

# Déterminants de l'autoévaluation de la santé

Margot Shields et Shahin Shooshtari

## Résumé

### Objectifs

Le présent article décrit les déterminants de l'autoévaluation de l'état de santé. Les facteurs associés à la déclaration d'un très bon ou excellent état de santé plutôt qu'un bon état de santé sont comparés à ceux associés à la déclaration d'un état de santé passable ou mauvais plutôt que bon.

### Source des données

Les données proviennent des composantes transversales et longitudinales des ménages des trois premiers cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) de Statistique Canada.

### Techniques d'analyse

Des totalisations croisées des données du fichier transversal du cycle de 1998-1999 de l'ENSP ont permis d'estimer la prévalence de la déclaration d'un état de santé très bon ou excellent et d'un état de santé passable ou mauvais, selon le sexe et le groupe d'âge. Un modèle à variables multiples appliqué aux données du fichier longitudinal a ensuite servi à étudier, par régression logistique généralisée, les prédicteurs de l'autoévaluation de la santé en 1998-1999.

### Principaux résultats

Les problèmes physiques influent fortement sur l'autoévaluation de l'état de santé, mais le mode de vie et les facteurs socioéconomiques et psychosociaux jouent aussi un rôle important. La forte consommation de cigarettes, l'activité physique irrégulière et l'obésité sont associées à une évaluation plus négative de la santé. Les modifications du mode de vie nuisibles à la santé rendent aussi moins bonne l'autoévaluation de la santé. Le sentiment de détresse, la faible estime de soi et un faible statut socioéconomique sont des facteurs associés négativement à l'autoévaluation de la santé.

### Mots-clés

Indicateurs de l'état de santé, comportements qui influent sur la santé, santé fonctionnelle, études longitudinales, enquêtes sur la santé.

### Auteurs

Margot Shields (613-951-4177; shiemar@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6. Shahin Shooshtari poursuit des études de doctorat à l'Université du Manitoba.

L'un des problèmes cruciaux que posent les enquêtes sur la santé de la population consiste à définir des instruments de mesure fiables, valides et faciles à administrer. Or, l'autoévaluation de l'état de santé offre une mesure qui répond à ces trois critères. À cet égard, la plupart des enquêtes visant à évaluer la santé comportent une question où les participants sont invités à donner une évaluation globale de leur santé – habituellement au moyen d'une échelle à quatre ou à cinq points allant d'un état de santé mauvais à excellent.

Ce genre d'autoévaluation s'avère aussi fiable, sinon plus, que des mesures comme la capacité fonctionnelle, le nombre de problèmes de santé chroniques ou le bien-être psychologique<sup>1</sup>. Des valeurs de fiabilité assez élevées, fondées sur une évaluation/réévaluation après quatre semaines, ont été publiées pour diverses sous-populations<sup>1,2</sup>. Sur de longues périodes, l'autoévaluation de l'état de santé demeure plus stable que les évaluations faites par les médecins<sup>3</sup>.

L'autoévaluation de l'état de santé est également fortement liée aux résultats obtenus au moyen d'échelles

## Source des données

### Source des données

La présente analyse se fonde sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada. Lancée en 1994-1995, l'ENSP permet de recueillir tous les deux ans des renseignements sur la santé de la population du Canada. Elle couvre la population à domicile et les personnes qui vivent en établissement de santé dans les provinces et les territoires, sauf les personnes qui vivent dans les réserves indiennes, les bases des Forces canadiennes et certaines régions éloignées. L'ENSP comprend une composante transversale et une composante longitudinale.

*Échantillons transversaux* : Les échantillons transversaux des premier et deuxième cycle (1994-1995 et 1996-1997) de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) comprennent les membres du panel longitudinal et d'autres membres de leur ménage, ainsi que les personnes sélectionnées dans les échantillons supplémentaires (acquisition d'unités d'échantillonnage supplémentaires) demandés par certaines provinces. En 1994-1995, la grande majorité des interviews ont été réalisées sur place. Par contre, en 1996-1997, la plupart des interviews ont été réalisées par téléphone et les échantillons supplémentaires ont été sélectionnés par la méthode de composition aléatoire. L'échantillon transversal du troisième cycle (1998-1999) comprend principalement les membres du panel longitudinal et leurs cohabitants. De nouveau, la plupart des interviews ont été réalisées par téléphone. Bien qu'il n'y ait eu aucun achat d'unités d'échantillonnage supplémentaires lors du troisième cycle, des enfants nés en 1995 ou après et des immigrants arrivés au Canada après 1994 ont été sélectionnés au hasard et ajoutés à l'échantillon afin que celui-ci demeure représentatif de la population. En outre, pour remplacer la partie de l'échantillon perdue par érosion, on a communiqué avec les habitants des logements qui faisaient partie de la base de sondage originale, mais dont les membres avaient refusé de participer à l'enquête en 1994-1995, pour leur demander de participer en 1998-1999.

Les données de l'ENSP sont regroupées dans deux fichiers. Le Fichier général comprend les données sociodémographiques et certaines données sur la santé obtenues pour tous les membres des ménages participants. Le Fichier santé comprend les renseignements détaillés sur la santé recueillis auprès d'une personne sélectionnée au hasard dans chaque ménage participant, ainsi que les renseignements sur la santé de cette personne qui figurent dans le Fichier général.

En 1994-1995, dans chaque ménage sélectionné, une personne bien informée a fourni pour chaque membre du ménage des renseignements généraux sur les caractéristiques sociodémographiques et sur la santé que l'on a regroupés dans le

Fichier général. En outre, dans chacun de ces ménages, on a choisi au hasard une personne, qui n'était pas nécessairement la personne bien informée susmentionnée, à laquelle on a demandé de fournir des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé.

Dans chaque ménage formant la composante longitudinale des deuxième et troisième cycles (1996-1997 et 1998-1999), la personne qui a fourni des renseignements détaillés sur sa santé pour le Fichier santé était celle qui avait été sélectionnée au hasard à l'occasion du premier cycle (1994-1995) et, en général, celle qui a fourni des renseignements sur tous les membres du ménage pour le Fichier général lors des deuxième et troisième cycles, si on considère qu'elle était bien informée pour ce faire. Dans chaque ménage ajouté à l'échantillon transversal de 1996-1997 (achat d'unités d'échantillonnage supplémentaires), un membre bien informé, qui n'était pas nécessairement la personne sélectionnée au hasard pour répondre aux questions sur la santé, a fourni des renseignements généraux sur tous les membres du ménage pour le Fichier général. Dans les ménages qui ont été ajoutés à l'échantillon transversal de 1998-1999 (immigrants, nouveau-nés et ménages sélectionnés au départ mais n'avaient pas participé au premier cycle de l'enquête), la personne sélectionnée au hasard était généralement celle qui a fourni les renseignements pour le Fichier général, dans la mesure où, encore une fois, elle était bien informée.

En 1994-1995, l'échantillon de la composante des ménages n'incluant pas les personnes qui vivent en établissement de santé et couvrant les 10 provinces comptait 27 263 ménages, dont 88,7 % ont accepté de participer à l'enquête. Après l'application d'un tri de sélection pour que l'échantillon reste représentatif, 20 725 ménages faisaient encore partie du champ d'observation. Dans 18 342 de ces ménages, la personne sélectionnée au hasard avait 12 ans et plus. De ces personnes sélectionnées au hasard, 17 626 ont répondu au questionnaire détaillé sur la santé, ce qui représente un taux de réponse de 96,1 %.

En 1996-1997, le taux de réponse global au niveau des ménages était de 82,6 %. Le taux de réponse des personnes de 2 ans et plus sélectionnées au hasard dans ces ménages était de 95,6 %. En 1998-1999, le taux de réponse global au niveau des ménages était de 88,2 %. Le taux de réponse au niveau de l'échantillon de personnes de 0 an et plus sélectionnées au hasard dans ces ménages était de 98,5 %.

*Échantillon longitudinal* : Des 17 626 personnes sélectionnées au hasard en 1994-1995, 14 786 répondaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal de l'ENSP, de même que 468 personnes à l'égard desquelles seuls des renseignements

## Source des données – fin

généraux ont été recueillis. En outre, 2 022 des 2 383 personnes de moins de 12 ans sélectionnées au hasard répondaient aux critères d'admissibilité au panel longitudinal. Donc, 17 276 personnes remplissaient les conditions pour être réinterviewées en 1996-1997 et 16 677 vivaient encore en 1998-1999. Le taux de réponse obtenu pour le panel longitudinal en 1996-1997 était de 93,6 % et celui obtenu en 1998-1999 pour le panel complet était de 88,9 %. Des 16 168 personnes qui ont participé à l'enquête en 1996-1997, 15 670 ont fourni des renseignements complets, c'est-à-dire qu'elles ont fourni des renseignements généraux et des renseignements détaillés sur leur santé lors des deux premiers cycles de l'enquête ou qu'elles étaient décédées ou avaient été placées en établissement. Pour 1998-1999, le nombre correspondant est de 14 619 personnes. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview de l'ENSP sont décrits plus en détail dans des rapports publiés antérieurement<sup>4,5</sup>.

L'échantillon longitudinal analysé ici est formé de 9 371 personnes (3 991 hommes et 5 380 femmes) qui avaient 25 ans et plus en 1994-1995 et faisaient encore partie de la population à domicile en 1998-1999. On s'est efforcé, dans la mesure du possible, de recueillir

plus perfectionnées d'évaluation de la santé, comme le *Sickness Impact Profile*<sup>6</sup>, la *Perceived Well-Being Scale*<sup>2</sup> et diverses sous-échelles du *Short Form 36 Health Survey Questionnaire*<sup>7</sup>, qui indiquent un haut degré de validité conceptuelle. Enfin, les associations significatives avec les évaluations faites par les médecins<sup>3,8</sup> viennent elles aussi témoigner de la validité de l'autoévaluation de l'état de santé.

Une personne évalue son état de santé sur la base de données qui ont un pouvoir pronostique important. D'après les analyses longitudinales, l'autoévaluation de l'état de santé est un prédicteur de l'incidence des problèmes de santé chroniques<sup>9-12</sup>, du rétablissement après la maladie<sup>13</sup>, de la détérioration fonctionnelle<sup>9,14-19</sup> et de l'utilisation des services médicaux<sup>20-23</sup>, et ce, en dépit de la prise en compte de mesures plus objectives de l'état de santé.

L'autoévaluation de l'état de santé constitue en outre un prédicteur de la mortalité selon certains auteurs<sup>10,18,21,24-36</sup>. De nouveau, l'association persiste même si l'on tient compte de mesures telles que les évaluations cliniques. Ces résultats étonnent, car les études ont été réalisées auprès de populations appartenant à des cultures différentes, visaient

les renseignements détaillés sur la santé directement auprès des membres des ménages sélectionnés au hasard pour participer à la composante santé. Cependant, dans certains cas, une réponse par procuration a été acceptée. Comme le présent article porte sur les facteurs associés à l'autoévaluation de la santé et que nombre de variables incluses dans le modèle multivarié proviennent des modules du questionnaire de la composante santé qui ont été sautés en cas de réponse par procuration, les enregistrements pour lesquels une réponse par procuration a été acceptée pour la composante santé ont été exclus de l'analyse. En tout, 493 enregistrements (5 %) ont été exclus à cause d'une réponse par procuration lors d'un ou de plusieurs des trois cycles de l'ENSP. Par contre, les enregistrements pour lesquels une réponse par procuration a été acceptée pour la composante générale sont inclus, puisque l'information visée est plus objective et peut être fournie avec précision par un membre bien informé du ménage. La proportion d'enregistrements inclus dans l'analyse pour lesquels une réponse par procuration a été acceptée pour la composante générale est de 21 % pour le cycle de 1994-1995, de 12 % pour celui de 1996-1997 et de 9 % pour celui de 1998-1999.

plusieurs groupes d'âge et se fondaient sur une question dont l'énoncé variait. La robustesse du concept de « santé autoévaluée » semble abolir les problèmes de sémantique et de traduction<sup>35</sup>.

La fiabilité, la validité et le pouvoir prédictif de l'autoévaluation de l'état de santé témoignent sans contredit de l'importance de comprendre les facteurs qui la sous-tendent. On accorde de plus en plus d'intérêt à la signification de cette mesure, surtout à la question de savoir si l'extrémité positive de l'échelle est l'image inverse de l'extrémité négative ou si chaque extrémité représente une dimension distincte. Autrement dit, quels facteurs poussent une personne à évaluer plus positivement ou plus négativement son état de santé?

Selon des travaux de recherche antérieurs, l'idée qu'une personne se fait de sa santé ne repose pas uniquement sur l'état physique. Les personnes n'ayant aucun problème de santé particulier ne jugent pas nécessairement leur santé excellente; nombre d'entre elles qualifient leur santé de « bonne », plutôt que « très bonne » ou « excellente »<sup>37</sup>. Selon certaines études, les évaluations négatives sont surtout liées à des

## Techniques d'analyse

Les taux de prévalence des personnes qui disent leur santé très bonne ou excellente et de celles qui la disent passable ou mauvaise ont été estimés par totalisations croisées des données du Fichier santé transversal de 1998-1999.

Pour étudier la relation entre l'autoévaluation de l'état de santé et divers facteurs physiques, socioéconomiques, psychosociaux ou liés au mode de vie, on s'est servi de modèles de régression logistique multiple pour analyser les données du fichier longitudinal. L'autoévaluation de l'état de santé observée en 1998-1999 (tableau A en annexe) a été examinée en fonction des données sur les facteurs susmentionnés pour 1994-1995, que l'on choisit comme période de référence, et en fonction de la variation de ces facteurs de 1994-1995 à 1996-1997. Deux ensembles de modèles de régression ont été ajustés l'un et l'autre séparément pour les hommes et pour les femmes. Le premier ensemble a servi à examiner les facteurs associés à la déclaration d'une très bonne ou d'une excellente santé plutôt qu'une bonne santé en 1998-1999. Le deuxième a permis d'étudier les facteurs associés à la déclaration d'une santé passable ou mauvaise plutôt qu'une bonne santé (en se fondant sur les personnes qui ont déclaré que leur santé était bonne ou qu'elle était passable ou mauvaise en 1998-1999). Les renseignements sur la taille et sur la distribution des échantillons pour les facteurs inclus dans les modèles de régression figurent en annexe (tableaux B à E).

Les variables dépendantes considérées dans les modèles de régression sont dichotomisées (très bonne/excellente santé contre bonne santé et santé passable/mauvaise contre bonne santé). Toutes les variables explicatives sont également traitées comme des variables dichotomiques. Il a été envisagé de traiter les échelles d'estime de soi et de détresse affective comme des variables continues. Cependant, lorsque les modèles ont été exécutés de cette façon, les conclusions tirées des résultats obtenus étaient semblables à ceux présentés ici (données non présentées).

Les données transversales sont pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population des 10 provinces du Canada en 1998-1999. Les estimations longitudinales sont pondérées de sorte qu'elles soient représentatives de la population des 10 provinces du Canada en 1994-1995. Afin de tenir compte des effets du plan de sondage, les écarts-types et les coefficients de variation ont été estimés par la méthode *bootstrap*<sup>38-40</sup>.

Calculée d'après le fichier longitudinal de l'ENSP, pour les hommes, la corrélation de l'autoévaluation de l'état de santé sur l'échelle à cinq points est de 0,55 entre les cycles de 1994-1995 et 1996-1997, de 0,55 entre les cycles de 1996-1997 et 1998-1999 et de 0,49 pour l'intervalle de quatre ans entre les cycles de 1994-1995 et 1998-1999. Pour les femmes, les coefficients de corrélation correspondants sont 0,59, 0,58 et 0,56.

problèmes physiques, tandis que les évaluations positives reflètent une vision plus globale de la santé<sup>41-43</sup>. Certaines études qualitatives montrent que les perceptions concernant la santé englobent souvent des facteurs comme la condition physique et le bien-être général<sup>44-46</sup>.

Depuis le lancement en 1994-1995 de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), qui est réalisée tous les deux ans, on a posé aux participants la question « En général, diriez-vous que votre santé est excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise ? » La présente analyse, qui porte sur les données des trois premiers cycles de l'ENSP, vise à préciser les déterminants de l'autoévaluation de l'état de santé faite en 1998-1999 et à déterminer si les évaluations correspondant aux extrémités positive et négative de l'échelle sont associées à des déterminants distincts. Les personnes qui choisissent les deux points supérieurs (santé très bonne/excellente) et celles qui choisissent les deux points inférieurs (santé passable/mauvaise) sont comparées aux personnes qui choisissent le point milieu de l'échelle (santé bonne) (voir *Sources des données et Techniques d'analyse*).

Comparativement aux hommes, les femmes considèrent un plus grand nombre de facteurs lorsqu'elles évaluent leur état de santé général<sup>47</sup>. Elles sont plus susceptibles de tenir compte de facteurs psychologiques et de l'existence de maladies ne mettant pas la vie en danger. Puisque les hommes et les femmes ont tendance à inclure des éléments différents dans l'évaluation de leur santé, les analyses présentées ici ont été réalisées séparément pour chaque sexe.

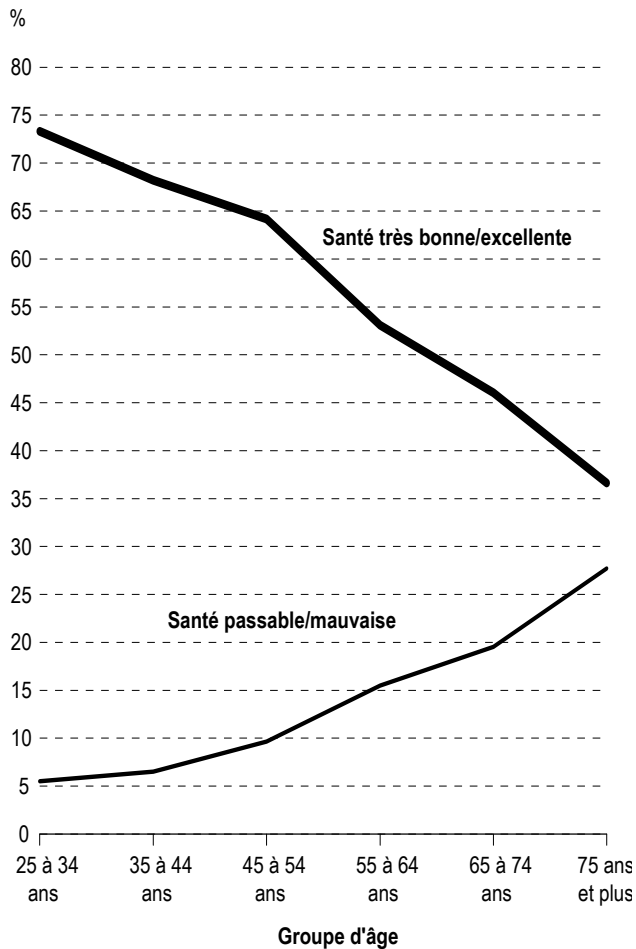
### La plupart des Canadiens se disent en très bonne ou en excellente santé

En 1998-1999, la majorité des Canadiens de 25 ans et plus (62 %) ont dit être en très bonne ou en excellente santé. À peine 11 % ont jugé leur santé passable ou mauvaise et les 27 % restants ont déclaré que leur santé était bonne.

Naturellement, la prévalence des personnes qui se disent en très bonne ou en excellente santé diminue lorsque l'âge augmente, tandis que celle des personnes qui considèrent leur santé comme

passable ou mauvaise augmente (graphique 1). À l'âge de 65 ans, les personnes se déclarant en très bonne ou en excellente santé représentent une minorité (46 % pour le groupe des 65 à 74 ans et 37 % pour le groupe des 75 ans et plus). Néanmoins, la proportion de personnes âgées qui se déclarent en très bonne ou en excellente santé excède celle des personnes qui jugent leur santé passable ou mauvaise.

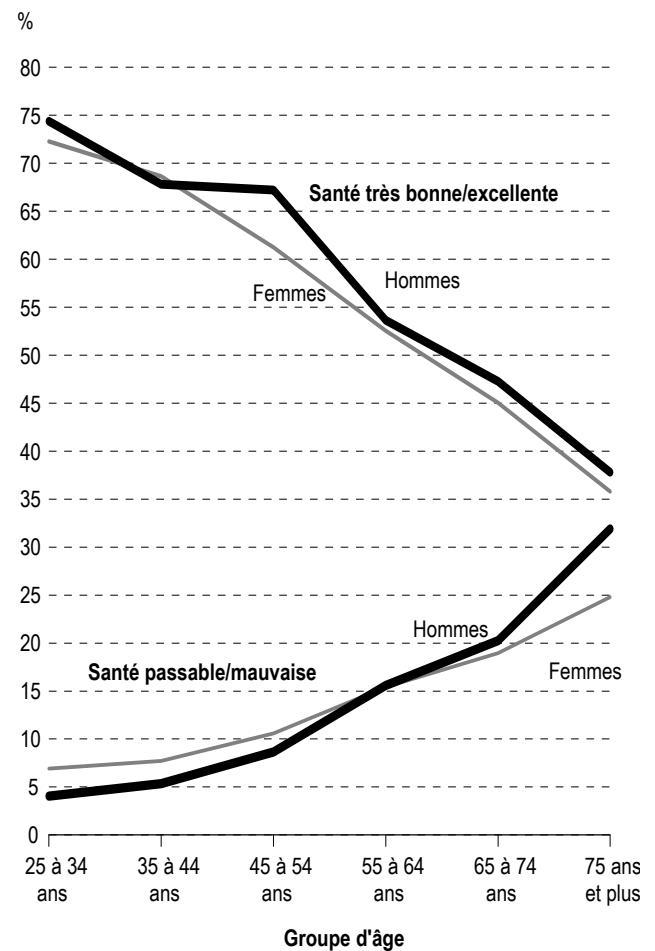
**Graphique 1**  
Prévalence des personnes dont la santé est très bonne/excellente ou passable/mauvaise, selon le groupe d'âge, population à domicile de 25 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999



**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1998-1999  
**Nota :** La prévalence des personnes dont la santé est très bonne/excellente diminue de façon significative à mesure que l'âge augmente ( $p \leq 0,05$ , corrigé pour tenir compte des comparaisons multiples), sauf entre les groupes des 35 à 44 ans et des 45 à 54 ans pour lesquels l'écart n'est pas significatif. La prévalence des personnes dont la santé est pas-sable/mauvaise augmente de façon significative avec l'âge ( $p \leq 0,05$ , corrigé pour tenir compte des comparaisons multiples), sauf entre les groupes des 25 à 34 ans et des 35 à 44 ans et entre les groupes des 55 à 64 ans et des 65 à 74 ans pour lesquels l'écart n'est pas significatif.

Dans l'ensemble, les hommes sont plus susceptibles que les femmes de se considérer comme en très bonne ou en excellente santé (63 % contre 60 %). Cependant, le seul groupe d'âge pour lequel l'écart est significatif est celui des 45 à 54 ans (graphique 2). Inversement, une plus forte proportion de femmes que d'hommes considèrent leur santé comme passable ou mauvaise (10 % et 12 %). Cela reflète la situation pour les groupes des

**Graphique 2**  
Prévalence des personnes dont la santé est très bonne/excellente ou passable/mauvaise, selon le sexe et le groupe d'âge, population à domicile de 25 ans et plus, Canada, territoires non compris, 1998-1999



**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé, 1998-1999  
**Nota :** Pour le groupe des 45 à 54 ans, le taux de prévalence des personnes dont la santé est très bonne/excellente est significativement plus élevé ( $p \leq 0,05$ ) (pour les hommes). Pour les groupes des 25 à 34 ans et des 35 à 44 ans, le taux de prévalence des personnes dont la santé est passable/mauvaise est significativement plus élevé ( $p \leq 0,05$ ) pour les femmes.

25 à 34 ans et des 35 à 44 ans pour lesquels les femmes sont nettement plus susceptibles que les hommes de juger leurs santé passable ou mauvaise. Aux âges plus avancés, les écarts entre les proportions d'hommes et de femmes qui disent leur santé passable ou mauvaise ne sont pas significatifs.

Comme la prévalence des problèmes physiques a tendance à augmenter avec l'âge, il semble normal que la perception de la santé soit moins positive chez les personnes âgées. Pour se faire une idée plus

précise des déterminants de l'autoévaluation de l'état de santé, on a utilisé des modèles à variables multiples tenant compte de l'effet de l'âge. Ces modèles comprennent aussi des facteurs liés à la capacité fonctionnelle dans la vie quotidienne<sup>48,49</sup>. Les variables incluses dans les modèles se répartissent en quatre grands groupes : caractéristiques physiques, caractéristiques socioéconomiques, caractéristiques du mode de vie et caractéristiques psychosociales.

### Santé physique

Des questions sur la limitation des activités et sur la dépendance à l'égard d'autrui pour vaquer aux activités quotidiennes ont servi à définir l'état fonctionnel. Les personnes qui ont déclaré que le genre ou le nombre d'activités auxquelles elles pouvaient s'adonner à la maison, à l'école, au travail ou dans d'autres circonstances étaient limités à cause d'une incapacité physique ou mentale ou d'un problème de santé chronique de longue durée (qui avait duré ou qui, en principe, durerait au moins six mois) ont été considérées comme présentant une limitation des activités. Les personnes qui ont déclaré avoir besoin de l'aide de quelqu'un pour préparer les repas, faire les courses, accomplir les tâches ménagères quotidiennes, se déplacer dans la maison, ou se laver, s'habiller ou manger ont été considérées comme étant dépendantes d'autrui pour vaquer à leurs activités. On a considéré comme fonctionnellement limitées en 1994-1995 les personnes qui ont déclaré à ce moment-là être limitées dans leurs activités ou dépendre d'autrui pour vaquer à leurs activités.

Pour évaluer tout changement de l'état fonctionnel, les participants à l'enquête ont été répartis en trois catégories en 1994-1995 et en 1996-1997, à savoir dépendant à l'égard d'autrui pour les activités, limitation des activités sans dépendance et pas de limitation des activités ni de dépendance à l'égard d'autrui. On a considéré que l'état fonctionnel des personnes dont le score sur cette échelle à trois points s'était déplacé vers le haut en 1996-1997 s'était amélioré et que celui des personnes pour lesquelles le score s'était déplacé vers le bas s'était détérioré.

Pour déterminer l'existence de problèmes de santé chroniques, on a demandé aux participants à l'enquête s'ils souffraient d'un problème de santé de longue durée, c'est-à-dire un état qui persiste ou qui devrait persister six mois ou plus, diagnostiqué par un professionnel de la santé. Puis une liste de problèmes de santé

leur a été lue. Les problèmes de santé chroniques examinés dans la présente analyse sont l'asthme, l'arthrite ou le rhumatisme, les maux de dos autres que ceux dus à l'arthrite, l'hypertension, la migraine, la bronchite chronique ou l'emphysème, le diabète, l'épilepsie, la maladie cardiaque, le cancer, les ulcères à l'estomac ou à l'intestin, les troubles dus à un accident vasculaire cérébral, l'incontinence urinaire, la maladie d'Alzheimer, la cataracte et le glaucome. Les réponses ont été regroupées en trois catégories pour 1994-1995 : aucun problème de santé chronique, un problème de santé chronique et au moins deux problèmes de santé chroniques. On a considéré comme souffrant d'un nouveau problème de santé chronique les personnes qui ont déclaré en 1996-1997 souffrir d'au moins un problème figurant sur la liste qu'elles n'avaient pas déclaré en 1994-1995.

Pour évaluer la *douleur*, on a posé la question « Habituellement, êtes-vous sans douleurs ou malaises? » Aux personnes qui ont répondu « non », on a demandé de préciser l'intensité des douleurs ou des malaises qu'elles ressentaient généralement selon l'une des possibilités suivantes : faible, moyenne ou forte. Le niveau de la douleur en 1994-1995 a été classé comme étant « faible ou aucune » par opposition à « moyenne ou forte ». Une variation du niveau de la douleur de 1994-1995 à 1996-1997 a été définie comme étant une augmentation ou une diminution.

Pour repérer les cas de décès prématuré d'un parent, on a demandé aux participants à l'enquête si leurs parents biologiques étaient encore en vie. Si l'un des parents était décédé, on a demandé à quel âge avait eu lieu le décès. Toute personne dont l'un des parents est décédé avant 65 ans a été considérée comme ayant un parent décédé prématurément. Ces questions sur les antécédents familiaux ont été posées en 1998-1999.

## Groupes d'âge importants

Si l'on tient compte de l'effet de l'état physique, des variables socioéconomiques, des comportements qui influent sur la santé et des caractéristiques psychosociales observé pour 1994-1995 et 1996-1997, l'association entre l'autoévaluation de l'état de santé et l'âge observée pour 1998-1999 disparaît en grande partie (tableaux 1 et 2). Donc, souvent, l'association entre l'âge et l'autoévaluation de l'état de santé ne semble pas vraiment attribuable à l'âge, mais plutôt à ces autres facteurs. Il existe toutefois des exceptions. La cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise est plus élevée pour les hommes de 65 à 74 ans que pour ceux de 35 à 44 ans. Par ailleurs, la cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé est plus faible pour les femmes de 45 à 54 ans ou de 65 à 74 ans que pour celles de 35 à 44 ans.

Les résultats obtenus pour ces groupes d'âge pourraient refléter, en partie, le fait que certaines personnes évaluent leur santé en fonction de leur rôle social<sup>50,51</sup>. Une personne qui a l'impression de ne pas bien remplir son rôle pourrait percevoir sa santé de façon plus négative. Les changements qui surviennent de 65 à 74 ans, comme prendre sa retraite, peuvent donner une vision plus pessimiste de la santé. En outre, chez les femmes de 45 à 54 ans, la ménopause pourrait en partie être à l'origine des perceptions plus négatives qu'elles ont de leur santé.

Les personnes de 75 ans et plus ne perçoivent pas leur état de santé de façon sensiblement différente des personnes de 35 à 44 ans. Selon plusieurs études, les personnes très âgées ont souvent une impression plus favorable de leur santé que celles de 65 à 74 ans<sup>52-55</sup>. Ainsi, peut-être ont-elles des attentes moindres en matière de santé à la fin de leur vie ou, encore, le seul fait de survivre jusqu'à un âge aussi avancé témoigne-t-il, pour le moins, d'une bonne voire d'une excellente santé<sup>56</sup>. L'effet de « survivant en bonne santé » pourrait aussi être une explication. Au moment où les membres d'une génération particulière atteignent les soixante-dix ans, nombre des malades ont été emportés par la maladie ou placés en établissement, et les survivants sont plus robustes et en meilleure santé<sup>57</sup>.

## L'état physique est un facteur essentiel

D'après certains auteurs, la capacité de vaquer aux activités quotidiennes sans limitations ou sans dépendre d'autrui constitue un déterminant très significatif de l'autoévaluation de l'état de santé<sup>55,58</sup>. La présente analyse des données de l'ENSP révèle

### Facteurs socioéconomiques

Les personnes interrogées ont été regroupées en deux catégories de niveau de scolarité d'après le plus haut niveau de scolarité atteint en 1994-1995, à savoir pas de diplôme d'études secondaires et au moins un diplôme d'études secondaires.

La catégorie de revenu du ménage a été définie d'après le nombre de personnes dans le ménage et le revenu total du ménage en provenance de toutes les sources au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue de 1994-1995.

Catégorie de revenu du ménage	Nombre de personnes dans le ménage	Revenu total du ménage
Inférieur	1 à 4	Moins de 10 000 \$
	5 ou plus	Moins de 15 000 \$
Moyen-inférieur	1 ou 2	10 000 \$ à 14 999 \$
	3 ou 4	10 000 \$ à 19 999 \$
	5 ou plus	15 000 \$ à 29 999 \$
Moyen	1 ou 2	15 000 \$ à 29 999 \$
	3 ou 4	20 000 \$ à 39 999 \$
	5 ou plus	30 000 \$ à 59 999 \$
Moyen-supérieur	1 ou 2	30 000 \$ à 59 999 \$
	3 ou 4	40 000 \$ à 79 999 \$
	5 ou plus	60 000 \$ à 79 999 \$
Supérieur	1 ou 2	60 000 \$ et plus
	3 ou plus	80 000 \$ et plus

En 1994-1995, on a demandé aux participants à l'enquête de préciser leur état matrimonial. Les personnes qui ont répondu « marié(e) », « vit en union libre » ou « vit avec un(e) conjoint(e) » ont été regroupées dans la catégorie « marié(e) ». Celles qui ont répondu « célibataire » ont été classées dans la catégorie « jamais marié(e) », et celles qui ont répondu « veuf ou veuve », « séparé(e) » ou « divorcé(e) » ont été regroupées dans la catégorie « marié(e) antérieurement ».

Tableau 1

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à la déclaration d'une santé très bonne/excellente ou passable/mauvaise par opposition à une bonne santé en 1998-1999, population à domicile masculine de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Santé très bonne/excellente par opposition à bonne santé		Santé passable/mauvaise par opposition à bonne santé	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Âge en 1994-1995</b>				
25 à 34 ans	1,2	0,9 - 1,6	0,7	0,3 - 1,6
35 à 44 ans <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
45 à 54 ans	1,1	0,8 - 1,6	1,9	0,9 - 3,7
55 à 64 ans	0,7	0,5 - 1,0	1,3	0,7 - 2,7
65 à 74 ans	1,0	0,6 - 1,6	2,5*	1,2 - 5,1
75 ans et plus	0,6	0,3 - 1,2	1,4	0,6 - 3,5
<b>Santé physique</b>				
<b>État fonctionnel, 1994-1995</b>				
Limitations	0,3**	0,2 - 0,5	4,6**	2,6 - 8,2
Pas de limitations <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Variation de l'état fonctionnel</b>				
Détérioration	0,5**	0,3 - 0,8	2,9**	1,6 - 5,0
Amélioration	1,8*	1,1 - 3,0	0,3**	0,2 - 0,6
Pas de changement <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Problèmes de santé chroniques, 1994-1995</b>				
0 <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
1	0,8	0,6 - 1,0	1,2	0,7 - 1,9
2 ou plus	0,6**	0,4 - 0,8	1,3	0,7 - 2,2
<b>Nouveau(x) problème(s) de santé chronique(s)<sup>‡</sup></b>	0,7*	0,6 - 1,0	1,6*	1,0 - 2,5
<b>Douleur, 1994-1995</b>				
Moyenne/forte	0,8	0,5 - 1,3	1,4	0,8 - 2,6
Légère ou aucune <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Variation de l'intensité de la douleur</b>				
Augmentation	0,5**	0,4 - 0,8	1,1	0,6 - 1,9
Diminution	1,1	0,7 - 1,8	1,1	0,6 - 2,1
Pas de changement <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Décès prématuré des parents<sup>‡</sup></b>	0,9	0,7 - 1,2	1,1	0,7 - 1,9
<b>Facteurs socioéconomiques</b>				
<b>Niveau de scolarité, 1994-1995</b>				
Pas de diplôme d'études secondaires	0,8	0,6 - 1,1	1,6*	1,0 - 2,5
Au moins un diplôme d'études secondaires <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Revenu du ménage, 1994-1995</b>				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,9	0,7 - 1,1	1,5	1,0 - 2,4
Moyen-supérieur/supérieur <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>État matrimonial, 1994-1995</b>				
Marié <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
Jamais marié	1,1	0,8 - 1,5	0,6	0,3 - 1,2
Marié antérieurement	0,9	0,7 - 1,2	1,0	0,6 - 1,7
<b>Comportements qui influent sur la santé</b>				
<b>Usage du tabac, 1994-1995</b>				
Grand fumeur	0,5**	0,4 - 0,7	0,7	0,3 - 1,3
Fumeur léger	0,9	0,6 - 1,3	0,5	0,2 - 1,3
Ancien fumeur quotidien	0,9	0,7 - 1,2	0,7	0,4 - 1,1
N'a jamais fumé quotidiennement <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Variation de l'usage du tabac</b>				
Diminution	0,8	0,5 - 1,2	0,8	0,4 - 1,6
Augmentation	0,8	0,5 - 1,2	2,9*	1,2 - 6,7
Pas de changement <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Consommation d'alcool, 1994-1995</b>				
Hebdomadaire	1,1	0,9 - 1,5	0,5*	0,3 - 0,9
Ancien buveur	1,3	0,9 - 1,9	1,0	0,5 - 1,8
Moins d'une fois par semaine/abstinence <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Nouveau buveur hebdomadaire<sup>‡</sup></b>	1,0	0,7 - 1,5	0,5	0,2 - 1,4



Tableau 1 – fin

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à la déclaration d'une santé très bonne/excellente ou passable/mauvaise par opposition à une bonne santé en 1998-1999, population à domicile masculine de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Santé très bonne/excellente par opposition à bonne santé		Santé passable/mauvaise par opposition à bonne santé	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Activité physique, 1994-1995</b>				
Régulière†	1,0	...	1,0	...
Occasionnelle/infréquente	0,7*	0,6 - 0,9	1,3	0,8 - 2,2
<b>Variation de l'activité physique</b>				
Augmentation	1,2	0,9 - 1,7	0,6	0,3 - 1,0
Diminution	1,0	0,8 - 1,3	0,9	0,5 - 1,4
Pas de changement†	1,0	...	1,0	...
<b>Poids, 1994-1995</b>				
Insuffisant	0,5	0,2 - 1,1	1,0	0,3 - 3,3
Normal†	1,0	...	1,0	...
Léger excès	1,0	0,8 - 1,4	0,6	0,3 - 1,2
Obésité	0,7*	0,6 - 1,0	1,1	0,6 - 1,9
<b>Gain de poids excessif‡</b>	0,9	0,6 - 1,2	0,9	0,4 - 2,1
<b>Facteurs psychosociaux</b>				
<b>Faible soutien émotionnel, 1994-1995‡</b>	0,8	0,5 - 1,2	1,0	0,4 - 2,1
<b>Variation du soutien émotionnel</b>				
Augmentation	1,2	0,7 - 1,9	1,3	0,5 - 3,2
Diminution	0,8	0,6 - 1,1	0,5*	0,3 - 1,0
Pas de changement†	1,0	... 1,0	...	...
<b>Détresse, 1994-1995</b>				
Forte	1,1	0,7 - 1,7	1,7	0,8 - 3,9
Faible/moyenne†	1,0	... 1,0	...	...
<b>Variation du niveau de détresse</b>				
Augmentation	1,0	0,6 - 1,5	2,1*	1,0 - 4,2
Diminution	0,9	0,6 - 1,3	0,6	0,2 - 1,3
Pas de changement†	1,0	... 1,0	...	...
<b>Faible estime de soi, 1994-1995‡</b>	0,6*	0,4 - 1,0	1,4	0,8 - 2,5

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 à 1998-1999

**Nota :** Le modèle pour la santé passable/mauvaise se fonde sur 1 460 hommes (413 ont jugé leur santé passable/mauvaise; 1 047 se sont dits en bonne santé). Le modèle pour la santé très bonne/excellente se fonde sur 3 412 hommes (2 365 ont jugé leur santé très bonne/excellente; 1 047 se sont dits en bonne santé). À cause de données manquantes, 92 personnes ont été exclues du modèle de la santé passable/mauvaise (40 avaient jugé leur santé passable/mauvaise; 52 s'étaient dites en bonne santé) et 126 ont été exclues du modèle la santé très bonne/excellente (74 s'étaient déclarées en bonne/très bonne santé; 52 s'étaient déclarées en bonne santé). La catégorie « données manquantes » a été incluse dans les modèles pour le revenu du ménage et les variables de poids afin de maximiser la taille des échantillons; cependant, les rapports de cotes ne sont pas présentés. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la limite supérieure/inférieure est égale à 1,0 sont significatifs. Les variables ayant trait aux variations (par exemple, activité physique, problèmes de santé chroniques) concernent celles survenues de 1994-1995 à 1996-1997.

† Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,0.

‡ La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique.

\*  $p < 0,05$ .

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

en outre un lien très marqué entre l'état fonctionnel et la perception de la santé (voir *Santé physique*). La cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise en 1998-1999 est plus élevée, et celle exprimant la possibilité de se dire en très bonne ou en excellente santé, plus faible, pour les hommes et les femmes qui présentaient des limitations fonctionnelles en 1994-1995 que pour ceux et celles qui n'étaient pas dans cette situation (tableaux 1 et 2).

La variation de l'état fonctionnel de 1994-1995 à 1996-1997 est aussi un prédicteur significatif de l'autoévaluation de l'état de santé faite en 1998-1999. Pour les membres des deux sexes, la cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise est forte si l'état fonctionnel s'est détérioré. En outre, pour les hommes, la cote exprimant la possibilité de se dire en très bonne ou en excellente santé est faible. Inversement, si l'état fonctionnel s'est amélioré, la

Tableau 2

Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à la déclaration d'une santé très bonne/excellente ou passable/mauvaise par opposition à une bonne santé en 1998-1999, population à domicile féminine de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Santé très bonne/excellente par opposition à bonne santé		Santé passable/mauvaise par opposition à bonne santé	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Âge en 1994-1995</b>				
25 à 34 ans	1,3	1,0 - 1,7	1,0	0,6 - 1,7
35 à 44 ans <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
45 à 54 ans	0,7*	0,6 - 1,0	1,4	0,8 - 2,4
55 à 64 ans	0,9	0,7 - 1,2	1,2	0,7 - 1,8
65 à 74 ans	0,6**	0,4 - 0,8	1,1	0,6 - 1,9
75 ans et plus	0,8	0,5 - 1,3	1,1	0,6 - 2,0
<b>Santé physique</b>				
<b>État fonctionnel, 1994-1995</b>				
Limitations	0,5**	0,4 - 0,8	2,3**	1,5 - 3,3
Pas de limitations <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Variation de l'état fonctionnel</b>				
Détérioration	0,7	0,5 - 1,0	1,7*	1,1 - 2,4
Amélioration	1,1	0,7 - 1,8	0,4**	0,3 - 0,7
Pas de changement <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Problèmes de santé chroniques, 1994-1995</b>				
0 <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
1	0,7**	0,6 - 0,9	1,0	0,7 - 1,6
2 ou plus	0,5**	0,4 - 0,6	1,5	1,0 - 2,4
<b>Nouveau(x) problème(s) de santé chronique(s)<sup>†</sup></b>	0,7**	0,6 - 0,9	1,7**	1,2 - 2,2
<b>Douleur, 1994-1995</b>				
Moyenne/forte	0,5**	0,4 - 0,8	1,7*	1,1 - 2,7
Légère ou aucune <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Variation de l'intensité de la douleur</b>				
Augmentation	0,6*	0,4 - 0,9	1,3	0,8 - 2,0
Diminution	1,1	0,8 - 1,6	0,9	0,5 - 1,4
Pas de changement <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Décès prématuré des parents<sup>‡</sup></b>	1,1	0,9 - 1,4	1,4*	1,0 - 2,0
<b>Facteurs socioéconomiques</b>				
<b>Niveau de scolarité, 1994-1995</b>				
Pas de diplôme d'études secondaires	0,8*	0,6 - 1,0	1,3	1,0 - 1,9
Au moins un diplôme d'études secondaires <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Revenu du ménage, 1994-1995</b>				
Inférieur/moyen-inférieur/moyen	0,7**	0,6 - 0,8	1,4*	1,0 - 2,1
Moyen-supérieur/supérieur <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>État matrimonial, 1994-1995</b>				
Marié <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
Jamais marié	0,9	0,7 - 1,2	1,8	0,9 - 3,7
Marié antérieurement	1,2	0,9 - 1,6	1,3	0,9 - 1,8
<b>Comportements qui influent sur la santé</b>				
<b>Usage du tabac, 1994-1995</b>				
Grand fumeur	0,6*	0,5 - 0,9	1,2	0,7 - 1,9
Fumeur léger	0,9	0,6 - 1,3	0,8	0,5 - 1,4
Ancien fumeur quotidien	1,0	0,8 - 1,2	0,8	0,6 - 1,2
N'a jamais fumé quotidiennement <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Variation de l'usage du tabac</b>				
Diminution	1,0	0,6 - 1,5	1,2	0,7 - 2,0
Augmentation	1,2	0,8 - 1,9	1,6	0,8 - 3,2
Pas de changement <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Consommation d'alcool, 1994-1995</b>				
Hebdomadaire	1,3*	1,0 - 1,6	0,6*	0,4 - 1,0
Ancien buveur	1,1	0,8 - 1,4	1,1	0,8 - 1,6
Moins d'une fois par semaine/abstinence <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Nouveau buveur hebdomadaire<sup>‡</sup></b>	1,3	0,9 - 1,9	1,1	0,6 - 2,1

Tableau 2 – fin

**Rapports corrigés de cotes reliant certaines caractéristiques à la déclaration d'une santé très bonne/excellente ou passable/mauvaise par opposition à une bonne santé en 1998-1999, population à domicile féminine de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris**

	Santé très bonne/excellente par opposition à bonne santé		Santé passable/mauvaise par opposition à bonne santé	
	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapport de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Activité physique 1994-1995</b>				
Régulière <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
Occasionnelle/infréquent	0,7**	0,5 - 0,9	1,2	0,8 - 1,7
<b>Variation de l'activité physique</b>				
Augmentation	1,1	0,9 - 1,5	0,9	0,5 - 1,4
Diminution	1,0	0,8 - 1,3	1,5*	1,0 - 2,3
Pas de changement <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
<b>Poids, 1994-1995</b>				
Insuffisant	0,8	0,6 - 1,2	1,2	0,7 - 2,0
Normal <sup>†</sup>	1,0	...	1,0	...
Léger excès	0,8	0,6 - 1,1	1,2	0,8 - 2,0
Obésité	0,6**	0,5 - 0,7	1,2	0,8 - 1,8
<b>Gain de poids excessif</b>	0,8	0,6 - 1,2	1,6*	1,0 - 2,6
<b>Facteurs psychosociaux</b>				
<b>Faible soutien émotionnel, 1994-1995<sup>‡</sup></b>	1,2	0,7 - 2,1	1,6	1,0 - 2,7
<b>Variation du soutien émotionnel</b>				
Augmentation	1,0	0,6 - 1,8	0,6	0,3 - 1,2
Diminution	0,8	0,6 - 1,2	0,8	0,5 - 1,3
Pas de changement <sup>†</sup>	1,0	... 1,0	...	...
<b>Détresse, 1994-1995</b>				
Forte	0,7*	0,5 - 1,0	1,7*	1,1 - 2,6
Faible/moyenne <sup>†</sup>	1,0	... 1,0	...	...
<b>Variation du niveau de détresse</b>				
Augmentation	0,6*	0,4 - 0,9	1,3	0,8 - 2,1
Diminution	1,0	0,7 - 1,4	1,0	0,6 - 1,5
Pas de changement <sup>†</sup>	1,0	... 1,0	...	...
<b>Faible estime de soi, 1994-1995<sup>‡</sup></b>	0,6**	0,5 - 0,9	1,5*	1,1 - 2,2

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 à 1998-1999

**Nota :** Le modèle pour la santé passable/mauvaise se fonde sur 2 118 femmes (655 ont jugé leur santé passable/mauvaise; 1 463 se sont dites en bonne santé). Le modèle pour la santé très bonne/excellente se fonde sur 4 541 femmes (3 078 ont jugé leur santé très bonne/excellente; 1 463 se sont dites en bonne santé). À cause de données manquantes, 118 personnes ont été supprimées du modèle de la santé passable/mauvaise (50 avaient jugé leur santé passable/mauvaise; 68 s'étaient dites en bonne santé) et 134 ont été exclues du modèle de la santé très bonne/excellente (66 s'étaient déclarées en très bonne/excellente santé; 68 s'étaient déclarées en bonne santé). La catégorie « données manquantes » a été incluse dans les modèles pour le revenu du ménage et les variables de poids afin de maximiser la taille des échantillons; cependant, les rapports de cotes ne sont pas présentés. Les données ayant été arrondies, certains intervalles de confiance dont la limite supérieure/inférieure est égale à 1,0 sont significatifs. Les variables ayant trait aux variations (par exemple, activité physique, problèmes de santé chroniques) concernent celles survenues de 1994-1995 à 1996-1997.

<sup>†</sup> Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cote est toujours égal à 1,0.

<sup>‡</sup> La catégorie de référence est l'absence de la caractéristique.

\*  $p < 0,05$ .

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

... N'ayant pas lieu de figurer.

cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise est faible pour les membres des deux sexes et la cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé est élevée pour les hommes.

Les problèmes de santé chroniques influent considérablement sur l'autoévaluation de l'état de santé à l'extrémité positive de l'échelle. Les hommes et les femmes qui souffraient d'au moins deux

problèmes de santé chroniques en 1994-1995 obtiennent, pour 1998-1999, une cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé plus faible que ceux et celles qui ne présentaient aucun problème de santé chronique. En revanche, la cote exprimant le risque que les hommes et les femmes atteints de problèmes de santé chroniques en 1994-1995 déclarent leur santé passable ou mauvaise en 1998-1999 ne diffère pas

sensiblement de celle observée pour les personnes ne souffrant d'aucun problème de ce genre. Cependant, le diagnostic récent d'un problème de santé chronique est associé à un risque élevé de considérer sa santé comme passable ou mauvaise et à une faible possibilité de se juger en très bonne ou en excellente santé.

Il existe un lien entre la douleur et l'autoévaluation de l'état de santé, indépendamment de l'état fonctionnel et de l'existence de problèmes de santé chroniques, mais l'existence de ce lien est plus constante chez la femme. Ainsi, la cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise en 1998-1999 est plus élevée, et celle exprimant la possibilité de se considérer en très bonne ou en excellente santé, plus faible, pour les femmes qui ont déclaré souffrir de douleurs modérées ou fortes en 1994-1995 que pour celles qui n'éprouvaient aucune douleur ou seulement des douleurs légères. Chez l'homme, l'existence de douleurs en 1994-1995 n'est pas un prédicteur significatif de la perception de l'état de santé en 1998-1999. Toutefois, pour les deux sexes, l'augmentation de la douleur de 1994-1995 à 1996-1997 est associée à une diminution de la cote exprimant la possibilité de se considérer comme en très bonne ou en excellente santé en 1998-1999. Par contre, une diminution de la douleur n'a pas d'effet sur la perception de la santé.

### Longévité des parents

Le lien entre l'autoévaluation de l'état de santé et la mortalité pourrait tenir non seulement à l'état de santé individuel, mais aussi à la connaissance des facteurs de risque familiaux<sup>27,35</sup>. Selon l'ENSP, il en est ainsi pour les femmes. La cote exprimant le risque de déclarer son état de santé passable ou mauvais est plus élevée pour celles dont un parent biologique est décédé avant l'âge de 65 ans que pour celles dont les parents sont encore en vie ou avaient au moins 65 ans au moment de leur décès. Chez l'homme, on ne note aucune association entre l'état de santé perçu et la longévité des parents.

### Statut socioéconomique

Nombre d'éléments factuels montrent que les personnes dont le statut socioéconomique est élevé

se considèrent comme en meilleure santé que celles dont la situation est moins favorable. Dans la présente analyse, même si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs, la relation entre le statut socioéconomique et l'autoévaluation de la santé persiste (voir *Facteurs socioéconomiques*). La cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise est plus forte pour les hommes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires que pour ceux dont le niveau de scolarité est plus élevé. Chez les femmes, la cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé est faible pour celles qui n'ont pas obtenu leur diplôme d'études secondaires. En outre, la cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise est plus élevée et celle exprimant la possibilité de se considérer comme en très bonne ou en excellente santé, plus faible, pour les femmes vivant dans un ménage à faible revenu que pour celles dont le ménage est mieux nanti. L'état matrimonial, quant à lui, n'influe aucunement de façon significative sur l'autoévaluation de la santé ni chez l'homme ni chez la femme.

### Lien avec le mode de vie

Faire de l'exercice, maintenir un poids normal et s'abstenir de fumer sont des facteurs qui influencent positivement l'autoévaluation de la santé<sup>41,42,45,51,54,59-64</sup>. Selon certaines études, ces facteurs seraient aussi plus vraisemblablement associés à l'extrémité supérieure qu'à l'extrémité inférieure de l'échelle d'autoévaluation de la santé<sup>41,42,45</sup>. Il se pourrait donc qu'une conception de la santé englobant le mode de vie ne soit possible qu'en l'absence de problèmes de santé physiques<sup>42</sup>. Or, selon ce qu'indiquent les données de l'ENSP, les comportements ayant un effet sur la santé seraient des déterminants importants de la perception de la santé à l'extrémité positive de l'échelle. Cependant, ces comportements, particulièrement leur modification, sont également liés à l'autoévaluation négative de la santé (voir *Comportements qui influent sur la santé*).

La cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé en 1998-1999 est plus faible pour les hommes et les femmes qui étaient

## Comportements qui influent sur la santé

Les personnes interrogées ont été réparties en quatre groupes selon leur catégorie d'usage du tabac en 1994-1995. Les personnes qui, au moment de l'enquête, fumaient habituellement 20 cigarettes ou plus par jour ont été considérées comme des grands fumeurs. Celles fumant chaque jour moins de 20 cigarettes ont été considérées comme des fumeurs légers. Les anciens fumeurs quotidiens sont ceux qui avaient fumé chaque jour par le passé, mais qui ne le faisaient plus au moment de l'entrevue. Le dernier groupe comprend les personnes qui n'avaient jamais fumé quotidiennement.

On a considéré comme ayant changé de catégorie d'usage du tabac les personnes dont la consommation de cigarettes a augmenté ou diminué. Une augmentation signifie que la personne concernée fumait chaque jour en 1996-1997 mais non en 1994-1995, ou qu'elle fumait chaque jour lors des deux cycles de l'enquête, mais que le nombre de cigarettes fumées par jour avait augmenté de trois ou plus (un paquet par semaine). Une diminution signifie que la personne concernée fumait chaque jour en 1994-1995, mais ne le faisait plus chaque jour en 1996-1997, ou que le nombre de cigarettes qu'elle fumait par jour avait diminué de trois ou plus. Les personnes qui ne fumaient ni en 1994-1995 ni en 1996-1997 ont été classées dans le groupe ne présentant aucun changement.

Pour établir la catégorie de consommation d'alcool en 1994-1995, on a posé la question « Au cours des 12 derniers mois, à quelle fréquence avez-vous consommé des boissons alcoolisées? » Les répondants ont été classés en trois catégories, à savoir les buveurs hebdomadaires, les anciens buveurs (personnes qui n'avaient pas bu au cours des 12 derniers mois, mais qui avaient consommé de l'alcool à un moment donné dans le passé) et les buveurs occasionnels/abstinents (personnes qui buvaient moins d'une fois par semaine ou qui n'avaient jamais consommé d'alcool). On a considéré comme étant un nouveau buveur hebdomadaire toute

personne qui consommait de l'alcool au moins une fois par semaine en 1996-1997, mais qui ne le faisait pas en 1994-1995.

Pour déterminer l'activité physique en 1994-1995, on s'est fondé sur le nombre de fois qu'une personne s'était adonnée durant ses loisirs à une activité physique d'une durée d'au moins 15 minutes durant les trois mois précédant l'entrevue. Pour déterminer la fréquence mensuelle, on a divisé par trois le nombre de fois au cours des trois derniers mois. On a considéré comme ayant une activité physique régulière les personnes pour lesquelles la fréquence mensuelle était égale ou supérieure à 12, comme ayant une activité physique occasionnelle celles pour lesquelles la fréquence variait de 4 à 11 et comme ayant une activité physique infrequente celles pour lesquelles la fréquence était égale ou inférieure à 3. On a considéré qu'il y avait eu une variation d'activité physique de 1994-1995 à 1996-1997 dans tous les cas où la fréquence avait varié vers le haut ou vers le bas entre ces trois niveaux.

Les *Lignes directrices canadiennes concernant les niveaux de poids associés à la santé* s'appuient sur l'indice de masse corporelle (IMC) pour établir la fourchette de poids acceptables appliquée pour déterminer les conditions des poids excessifs et de l'insuffisance pondérale<sup>65</sup>. Pour calculer l'IMC, on divise le poids exprimé en kilogrammes par le carré de la taille exprimée en mètres. Pour 1994-1995, on a défini quatre catégories de poids : poids insuffisant (IMC inférieur à 20), poids normal (IMC de 20 à moins de 25), léger surpoids (IMC de 25 à 27), et poids excessif (obèse) (IMC supérieur à 27). On a considéré comme ayant subi un gain de poids excessif de 1994-1995 à 1996-1997 toute personne ayant passé de la catégorie « poids insuffisant » ou « normal » à la catégorie « léger surpoids » ou « poids excessif », ou toute personne ayant passé de la catégorie « léger surpoids » à « poids excessif ». Les femmes enceintes ont été exclues de l'échantillon.

de grands fumeurs en 1994-1995 que pour ceux et celles qui n'avaient jamais fumé quotidiennement. De même, la cote exprimant la possibilité de se considérer comme en très bonne ou en excellente santé est plus faible pour les personnes qui étaient obèses en 1994-1995 que pour celles dont le poids se situait dans la fourchette normale. Il en va de même des personnes qui ne sont physiquement actives qu'à l'occasion ou rarement comparativement à celles qui font de l'exercice régulièrement. Par

contre, ces associations ne s'observent pas à l'extrémité inférieure (passable/mauvaise) de l'échelle d'autoévaluation de la santé.

Certaines modifications du mode de vie nuisibles à la santé sont associées à la perception d'un état de santé passable ou mauvais. La cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise en 1998-1999 est presque trois fois plus élevée pour les hommes qui ont dit avoir augmenté leur consommation de cigarettes que pour ceux dont la

## Facteurs psychosociaux

Pour évaluer le *soutien émotionnel* en 1994-1995, on a posé quatre questions auxquelles il fallait répondre par « oui » ou « non » :

- Avez-vous un confident ou une confidente, c'est-à-dire quelqu'un à qui vous pouvez parler de vos sentiments ou préoccupations intimes?
- Connaissez-vous quelqu'un sur qui vous pouvez vraiment compter en cas de crise?
- Connaissez-vous quelqu'un sur qui vous pouvez vraiment compter pour des conseils lorsque vous devez prendre des décisions personnelles importantes?
- Connaissez-vous quelqu'un qui vous donne le sentiment d'être aimé(e) et choyé(e)?

Toute personne qui a répondu « non » à l'une de ces questions en 1994-1995 a été classée dans la catégorie des personnes recevant un faible soutien émotionnel. Les personnes pour lesquelles le nombre de réponses négatives a augmenté ou diminué de 1994-1995 à 1996-1997 ont été considérés comme ayant connu un changement de soutien émotionnel.

L'indice de *détresse* en 1994-1995 se fonde sur les réponses aux questions suivantes :

- Au cours du dernier mois, combien de fois vous êtes-vous senti(e) si triste que plus rien ne pouvait vous faire sourire?
- Au cours du dernier mois, combien de fois vous êtes-vous senti(e)
  - ... nerveux(se)?
  - ... agité(e) ou ne tenant pas en place?
  - ... désespéré(e)?
  - ... bon(ne) à rien?
- Au cours du dernier mois, combien de fois avez-vous senti que tout était un effort?

La réponse à chaque question a été déterminée sur une échelle à cinq points : « tout le temps » (cote de 4), « la plupart du temps » (3), « parfois » (2), « pas souvent » (1) ou « jamais » (0). Pour

chaque répondant, le score correspond à la somme des cotes obtenues pour les six questions; la fourchette de scores possibles varie de 0 à 24, la détresse étant d'autant plus prononcée que le score est élevé. Les personnes qui ont obtenu un score égal ou supérieur à 7 en 1994-1995 (c'est-à-dire une cote moyenne de plus de 1 par question) ont été considérées comme éprouvant une forte détresse. Le score moyen était de 3,5, avec un écart-type de 3,4. D'après le fichier transversal de 1994-1995, les scores de détresse élevés représentaient 16 % de la distribution pondérée. On a considéré comme ayant connu une variation du niveau de détresse toute personne dont le score global a augmenté ou diminué de quatre points ou plus de 1994-1995 à 1996-1997 (une augmentation ou une diminution de plus d'un écart-type).

On s'est servi de six questions pour évaluer *l'estime de soi* en 1994-1995. On a demandé aux personnes qui ont participé à l'enquête de répondre aux questions qui suivent sur une échelle à cinq points : « entièrement en désaccord » (cote de 0), « en désaccord » (1), « ni d'accord ni en désaccord » (2), « d'accord » (3) ou « tout à fait d'accord » (4).

- Vous estimez que vous avez un certain nombre de qualités.
- Vous estimez qu'en tant que personne vous valez autant que les autres.
- Vous pouvez faire les choses aussi bien que la plupart des autres personnes.
- Vous avez une attitude positive face à vous-même.
- Dans l'ensemble, vous êtes satisfait(e) de vous-même.
- Tout compte fait, vous avez tendance à vous considérer comme un(e) raté(e). (Inversion de l'échelle pour cette énoncé.)

Les personnes qui ont obtenu un score égal ou inférieur à 17 ont été considérées comme ayant une faible estime de soi (cote moyenne par énoncé inférieure à 3). Pour le fichier transversal de 1994-1995, les scores de faible estime de soi représentaient 13 % de la distribution pondérée.

consommation n'a pas varié. Chez la femme, un gain de poids excessif ou la réduction de l'activité physique fait augmenter la cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise. Cependant, l'amélioration des comportements ayant un effet sur la santé, particulièrement la diminution de la consommation de cigarettes ou l'augmentation de l'activité physique, n'influence l'autoévaluation ni chez l'homme ni chez la femme.

Bien que la consommation abusive d'alcool ait un effet néfaste sur la santé, la consommation modérée d'alcool pourrait avoir certains effets bénéfiques<sup>66-68</sup>. Selon une étude fondée sur des données finlandaises<sup>69</sup>, la probabilité d'une évaluation sous-optimale de la santé est la plus forte chez les grands buveurs et les abstinents et la plus faible chez les buveurs modérés. (Dans cette analyse, la petite taille des échantillons empêche d'examiner

les grands buveurs comme un groupe distinct.) Selon l'ENSP, la cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise en 1998-1999 est plus faible pour les hommes et les femmes qui buvaient chaque

semaine en 1994-1995 que pour ceux et celles qui avaient toujours été abstinentes ou qui buvaient, mais moins fréquemment qu'une fois par semaine. En outre, la cote exprimant la possibilité de se déclarer

## Limites

La présente analyse vise à examiner les facteurs associés aux extrémités opposées de l'échelle d'autoévaluation de la santé (très bonne/excellente et passable/mauvaise) relativement au point moyen (bonne). Une comparaison plus détaillée entre les cinq points de l'échelle aurait peut-être apporté des éclaircissements supplémentaires. Par exemple, les facteurs associés à une évaluation passable par opposition à bonne sont-ils les mêmes que ceux associés à une évaluation mauvaise par opposition à bonne? Malheureusement, la petite taille des échantillons n'a pas permis l'analyse à ce niveau de détail.

Malgré les efforts déployés en vue de maximiser la réponse, certains membres des ménages sélectionnés pour faire partie du panel longitudinal en 1994-1995 n'ont pas participé aux cycles subséquents de l'enquête (1996-1997 et/ou 1998-1999) et n'ont donc pas été inclus dans la présente analyse. Les poids de sondage appliqués aux personnes qui ont participé aux trois cycles ont été ajustés pour tenir compte de celles qui ne l'ont pas fait<sup>6</sup>. Bien que cet ajustement de la pondération ait réduit le biais introduit pour les personnes qui ont participé aux trois cycles pour nombre de variables de l'ENSP, il est possible qu'un certain biais persiste.

Les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population sont autodéclarées ou déclarées par procuration par un membre bien informé du ménage. Les cas où les données de la composante santé ont été recueillies par procuration ont été exclus de la présente analyse (voir *Source des données*). L'exclusion de ces cas pourrait affaiblir ou fausser certaines associations. Les personnes pour lesquelles les réponses au questionnaire sur la santé ont été fournies par procuration ont tendance à être en moins bonne santé, puisque les réponses par procuration pour cette composante n'ont été acceptées que si le membre sélectionné du ménage était incapable de répondre à cause de circonstances spéciales, comme un *problème de santé*.

Les cas pour lesquels les réponses à la composante générale du questionnaire ont été recueillies par procuration sont inclus dans la présente analyse, mais on ignore dans quelle mesure l'erreur de déclaration rend les données inexactes. Par exemple, l'incidence des problèmes de santé chroniques pourrait dépendre du recours à la déclaration par procuration<sup>70</sup>. En outre, les données

autodéclarées pourraient être inexactes, puisque les réponses n'ont pu être vérifiées auprès d'aucune source indépendante. Par exemple, il est impossible de savoir si les personnes qui ont mentionné un problème de santé chronique souffraient effectivement de ce problème.

Les personnes qui répondent au questionnaire pourraient donner des réponses socialement souhaitables aux questions sur des sujets comme l'usage du tabac, la consommation d'alcool et le poids. Ainsi, pour examiner le lien entre la consommation d'alcool et l'autoévaluation de la santé, il a été impossible de considérer les grands buveurs comme un groupe distinct à cause de la petite taille de l'échantillon, laquelle pourrait être due, en partie, au fait que certaines personnes ont sous-estimé leur consommation d'alcool. En outre, l'autodéclaration de la taille et du poids (utilisés pour calculer l'indice de masse corporelle) pourrait mener à une sous-estimation de la prévalence de l'obésité<sup>71,72</sup>. L'autodéclaration inexacte de la taille est un problème particulièrement courant chez les personnes âgées à cause du rapetissement fréquemment causé par le vieillissement<sup>72</sup>. Ces personnes mentionnent souvent la taille qu'elles avaient lorsqu'elles étaient plus jeunes. Par conséquent, le calcul de l'IMC pour les personnes âgées peut donner lieu à une sous-estimation.

Il n'a pas été possible d'étudier la relation entre le changement d'estime de soi de 1994-1995 à 1996-1997 et l'autoévaluation de la santé, parce que les questions sur l'estime de soi n'ont pas été posées en 1996-1997.

Les données sur le soutien émotionnel sont limitées, parce que l'on n'a posé que quatre questions à réponse « oui/non ». Par conséquent, la fourchette de scores est limitée, ce qui peut avoir une incidence sur la relation entre le soutien émotionnel et l'autoévaluation de la santé.

Enfin, des facteurs liés à l'autoévaluation de l'état de santé qui ne sont pas inclus dans la présente analyse ont pu avoir un effet confusional sur certaines des associations observées. Par exemple, une personne souffrant d'une maladie cardiaque non diagnostiquée pourrait ne pas avoir envie de faire de l'exercice. Le cas échéant, la relation observée entre l'autoévaluation de la santé et le niveau d'activité physique pourrait résulter de l'existence du facteur confusional.

en très bonne ou en excellente santé en 1998-1999 est plus forte pour les femmes qui buvaient de l'alcool une fois par semaine en 1994-1995.

### **Le bien-être psychologique joue un rôle**

À l'instar des résultats d'autres études<sup>12,15,26,51,61,73</sup>, les données de l'ENSP indiquent que les facteurs psychologiques jouent un rôle dans l'autoévaluation de la santé (voir *Facteurs psychosociaux*). La cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé en 1998-1999 est plus faible pour les hommes et les femmes qui avaient une faible estime de soi en 1994-1995 que pour ceux et celles n'entrant pas dans cette catégorie. Chez la femme, l'estime de soi est aussi un facteur significatif à l'extrémité négative de l'échelle — celles dont l'estime de soi était faible en 1994-1995 obtiennent, quatre ans plus tard, une cote exprimant le risque de juger leur santé passable ou mauvaise plus élevée que les autres.

Chez la femme, la cote exprimant le risque de considérer sa santé comme passable ou mauvaise en 1998-1999 et celle exprimant la possibilité de la considérer comme très bonne ou excellente sont respectivement plus élevées et plus faible pour celles qui éprouvaient un sentiment de détresse en 1994-1995 que pour les autres. Chez l'homme, la manifestation d'un sentiment de détresse en 1994-1995 n'est pas corrélée de façon significative à l'autoévaluation de la santé en 1998-1999. Cependant, chez les hommes dont le sentiment de détresse a augmenté, la cote exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise en 1998-1999 est élevée. L'augmentation du sentiment de détresse fait baisser la cote exprimant la possibilité de se juger en très bonne ou en excellente santé chez la femme. En revanche, sa diminution n'a d'effet significatif sur l'autoévaluation de la santé ni chez l'homme ni chez la femme.

Bien que certaines études révèlent un lien entre le soutien émotionnel et la santé<sup>74-76</sup>, selon la présente analyse, un faible soutien émotionnel en 1994-1995 n'est pas associé de façon significative à l'autoévaluation de la santé en 1998-1999. Ce résultat pourrait tenir, en partie, à la portée limitée des questions de l'ENSP (voir *Limites*). Une observation

assez inattendue est que les hommes dont le soutien émotionnel a diminué de 1994-1995 à 1996-1997 affichent en fait une cote exprimant le risque de juger leur santé passable ou mauvaise en 1998-1999 plus faible que ceux dont le soutien émotionnel n'a pas diminué. L'association observée avec l'état matrimonial pourrait en être l'explication. La perte d'un conjoint à cause d'un divorce, d'une séparation ou d'un décès est associée à une diminution du soutien émotionnel (données non présentées). Si la diminution du soutien émotionnel est associée à ce genre de perte, l'autoévaluation de l'état de santé pourrait s'être améliorée parce que la période de stress entourant la rupture du mariage ou le décès s'est terminée. Malheureusement, la taille des échantillons n'est pas suffisante pour que l'on puisse considérer la perte du conjoint comme un facteur de l'analyse multivariée.

### **Mot de la fin**

Selon les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), les facteurs physiques influent, certes, sur l'autoévaluation de l'état de santé, mais les comportements qui ont un effet sur la santé, les caractéristiques psychosociales et le statut socioéconomique y sont également associés de façon significative. Certaines variables n'influent sur les perceptions qu'à une seule extrémité de l'échelle d'autoévaluation de l'état de santé, tandis que d'autres sont des facteurs « de double risque », en ce sens qu'elles ont un effet significatif sur les perceptions tant positives que négatives (tableau 3). De surcroît, les facteurs significatifs pour un sexe ne le sont pas nécessairement pour l'autre.

Évidemment, plusieurs aspects de la santé physique sont d'importants facteurs de double risque. Tant chez l'homme que chez la femme, la limitation de l'état fonctionnel lors du cycle de référence est associée à une faible cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé et à une cote élevée exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise. Le diagnostic d'un nouveau problème de santé chronique entre 1994-1995 et 1996-1997 a le même effet sur l'autoévaluation de la santé.

Deux autres variables de l'état de santé physique



Tableau 3

**Sommaire des rapports de cotes significatifs reliant certaines caractéristiques à une santé très bonne/excellente ou passable/mauvaise par opposition à bonne en 1998-1999, selon le sexe, population à domicile de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris**

	Hommes		Femmes	
	Santé très bonne/excellente	Santé passable/mauvaise	Santé très bonne/excellente	Santé passable/mauvaise
<b>Âge en 1994-1995</b>				
45 à 54 ans			-	
65 à 74 ans		+	-	
<b>Santé physique</b>				
Limitations fonctionnelles				
1994-1995	-	+	-	+
Détérioration de l'état fonctionnel†	-	+		+
Amélioration de l'état fonctionnel†	+	-		-
Problèmes de santé chroniques				
1			-	
2 ou plus	-		-	
Nouveau(x) problème(s) de santé chronique(s)†	-	+	-	+
Douleur moyenne/forte, 1994-1995			-	+
Augmentation de la douleur†	-		-	
Décès prématuré des parents				+
<b>Facteurs socioéconomiques</b>				
Pas de diplôme d'études secondaires 1994-1995		+	-	
Revenu du ménage inférieur/moyen-inférieur/moyen, 1994-1995			-	+
<b>Comportements qui influent sur la santé</b>				
Grand fumeur, 1994-1995	-		-	
Augmentation de l'usage du tabac†		+		
Buveur hebdomadaire		-	+	-
Activité physique occasionnelle/infréquente, 1994-1995				
Diminution de l'activité physique†	-		-	+
Obésité, 1994-1995	-		-	
Gain de poids excessif†				+
<b>Facteurs psychosociaux</b>				
Diminution du soutien émotionnel†				
Forte détresse, 1994-1995	-		-	+
Augmentation de la détresse†	+		-	
Faible estime de soi, 1994-1995	-		-	+

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 à 1998-1999

**Nota :** Sommaire des rapports de cotes significatifs qui figurent dans les tableaux 1 et 2; le signe + indique un rapport de cotes significativement plus élevé que 1 et le signe - indique un rapport de cotes significativement plus faible que 1 ( $p < 0,05$ ).

† Entre 1994-1995 et 1996-1997.

☐ Facteur de double risque.

ne sont des facteurs de double risque que chez l'homme. Chez ce dernier, la diminution de l'état fonctionnel fait baisser la cote exprimant la possibilité de se déclarer en très bonne ou en excellente santé et fait augmenter celle exprimant le risque de considérer sa santé comme passable ou mauvaise; une amélioration de l'état fonctionnel à l'effet inverse. L'existence de douleurs modérées ou fortes, quant à elle, est un facteur de double risque chez la femme, mais non chez l'homme.

Alors que chez l'homme, les facteurs de double risque ont trait uniquement à la santé physique, il n'en n'est pas de même chez la femme. Chez cette dernière, vivre dans un ménage dont le revenu est assez faible, avoir une faible estime de soi et éprouver un sentiment de détresse prononcé sont des facteurs de double risque. En outre, la cote exprimant la possibilité de se considérer comme en très bonne ou en excellente santé est élevée et celle exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise, faible, chez les femmes qui boivent de l'alcool au moins une fois par semaine. Ces résultats rappellent ceux d'autres études selon lesquelles les femmes tiendraient compte d'un plus grand nombre de facteurs que les hommes lorsqu'elles évaluent leur état de santé<sup>47</sup>.

Naturellement, cela ne signifie pas que le statut socioéconomique, les caractéristiques psychosociales et le mode de vie ne sont des déterminants significatifs que de l'état de santé perçu des femmes. Par exemple, chez l'homme, ne pas avoir terminé ses études secondaires, voir s'intensifier son sentiment de détresse et augmenter sa consommation de cigarettes sont des facteurs associés à une cote élevée exprimant le risque de juger sa santé passable ou mauvaise. En outre, tant chez l'homme que chez la femme, la forte consommation de cigarettes, l'inactivité physique et l'obésité réduisent considérablement la cote exprimant la possibilité de se juger en très bonne ou en excellente santé.

Parmi les facteurs qui influent sur l'autoévaluation de l'état de santé, ceux caractérisés par des variations méritent une attention particulière. Lorsqu'une personne évalue sa santé, elle pense non seulement à la situation courante, mais aussi aux trajectoires,

c'est-à-dire les détériorations et les améliorations<sup>35</sup>. Selon la présente analyse, les changements touchant l'état physique, le mode de vie, les facteurs psychosociaux, voire le fait d'entrer dans un groupe d'âge associé à un changement — sont importants.

La présente étude souligne à quel point la façon dont une personne évalue sa santé est complexe. Les liens entre les perceptions concernant la santé et les facteurs psychologiques laissent entendre que cette autoévaluation englobe l'esprit et le corps. Les liens avec le mode de vie sous-entendent que l'autoévaluation de la santé comporte une composante normative — la conscience de la façon dont il « faudrait » se comporter pour être « en bonne santé » — particulièrement chez la femme. Et, même si l'on tient compte des effets de l'état de santé physique, des caractéristiques psychosociales et du mode de vie, les différences socioéconomiques ne s'effacent pas.

Comprendre les déterminants de l'autoévaluation de l'état de santé pourrait apporter des éclaircissements sur son pouvoir prédictif et fournir des renseignements pertinents quant aux pratiques de promotion de la santé. L'autoévaluation de l'état de santé pourrait aussi être une source inexploitée de renseignements pour les cliniciens. Une personne qui évalue sa santé tient compte d'un large éventail de facteurs qui ne sont pas tous décelés facilement par les professionnels de la santé. ●

### Remerciements

La présente analyse a été financée par une allocation de recherche accordée par Statistique Canada. Les auteurs remercient Jean-Marie Berthelot, Christian Houle, Karla Nobrega, Sylvain Perron et Stéphane Tremblay du Groupe de l'analyse et de la modélisation de la santé de Statistique Canada, et T.K. Young et Betty Havens, de l'Université du Manitoba.

### Références

1. O. Lundberg et K. Manderbacka, « Assessing reliability of a measure of self-rated health », *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 24(3), 1996, p. 218-224.
2. S. O'Brien Cousins, « Validity and reliability of self-reported health of persons aged 70 and older », *Health Care for Women International* 18(2), 1997, p. 165-174.
3. G.L. Maddox et E.B. Douglass, « Self-assessment of health: A longitudinal study of elderly subjects », *Journal of Health and Social Behavior*, 14(1), 1973, p. 87-93.
4. J.-L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population — une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
6. M. Bergner, R.A. Bobbitt, W.E. Pollard *et al.*, « The sickness impact profile: Validation of a health status measure », *Medical Care*, 14(1), 1976, p. 57-67.
7. J.E. Brazier, R. Harper, N.M.B. Jones *et al.*, « Validating the SF-36 Health Survey Questionnaire: New outcome measure for primary care », *British Medical Journal*, 305, 1992, p. 160-164.
8. A. LaRue, L. Bank, L. Jarvik *et al.*, « Health in old age: How do physicians' ratings and self-ratings compare? », *Journal of Gerontology*, 34(5), 1979, p. 687-691.
9. K.F. Ferraro, M.M. Farmer et J.A. Wybraniec, « Health trajectories: Long-term dynamics among black and white adults », *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 1997, p. 38-54.
10. G.A. Kaplan, D.E. Goldberg, S.A. Everson *et al.*, « Perceived health status and morbidity and mortality: Evidence from the Kuopio Ischaemic Heart Disease Risk Factor Study », *International Journal of Epidemiology*, 25(2), 1996, p. 259-265.
11. L. Møller, T.S. Kristensen et H. Hollnagel, « Self-rated health as a predictor of coronary heart disease in Copenhagen, Denmark », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50(4), 1996, p. 423-428.
12. B. Shadbolt, « Some correlates of self-rated health for Australian women », *American Journal of Public Health*, 87(6), 1997, p. 951-956.
13. V.L. Wilcox, S.V. Kasl et E.L. Idler, « Self-rated health and physical disability in elderly survivors of a major medical event », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 51B(2), 1996, p. S96-S104.
14. E.L. Idler, L.B. Russell et D. Davis, « Survival, functional limitations, and self-rated health in the NHANES 1 epidemiologic follow-up study, 1992 », *American Journal of Epidemiology*, 152(9), 2000, p. 874-883.
15. M.M. Farmer et K.F. Ferraro, « Distress and perceived health: Mechanisms of health decline », *Journal of Health and Social Behavior*, 39(3), 1997, p. 298-311.

16. A. Grand, P. Grosclaude, H. Bocquet *et al.*, « Predictive value of life events, psychosocial factors and self-rated health on disability in an elderly French population », *Social Science and Medicine*, 27(12), 1988, p. 1337-1342.
17. G.A. Kaplan, W.J. Strawbridge, T. Camacho *et al.*, « Factors associated with change in physical functioning in the elderly: A six-year prospective study », *Journal of Aging and Health*, 5(1), 1993, p. 140-153.
18. V. Mor, V. Wilcox, W. Rakowski *et al.*, « Functional transitions among the elderly: Patterns, predictors, and related hospital use », *American Journal of Public Health*, 84(8), 1994, p. 1274-1280.
19. E.L. Idler et S.V. Kasl, « Self-ratings of health: Do they also predict change in functional ability? », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 50B(6), 1995, p. S344-S353.
20. C. Evashwick, G. Rowe, P. Diehr *et al.*, « Factors explaining the use of health care services by the elderly », *Health Services Research*, 19(3), 1984, p. 357-382.
21. S. Miilunpalo, I. Vuori, P. Oja *et al.*, « Self-rated health status as a health measure: the predictive value of self-reported health status on the use of physician services and on mortality in the working-age population », *Journal of Clinical Epidemiology*, 50(5), 1997, p. 517-528.
22. M. Weinberger, J.C. Darnell, W.M. Tierney *et al.*, « Self-rated health as a predictor of hospital admission and nursing home placement in elderly public housing tenants », *American Journal of Public Health*, 76(4), 1986, p. 457-459.
23. F.D. Wolinsky, S.D. Culler, C.M. Callahan *et al.*, « Hospital resource consumption among older adults: a prospective analysis of episodes, length of stay, and charges over a seven-year period », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 49(5), 1994, p. S240-S252.
24. P.A. Greiner, D.A. Snowdon et L.H. Greiner, « Self-rated function, self-rated health, and postmortem evidence of brain infarcts: Findings from the Nun study », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 54B, 1999, p. S219-S222.
25. K.F. Ferraro et J.A. Kelley-Moore, « Self-rated health and mortality among black and white adults: examining the dynamic evaluation thesis », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 56(4), 2001, p. S195-S205.
26. A. Appels, H. Bosma, V. Grabauskas *et al.*, « Self-rated health and mortality in a Lithuanian and a Dutch population », *Social Science and Medicine*, 42(5), 1996, p. 681-689.
27. E.L. Idler et S. Kasl, « Health perceptions and survival: Do global evaluations of health status really predict mortality? », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 46(2), 1991, p. S55-S65.
28. G.A. Kaplan et T. Camacho, « Perceived health and mortality: A nine-year follow-up of the Human Population Laboratory cohort », *American Journal of Epidemiology*, 117(3), 1983, p. 292-304.
29. G. Kaplan, V. Barell et A. Lusky, « Subjective state of health and survival in elderly adults », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 43(4), 1988, p. S114-S120.
30. J.M. Mossey et E. Shapiro, « Self-rated health: a predictor of mortality among the elderly », *American Journal of Public Health*, 72(8), 1982, p. 800-808.
31. L.T.J. Pijls, E.J.M. Feskens et D. Kromhout, « Self-rated health, mortality, and chronic diseases in elderly men: the Zutphen Study, 1985-1990 », *American Journal of Epidemiology*, 138(10), 1993, p. 840-848.
32. F.D. Wolinsky et R.J. Johnson, « Perceived health status and mortality among older men and women », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 47(6), 1992, p. S304-S312.
33. E.S.H. Yu, Y.M. Kean, D.J. Slymen *et al.*, « Self-perceived health and 5-year mortality risks among the elderly in Shanghai, China », *American Journal of Epidemiology*, 147(9), 1998, p. 880-890.
34. Y. Benyamini et E.L. Idler, « Community studies reporting association between self-rated health and mortality », *Research on Aging*, 21(3), 1999, p. 392-401.
35. E.L. Idler et Y. Benyamini, « Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies », *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 1997, p. 21-37.
36. W.J. Strawbridge et M.I. Wallhagen, « Self-rated health and mortality over three decades: Results from a time-dependent covariate analysis », *Research on Aging*, 21(3), 1999, p. 402-416.
37. M. Blaxter, *Health and Lifestyles*, London/New York, Tavistock/Routledge, 1990.
38. J.N.K. Rao, G.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).
39. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5, 1996, p. 283-310.
40. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, Baltimore, août 1999.
41. J.P. Mackenbach, J. Van Den Bos, I.M.A. Joung *et al.*, « The determinants of excellent health: Different from the determinants of ill-health? », *International Journal of Epidemiology*, 23(6), 1994, p. 1273-1281.
42. A.M.A. Smith, J.M. Shelley et L. Dennerstein, « Self-rated health: Biological continuum or social discontinuity? », *Social Science and Medicine*, 39(1), 1994, p. 77-83.
43. E.L. Idler, S.V. Hudson et H. Leventhal, « The meanings of self-ratings of health: A qualitative and quantitative approach », *Research on Aging*, 21(3), 1999, p. 458-476.
44. J. Hagart et D.R. Billington, « Towards an understanding of health status: the perceived importance of health status dimensions », *Community Medicine*, 4(1), 1982, p. 12-24.
45. N.M. Krause et G.M. Jay, « What do global self-rated health items measure? », *Medical Care*, 32(9), 1994, p. 930-942.
46. K. Manderbacka, E. Lahelma et P. Martikainen, « Examining the continuity of self-rated health », *International Journal of Epidemiology*, 27(2), 1998, p. 208-213.
47. Y. Benyamini, E.A. Leventhal et H. Leventhal, « Gender differences in processing information for making self-assessments of health », *Psychosomatic Medicine*, 62(3), 2000, p. 354-364.

48. J.E. Ware Jr., « Standards for validating health measures: definition and content », *Journal of Chronic Diseases*, 40(6), 1987, p. 473-480.
49. A. Worsley, « Laypersons' evaluation of health: an exploratory study of an Australian population », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 44(1), 1990, p. 7-11.
50. J. Liang, « Self-reported physical health among aged adults », *Journal of Gerontology*, 41(2), 1986, p. 248-260.
51. K. Fylkesnes et O.H. Førde, « The TROMSØ Study: Predictors of self-evaluated health - Has society adopted the expanded health concept? », *Social Science and Medicine*, 32(2), 1991, p. 141-146.
52. J. Damian, A. Ruigomez, V. Pastor *et al.*, « Determinants of self-assessed health among Spanish older people living at home », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 53(7), 1999, p. 412-416.
53. K.F. Ferraro, « Self-ratings of health among the old and the old-old », *Journal of Health and Social Behavior*, 21(1), 1980, p. 377-383.
54. K.F. Ferraro et Y. Yu, « Body weight and self-ratings of health », *Journal of Health and Social Behavior*, 36(3), 1995, p. 274-284.
55. R.J. Johnson et F.D. Wolinsky, « The structure of health status among older adults: Disease, disability, functional limitation, and perceived health », *Journal of Health and Social Behavior*, 34(2), 1993, p. 105-121.
56. W.C. Cockerham, K. Sharp et J.A. Wilcox, « Aging and perceived health status », *Journal of Gerontology*, 38(3), 1983, p. 349-355.
57. S.E. Levkoff, P.D. Cleary et T. Wetle, « Differences in the appraisal of health between aged and middle-aged adults », *Journal of Gerontology*, 42(1), 1987, p. 114-120.
58. E. Mutran et K.F. Ferraro, « Medical need and use of services among older men and women », *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 43(5), 1988, p. S162-S171.
59. K. Fylkesnes et O.H. Førde, « Determinants and dimensions involved in self-evaluation of health », *Social Science and Medicine*, 35(3), 1992, p. 271-279.
60. M.S. Goldstein, J.M. Siegel et R. Boyer, « Predicting changes in perceived health status », *American Journal of Public Health*, 74(6), 1984, p. 611-614.
61. M. Jylhä, E. Leskinen, E. Alanen *et al.*, « Self-rated health and associated factors among men of different ages », *Journal of Gerontology*, 41(6), 1986, p. 710-717.
62. K. Manderbacka, « Examining what self-rated health question is understood to mean by respondents », *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 26(2), 1998, p. 145-153.
63. K. Manderbacka, O. Lundberg et P. Martikainen, « Do risk factors and health behaviours contribute to self-ratings of health? », *Social Science & Medicine*, 48(12), 1999, p. 1713-1720.
64. F.D. Wolinsky, T.E. Stump et D.O. Clark, « Antecedents and consequences of physical activity and exercise among older adults », *The Gerontologist*, 35(4), 1995, p. 451-462.
65. Santé nationale et Bien-être social, rapport d'un groupe d'experts dirigé par la Direction de la promotion de la santé, Direction générale des programmes et des services de santé, *Niveaux de poids associés à la santé : Lignes directrices canadiennes*, ministre de la Santé nationale et du Bien-être social, 1988.
66. R.G. Hart, L.A. Pearce, R. McBride *et al.*, « Factors associated with ischemic stroke during aspirin therapy in atrial fibrillation: analysis of 2012 participants in the SPAF I-III clinical trials. The Stroke Prevention in Atrial Fibrillation (SPAF) Investigators », *Stroke*, 30(6), 1999, p. 1223-1229.
67. J.M. Gaziano, T.A. Gaziano, R.J. Glynn *et al.*, « Light-to-moderate alcohol consumption and mortality in the Physicians' Health Study enrollment cohort », *Journal of the American College of Cardiology*, 35(1), 2000, p. 96-105.
68. D. Feskanich, S.A. Korrick, S.L. Greenspan *et al.*, « Moderate alcohol consumption and bone density among postmenopausal women », *Journal of Women's Health*, 8(1), 1999, p. 65-73.
69. K. Poikolainen, E. Vartiainen et H.J. Korhonen, « Alcohol intake and subjective health », *American Journal of Epidemiology*, 144(4), 1996, p. 346-350.
70. M. Shields, « Enquête nationale sur la santé de la population – Déclaration par procuration », *Rapports sur la santé*, 12(1), 2000, p. 23-44 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
71. A. Kuskowska-Wolk, P. Karlsson, M. Stolt *et al.*, « The predictive validity of body mass index based on self-reported weight and height », *International Journal of Obesity*, 13(4), 1989, p. 441-453.
72. M.L. Rowland, « Self-reported weight and height », *American Journal of Clinical Nutrition*, 52(6), 1990, p. 1125-1133.
73. R. Schulz, M. Mittelmark, R. Kronmal *et al.*, « Predictors of perceived health status in elderly men and women », *Journal of Aging and Health*, 6(4), 1994, p. 419-447.
74. J.S. House, K.R. Landis et D. Umberson, « Social relationships and health », *Science*, 241, 1981, p. 540-544.
75. L. Berkman et S.L. Syme, « Social networks, host resistance and mortality: A nine-year follow-up study of Alameda county residents », *American Journal of Epidemiology*, 109(2), 1979, p. 186-204.
76. S.M. Monroe, E.J. Bromet, M.M. Connell *et al.*, « Social support, life events, and depressive symptoms: a 1-year prospective study », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 54(4), 1986, p. 426-431.

## Annexe

Tableau A  
Répartition des niveaux d'autoévaluation de la santé en 1998-1999, selon le sexe, population à domicile de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		en milliers	%		en milliers	%
<b>Total</b>	<b>3 991</b>	<b>7 832</b>	<b>100,0</b>	<b>5 380</b>	<b>8 812</b>	<b>100,0</b>
Très bonne/excellente	2 439	4 983	63,6	3 144	5 246	59,5
Bonne	1 099	2 065	26,4	1 531	2 552	29,0
Passable/mauvaise	453	785	10,0	705	1 013	11,5

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 à 1998-1999

**Nota :** Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

Tableau B

Répartition de l'âge et des caractéristiques de l'état de santé physique, selon le sexe, population à domicile de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		en milliers	%		en milliers	%
<b>Total</b>	<b>3 991</b>	<b>7 832</b>	<b>100,0</b>	<b>5 380</b>	<b>8 812</b>	<b>100,0</b>
<b>Âge 1994-1995</b>						
25 à 34 ans	995	2 068	26,4	1 317	2 247	25,5
35 à 44 ans	1 027	2 279	29,1	1 230	2 377	27,0
45 à 54 ans	799	1 580	20,2	896	1 549	17,6
55 à 64 ans	536	976	12,5	790	1 240	14,1
65 à 75 ans	459	675	8,6	717	974	11,1
75 ans et plus	175	254	3,2	430	426	4,8
<b>État fonctionnel, 1994-1995</b>						
Limitations	685	1 165	14,9	1 149	1 666	18,9
Pas de limitations	3 305	6 664	85,1	4 231	7 146	81,1
Données manquantes	1	--	--	0		
<b>Variation de l'état fonctionnel</b>						
Détérioration	326	630	8,0	539	798	9,1
Amélioration	330	561	7,2	517	775	8,8
Pas de changement	3 322	6 617	84,5	4 305	7 219	81,9
Données manquantes	13	--	--	19	20 <sup>†</sup>	0,2 <sup>†</sup>
<b>Problèmes de santé chroniques, 1994-1995</b>						
0	2 221	4 610	58,9	2 620	4 640	52,7
1	1 080	2 085	26,6	1 417	2 300	26,1
2 ou plus	683	1 124	14,3	1 339	1 868	21,2
Données manquantes	7	--	--	4	--	--
<b>Nouveau(x) problème(s) de santé chroniques(s)</b>						
0	2 959	5 841	74,6	3 773	6 260	71,0
1 ou plus	1 015	1 954	25,0	1 587	2 528	28,7
Données manquantes	17	37 <sup>†</sup>	0,5 <sup>†</sup>	20	25 <sup>†</sup>	0,3 <sup>†</sup>
<b>Douleur, 1994-1995</b>						
Moyenne/forte	428	807	10,3	805	1 332	15,1
Légère ou aucune	3 545	6 989	89,2	4 559	7 440	84,4
Données manquantes	18	37 <sup>†</sup>	0,5 <sup>†</sup>	16	40 <sup>†</sup>	0,5 <sup>†</sup>
<b>Variation du niveau de la douleur</b>						
Augmentation	292	557	7,1	462	691	7,8
Diminution	387	722	9,2	667	1 151	13,1
Pas de changement	3 292	6 504	83,0	4 234	6 928	78,6
Données manquantes	20	49 <sup>†</sup>	0,6 <sup>†</sup>	17	42 <sup>†</sup>	0,5 <sup>†</sup>
<b>Décès prématuré des parents</b>						
Oui	990	1 940	24,8	1 512	2 449	27,8
Non	2 994	5 868	74,9	3 861	6 345	72,0
Données manquantes	7	--	--	7	--	--

Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 à 1998-1999.

Nota : Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués. Les variables ayant trait aux variations concernent celles survenues de 1994-1995 à 1996-1997.

† Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %.

-- Échantillon trop petit pour produire des estimations fiables.

Tableau C  
Répartition des facteurs socioéconomiques, selon le sexe, population à domicile de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		en milliers	%		en milliers	%
<b>Total</b>	<b>3 991</b>	<b>7 832</b>	<b>100,0</b>	<b>5 380</b>	<b>8 812</b>	<b>100,0</b>
<b>Niveau de scolarité, 1994-1995</b>						
Pas de diplôme d'études secondaires	1 121	1 810	23,1	1 514	2 158	24,5
Au moins un diplôme d'études secondaires	2 862	6 004	76,7	3 859	6 640	75,4
Données manquantes	8	--	--	7	--	--
<b>Revenu du ménage, 1994-1995</b>						
Inférieur/moyen - inférieur/moyen	1 734	3 011	38,4	2 822	4 068	46,2
Moyen-supérieur/supérieur	2 092	4 450	56,8	2 354	4 366	49,6
Données manquantes	165	371	4,7	204	377	4,3
<b>État matrimonial, 1994-1995</b>						
Marié(e)	2 756	5 980	76,3	3 201	6 146	69,7
Jamais marié(e)	689	1 177	15,0	624	872	9,9
Marié(e) antérieurement	546	676	8,6	1 555	1 794	20,4

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 à 1998-1999

**Nota :** Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués.

-- Échantillon trop petit pour produire des estimations fiables.

Tableau D

## Répartition des comportements qui influent sur la santé, selon le sexe, population à domicile de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		en milliers	%		en milliers	%
<b>Total</b>	<b>3 991</b>	<b>7 832</b>	<b>100,0</b>	<b>5 380</b>	<b>8 812</b>	<b>100,0</b>
<b>Usage du tabac, 1994-1995</b>						
Grand fumeur	752	1 372	17,5	629	1 001	11,4
Fumeur léger	411	794	10,1	684	1 060	12,0
Ancien fumeur quotidien	1 390	2 601	33,2	1 368	2 144	24,3
N'a jamais fumé quotidiennement	1 434	3 052	39,0	2 693	4 594	52,1
Données manquantes	4	--	--	6	--	--
<b>Variation de l'usage du tabac</b>						
Diminution	439	789	10,1	515	801	9,1
Augmentation	331	654	8,4	367	592	6,7
Pas de changement	3 212	6 366	81,3	4 485	7 396	83,9
Données manquantes	9	--	--	13	--	--
<b>Consommation d'alcool, 1994-1995</b>						
Hebdomadaire	2 003	4 055	51,8	1 341	2 347	26,6
Ancien buveur	494	789	10,1	847	1 288	14,6
Moins qu'une fois par semaine/abstinence	1 485	2 968	37,9	3 189	5 169	58,7
Données manquantes	9	--	--	3	--	--
<b>Nouveau buveur hebdomadaire</b>						
Oui	324	672	8,6	314	580	6,6
Non	3 646	7 109	90,8	5 047	8 190	92,9
Données manquantes	21	51 <sup>‡</sup>	0,6 <sup>‡</sup>	19	43 <sup>‡</sup>	0,5 <sup>‡</sup>
<b>Activité physique, 1994-1995</b>						
Régulière	2 114	4 148	53,0	2 838	4 498	51,0
Occasionnelle ou infrequente	1 860	3 652	46,6	2 528	4 293	48,7
Données manquantes	17	32 <sup>‡</sup>	0,4 <sup>‡</sup>	14	20 <sup>‡</sup>	0,2 <sup>‡</sup>
<b>Variation de l'activité physique</b>						
Augmentation	896	1 878	24,0	1 259	2 165	24,6
Diminution	801	1 534	19,6	1 028	1 661	18,8
Pas de changement	2 271	4 375	55,9	3 072	4 951	56,2
Données manquantes	23	45 <sup>‡</sup>	0,6 <sup>‡</sup>	21	35 <sup>‡</sup>	0,4 <sup>‡</sup>
<b>Poids, 1994-1995<sup>†</sup></b>						
Insuffisant	97	209	2,7	509	923	10,7
Normal	1 369	2 846	36,3	2 320	3 842	44,5
Léger surpoids	1 014	1 926	24,6	799	1 287	14,9
Obèse	1 489	2 795	35,7	1 568	2 424	28,1
Données manquantes	22	56 <sup>‡</sup>	0,7 <sup>‡</sup>	88	164	1,9
<b>Gain de poids excessif<sup>†</sup></b>						
Oui	484	949	12,1	493	805	9,5
Non	3 448	6 761	86,3	4 537	7 382	86,9
Données manquantes	59	122 <sup>§</sup>	1,6 <sup>§</sup>	178	310	3,6

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 à 1998-1999

**Nota :** Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués. Les variables ayant trait aux variations concernent celles survenues de 1994-1995 à 1996-1997.

<sup>†</sup> À l'exclusion des femmes enceintes.

<sup>‡</sup> Coefficient de variation compris entre 25,1 % et 33,3 %.

<sup>§</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25 %.

-- Échantillon trop petit pour produire des estimations fiables.



Tableau E

**Répartition de l'âge et des facteurs psychosociaux, selon le sexe, population à domicile de 25 ans et plus en 1994-1995, Canada, territoires non compris**

	Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		en milliers	%		en milliers	%
<b>Total</b>	<b>3 991</b>	<b>7 832</b>	<b>100,0</b>	<b>5 380</b>	<b>8 812</b>	<b>100,0</b>
<b>Faible soutien émotionnel, 1994-1995</b>						
Oui	814	1 587	20,3	781	1 326	15,1
Non	3 128	6 152	78,5	4 557	7 415	84,2
Données manquantes	49	93 <sup>†</sup>	1,2 <sup>†</sup>	42	70 <sup>†</sup>	0,8 <sup>†</sup>
<b>Variation du soutien émotionnel</b>						
Augmentation	541	1 069	13,6	562	991	11,3
Diminution	462	884	11,3	426	736	8,4
Pas de changement	2 910	5 720	73,0	4 319	6 961	79,0
Données manquantes	78	160	2,0	73	124	1,4
<b>Détresse, 1994-1995</b>						
Forte	402	780	10,0	838	1 420	16,1
Faible/moyenne	3 546	6 959	88,9	4 498	7 301	82,9
Données manquantes	43	93 <sup>†</sup>	1,2 <sup>†</sup>	44	91 <sup>†</sup>	1,0 <sup>†</sup>
<b>Variation du niveau de détresse</b>						
Augmentation	258	552	7,0	426	699	7,9
Diminution	506	973	12,4	759	1 295	14,7
Pas de changement	3 157	6 145	78,5	4 116	6 676	75,8
Données manquantes	70	162	2,1	79	142	1,6
<b>Faible estime de soi, 1994-1995</b>						
Oui	405	740	9,4	722	1 115	12,7
Non	3 551	7 020	89,6	4 618	7 609	86,3
Données manquantes	35	72 <sup>†</sup>	0,9 <sup>†</sup>	40	88 <sup>†</sup>	1,0 <sup>†</sup>

**Source des données :** Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon longitudinal, Fichier santé, 1994-1995 à 1998-1999

**Nota :** Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux indiqués. Les variables ayant trait aux variations concernent celles survenues de 1994-1995 à 1996-1997.

<sup>†</sup> Coefficient de variation compris entre 16,6 % et 25 %.