deux cas hormis certains ajustements pour l'âge (présentés ici entre parenthèses pour les moins de 6 ans) : « Comparativement à d'autres personnes (enfants) du même âge en bonne santé, est-il/elle restreint/e dans le genre ou la quantité d'activités qu'il/elle peut faire (jeux auxquels il/elle peut participer) à cause d'une maladie chronique physique ou mentale ou d'un problème de santé ? Oui; Non. » (Wilkins, 2000). Puisque la grande majorité des limitations d'activités (90 %) dure depuis au moins six mois, elles sont considérées comme étant à long terme, même si ce n'est pas toujours le cas (Wilkins, 1995b).

Problèmes de santé spécifiques

Les indicateurs spécifiques, au nombre de 12, sont tirés des données servant au classement des problèmes de santé en 31 items qui est lui-même un regroupement *ad hoc* des causes déclarées (Levasseur et Goulet, 2000). Les prévalences présentées se définissent comme la proportion d'individus qui ont au moins un des problèmes d'un regroupement donné (si l'item compte plus d'un problème): une personne ayant plusieurs problèmes pour un même item n'est comptée qu'une fois. La liste détaillée est présentée dans le tableau A-4.

Note : Les indicateurs retenus sont précédés d'un X. À noter que la cause « Périodes de grande nervosité » (CIMAN3) n'a pas été retenue, bien qu'elle réponde aux critères de sélection. Cette exclusion est due au fait qu'au moment du choix initial des causes, celle-ci était comprise dans la cause « Troubles mentaux » (CIMAN1).

Tableau A-4

Liste des problèmes de santé spécifiques, ensemble de la population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998

Variable	Problème	Prévalence		Code CIM-9*
		1987	1998	
TROUBLES MENTAUX¹				
X	CIMAN1 Troubles mentaux	3,0	4,3	(V) 290.0-316.9
CERTAINS SYMPTÔMES, SIGNES ET ÉTATS MORBIDES				
	CIMAN2 Troubles du sommeil	2,0	2,3	(XVI) 780.5
	CIMAN3 Périodes de grande nervosité	3,6	4,1	(XVI) 799.2
	CIMAN30 Malaise et fatigue	1,8	1,8	(XVI) 780.7
CERTAINES MALADIES ENDOCRINIENNES, DE LA NUTRITION ET DU MÉTABOLISME ET TROUBLES IMMUNITAIRES				
	CIMAN4 Troubles de la thyroïde	1,3	3,7	(III) 240.0-246.9
	CIMAN5 Diabète	1,6	2,8	(III) 250.0-250.9
	CIMAN6 Hypercholestérolémie	0,3	2,9	(III) 272.0-272.9
MALADIES DU SANG ET DES ORGANES HÉMATOÏÉTIQUES				
	CIMAN7 Anémie	1,3	1,5	(IV) 280.0-285.9
	CIMAN8 Autres maladies du sang	0,2	1,8	(IV) 286.0-289.9
CERTAINES MALADIES DU SYSTÈME NERVEUX ET DES ORGANES DES SENS				
X	CIMAN9 Maux de tête	8,4	11,8	(VI) 346.0-346.9, (XVI) 784.0
	CIMAN10 Maladies de l'œil**	–	4,0	(VI) 360.0-379.9
	CIMAN11 Maladies de l'oreille	1,2	1,1	(VI) 380.0-389.9
CERTAINES MALADIES DE L'APPAREIL CIRCULATOIRE				
X	CIMAN12 Hypertension artérielle	6,3	8,5	(VII) 401.0-405.9
X	CIMAN13 Maladies cardiaques	4,1	4,6	(VII) 391.0-398.9, 410.0-429.9, (XIV) 746.9, (XVI) 785.0-785.2
CERTAINES MALADIES DE L'APPAREIL RESPIRATOIRE²				
X	CIMAN14 Grippe	3,7	3,7	(VIII) 487.0-487.8
	CIMAN15 Bronchite ou emphysème	1,9	2,3	(VIII) 490.0-492.9
	CIMAN16 Asthme	2,3	5,0	(VIII) 493.0-493.9
X	CIMAN17 Rhinite allergique	6,0	9,4	(VIII) 477.0-477.9
X	CIMAN18 Certaines autres affections respiratoires	4,1	5,4	(VIII) 460.0-466.1, 470.0-476.0, 478.0-479.9, 480.0-486.9, 494-519.9, (XVI) 784.1, 786.2
CERTAINES ALLERGIES³				
X	CIMAN23 Allergies ou affections cutanées	7,9	9,1	(XII) 680.0-709.9, 782.1
X	CIMAN19 Autres allergies	6,5	10,3	(XVII) 995.2, 995.3
MALADIES DE L'APPAREIL DIGESTIF⁴				
	CIMAN20 Ulcères gastriques ou duodénaux	1,7	1,4	(IX) 531.0-533.9
X	CIMAN21 Troubles digestifs fonctionnels	3,9	5,0	(I) 009.0-009.3, (IX) 536.0-536.9, 558.9, 564.0-564.9, (XVI) 787.1, 787.3
	CIMAN22 Autres troubles digestifs	2,1	2,1	(IX) 526.0-530.9, 534.0-535.6, 537.0-557.9, 560.0-562.1, 565.0-579.9
MALADIES DU SYSTÈME OSTÉO-ARTICULAIRE, DES MUSCLES ET DU TISSU CONJONCTIF				
X	CIMAN24 Arthrite ou rhumatisme	10,0	11,8	(XIII) 711.0-719.9, 725.0-729.9
X	CIMAN25 Maux de dos ou de la colonne	7,7	10,2	(XIII) 720.0-724.9
	CIMAN26 Autres affections ostéo-articulaires	2,3	3,1	(XIII) 710.0-710.9, 730.0-739.9
LÉSIONS TRAUMATIQUES ET EMPOISONNEMENTS⁵				
	CIMAN27 Accidents avec blessures**	–	7,8	(XVII) 800.0-995.1, 995.4-999.9
CERTAINES MALADIES DES ORGANES GÉNITO-URINAIRES				
	CIMAN28 Troubles de la menstruation ou de la ménopause	1,2	3,7	(X) 625.0-627.9
	CIMAN29 Troubles urinaires ou maladies du rein	1,7	1,9	(X) 580.0-599.9
AUTRES PROBLÈMES ET MALADIES				
	CIMAN31 Autres problèmes	8,6	10,9	codes résiduels

* Les groupes de la CIM-9 auxquels les codes sont associés sont présentés entre parenthèses en chiffres romains.

** Données de 1998 non comparables à celles de 1987.

X Identifie les indicateurs retenus.

1- Comprend le groupe V au complet à l'exception de la section « Retard mental » (codes 317-319).

2- Comprend le groupe VIII au complet à l'exception de la section « Autres maladies des voies respiratoires supérieures » à part la rhinite allergique.

3- Excluant la rhinite allergique.

4- Comprend le groupe IX au complet à l'exception des problèmes dentaires (codes 520-529).

5- Comprend le groupe XVII au complet à l'exception de certaines allergies (codes 995.2, 995.3).

Source : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.

Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

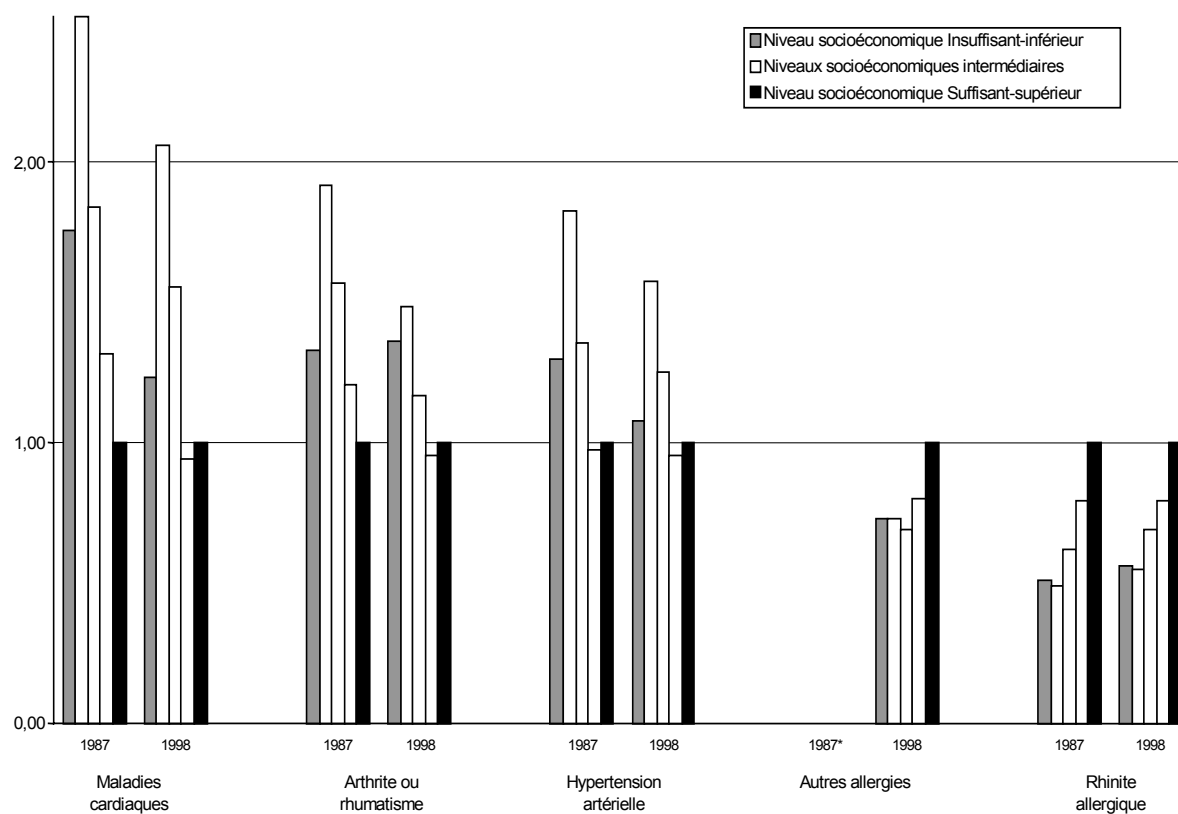
Annexe 5

Indicateurs de santé pour lesquels les relations statistiquement significatives ne répondent pas aux critères d'inégalité

Indicateurs de santé pour lesquels les relations statistiquement significatives ne répondent pas aux critères d'inégalité

Figure A-3

Indicateurs de santé pour lesquels les relations statistiquement significatives ($p < 0,01$) ne répondent pas aux critères d'inégalité, ensemble de la population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998



* Relation non significative ($p > 0,01$).

Note : Les proportions des indicateurs de santé sont exprimées sous forme d'écart relatif où la catégorie Suffisant-supérieur = 1,00.

Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.

Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

Annexe 6
Modèles de régression logistique

Modèles de régression logistique

L'indice d'inégalité relative (IIR) est un rapport de cotes estimé à partir d'un modèle de régression logistique où la variable dépendante est une variable de santé binaire et la variable explicative est la variable socioéconomique ordinale (niveau de revenu) comptant cinq niveaux transformés en variable continue cumulative prenant une valeur entre 0 et 1. Pour la

modélisation, chacun des niveaux de revenu se voit attribuer comme valeur le point milieu de la répartition cumulative des cinq niveaux. Les données présentées pour l'âge et le sexe correspondent aux rapports de cotes des modèles les incluant comme variables explicatives, les valeurs des catégories de référence étant égales à 1,00.

Tableau A-5

Indice d'inégalité relative (brut et ajusté) pour les indicateurs de santé répondant à la définition opérationnelle d'inégalité, population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998

		1987		1998	
		Indice d'inégalité relative	Intervalle de confiance de 99 %	Indice d'inégalité relative	Intervalle de confiance de 99 %
Santé perçue comme moyenne ou mauvaise (15 ans et plus)					
Brut		5,52	3,89 – 7,84	5,69	4,14 – 7,81
Ajusté pour l'âge et le sexe		5,05	3,48 – 7,34	5,57	4,01 – 7,73
Sexe	Hommes	1,09	0,92 – 1,28	1,01	0,87 – 1,19
	Femmes	1,00		1,00	
Âge	15-24 ans	7,10	5,14 – 9,82	3,88	2,92 – 5,15
	25-44 ans	4,27	3,28 – 5,54	3,49	2,76 – 4,41
	45-64 ans	1,28	1,01 – 1,63	1,65	1,33 – 2,05
	65 ans et plus	1,00		1,00	
Limitation d'activités à long terme					
Brut		4,32	3,12 – 5,98	3,53	2,64 – 4,73
Ajusté pour l'âge et le sexe		4,67	3,31 – 6,59	4,08	2,99 – 5,57
Sexe	Hommes	0,98	0,84 – 1,14	1,17	1,02 – 1,35
	Femmes	1,00		1,00	
Âge	0-14 ans	6,11	4,44 – 8,40	12,28	8,59 – 17,54
	15-24 ans	6,11	4,29 – 8,71	6,68	4,91 – 9,08
	25-44 ans	3,08	2,40 – 3,94	3,26	2,61 – 4,08
	45-64 ans	1,09	0,85 – 1,39	1,52	1,24 – 1,85
	65 ans et plus	1,00		1,00	
Troubles mentaux					
Brut		4,01	2,50 – 6,43	3,52	2,39 – 5,17
Ajusté pour l'âge et le sexe		4,58	2,84 – 7,40	3,95	2,61 – 5,96
Sexe	Hommes	1,43	1,11 – 1,83	1,44	1,18 – 1,74
	Femmes	1,00		1,00	
Âge	0-14 ans	4,96	2,55 – 9,65	4,82	3,13 – 7,40
	15-24 ans	1,81	1,10 – 3,00	4,09	2,61 – 6,40
	25-44 ans	1,12	0,75 – 1,66	1,50	1,11 – 2,04
	45-64 ans	0,80	0,54 – 1,18	1,10	0,81 – 1,50
	65 ans et plus	1,00		1,00	

Tableau A-5 (suite)

Indice d'inégalité relative (brut et ajusté) pour les indicateurs de santé répondant à la définition opérationnelle d'inégalité, population en ménage privé, Québec, 1987 et 1998 (suite)

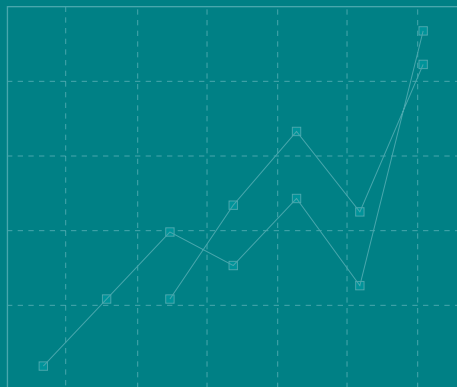
Troubles digestifs fonctionnels					
Brut		1,89	1,22 – 2,93	2,03	1,43 – 2,89
Ajusté pour l'âge et le sexe		1,75	1,12 – 2,73	1,95	1,35 – 2,83
Sexe	Hommes	1,67	1,33 – 2,10	1,35	1,13 – 1,60
	Femmes	1,00		1,00	
Âge	0-14 ans	6,42	4,27 – 9,67	6,05	3,98 – 9,19
	15-24 ans	5,18	3,33 – 8,06	6,15	4,19 – 9,02
	25-44 ans	2,45	1,84 – 3,27	2,79	2,15 – 3,62
	45-64 ans	1,74	1,27 – 2,38	2,13	1,67 – 2,72
	65 ans et plus	1,00		1,00	
Catégorie élevée à l'indice de détresse psychologique (15 ans et plus)					
Brut		1,53	1,17 – 1,99	1,87	1,47 – 2,39
Ajusté pour l'âge et le sexe		1,49	1,14 – 1,95	1,90	1,48 – 2,42
Sexe	Hommes	1,79	1,57 – 2,05	1,43	1,28 – 1,61
	Femmes	1,00		1,00	
Âge	15-24 ans	0,59	0,46 – 0,77	0,28	0,21 – 0,38
	25-44 ans	0,78	0,61 – 1,01	0,43	0,33 – 0,56
	45-64 ans	0,80	0,61 – 1,06	0,45	0,34 – 0,59
	65 ans et plus	1,00		1,00	

Sources : Santé Québec, enquête *Santé Québec 1987*.
Institut de la statistique du Québec, *Enquête sociale et de santé 1998*.

« L'Institut a pour mission de fournir des informations statistiques qui soient fiables et objectives sur la situation du Québec quant à tous les aspects de la société québécoise pour lesquels de telles informations sont pertinentes. L'Institut constitue le lieu privilégié de production et de diffusion de l'information statistique pour les ministères et organismes du gouvernement, sauf à l'égard d'une telle information que ceux-ci produisent à des fins administratives. Il est le responsable de la réalisation de toutes les enquêtes statistiques d'intérêt général. »

Loi sur l'Institut de la statistique du Québec (L.R.Q., c. I-13.011) adoptée par l'Assemblée nationale du Québec le 19 juin 1998.

Cette étude applique pour la première fois aux données de l'enquête *Santé Québec 1987* et de l'*Enquête sociale et de santé 1998* des techniques statistiques permettant d'estimer l'ampleur des écarts de santé entre catégories socioéconomiques. Plus précisément, elle examine dans quel sens évoluent les écarts de santé selon les groupes de revenu entre 1987 et 1998 au moyen de trois mesures synthèses que sont l'indice d'inégalité relative, le ratio des extrêmes et le risque attribuable. Le classement socioéconomique des individus est basé sur le revenu total brut déclaré par le ménage lors de l'enquête, ajusté selon le nombre de personnes qui le compose. Les indicateurs de santé retenus sont au nombre de quinze. On retrouve à la fois dans cette étude des indicateurs généraux tels la santé perçue comme moyenne ou mauvaise, le niveau élevé à l'indice de détresse psychologique ou les limitations d'activités à long terme, ainsi que des indicateurs mesurant la prévalence de problèmes spécifiques allant des troubles mentaux aux maladies cardiaques en passant par les maux de tête et la grippe. On y aborde aussi l'utilité de ces mesures synthèses en vue de l'élaboration d'objectifs mesurables de santé publique, réflexion qui intéressera également toute personne à la recherche d'indicateurs de développement social.



**Institut
de la statistique**

Québec



ISBN : 2-551-21505-6

18,95 \$

Site Web : www.stat.gouv.qc.ca
Imprimé au Québec, Canada