

# Les services de santé – tendances récentes

## Faits saillants

- En 1998-1999, les Canadiens à faible revenu étaient plus susceptibles que les autres de consulter fréquemment les médecins, d'utiliser souvent les services d'urgence, d'être hospitalisés, de prendre plusieurs médicaments et d'avoir besoin de services de soins à domicile.
- Malgré l'accroissement de la couverture par un régime d'assurance-médicaments et soins dentaires dans la plupart des provinces, d'importantes inégalités persistent en ce qui concerne l'utilisation de ces services. Les jeunes, les personnes âgées et les personnes à faible revenu sont moins susceptibles que les autres d'être couverts par une assurance-soins dentaires et médicaments.
- La proportion de Canadiens qui déclarent que leurs besoins de services de santé n'ont pas été satisfaits est passée de 4 % en 1994-1995 (1,1 million de personnes) à 6 % en 1998-1999 (1,5 million de personnes).
- La probabilité d'être hospitalisé augmente avec l'âge, tout comme elle augmente avec chacune des situations suivantes : le fait d'avoir un faible revenu, de ne pas posséder de diplôme d'études secondaires, de se considérer en mauvaise santé, ainsi que le fait de fumer, d'être physiquement inactif ou d'être obèse.
- Le risque d'hospitalisation est aussi élevé pour les femmes que pour les hommes qui fument, résultat qui témoigne d'un changement important par rapport aux études antérieures selon lesquelles le risque relatif d'hospitalisation était plus faible pour les fumeuses que pour les fumeurs.

L'accès à des services de santé adéquats n'est pas nécessairement le déterminant le plus important de la santé des populations. Alors qu'il peut être décisif au plan individuel, le fait d'avoir ou non accès aux services requis n'explique pas entièrement les écarts observés entre les populations<sup>1</sup>. À cette échelle, les facteurs génétiques, sociaux et environnementaux sont aussi des déterminants importants de la santé. Néanmoins, il est primordial que toute personne qui tombe malade ou se blesse puisse obtenir des services de santé efficaces.

La *Loi canadienne sur la santé* de 1984 garantit aux résidents de chaque province l'accès à des services de santé complets et universels dont la prestation est administrée aux termes d'un régime public d'assurance. Cependant, ce dernier ne couvre pas le coût des médicaments prescrits à l'extérieur des hôpitaux et la plupart des soins dentaires sont à la charge de la personne concernée.

Ces 10 dernières années, les administrations provinciales et territoriales se sont efforcées de réduire le coût des services thérapeutiques et de mettre progressivement l'accent sur les soins communautaires. Elles ont aussi adopté une stratégie axée sur la santé de la population, qui accorde

plus de poids à d'autres déterminants de la santé, comme le soutien social, l'éducation, l'amélioration des conditions de travail et les habitudes personnelles ayant une influence sur la santé.

Les renseignements provenant de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)

permettent d'étudier un certain nombre de tendances et de changements survenus durant la dernière décennie (voir *Méthodologie* et *Limites*). Le couplage de ces données à celles des registres des hôpitaux permet de mieux cerner les principaux facteurs de risque d'hospitalisation.

## Méthodologie

### Sources des données

Le présent article se fonde sur les données de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) réalisée par Statistique Canada<sup>2</sup> (voir l'*Annexe*) et les dossiers de sortie des hôpitaux pour la période allant de 1994-1995 à 1997-1998.

Les données sur la morbidité axées sur la personne sont celles fournies par les hôpitaux de soins actifs, les hôpitaux pour convalescents et les hôpitaux de soins prolongés. Les données ne contiennent aucun renseignements sur les malades ambulatoires traités par les services de consultations externes ni sur les personnes traitées dans les hôpitaux psychiatriques (y compris celles traitées dans les unités psychiatriques des hôpitaux généraux et des hôpitaux spécialisés). Chaque enregistrement contient des renseignements extraits du dossier d'hospitalisation d'un malade et se rapporte à une période d'hospitalisation ininterrompue.

On a exclu de l'analyse les données des dossiers d'hospitalisation pour une autre cause qu'une maladie ou un traumatisme. Cette catégorie comprend les complications de la grossesse (codes de la CIM 630.0 à 678.9), les anomalies congénitales (codes de la CIM 740.0 à 759.4) et les causes non liées à une maladie particulière (codes de la CIM V01.0 à V82.9).

### Techniques d'analyse

L'analyse des données transversales sur l'utilisation des services de santé est limitée à la population de 12 ans et plus. Les groupes des 12 à 14 ans, des 15 à 24 ans, des 25 à 44 ans, des 45 à 64 ans et des 65 ans et plus représentent les groupes des jeunes, des jeunes adultes, des jeunes adultes en âge de travailler, des personnes plus âgées en âge de travailler et des personnes âgées. Aux fins de l'analyse des tendances, on a calculé les taux comparatifs par la méthode directe de normalisation en prenant pour référence la structure par âge de la population de 1998 (hommes et femmes confondus). Les écarts-types des estimations et les écarts entre les taux de prévalence observés en 1994-1995 et 1998-1999 ont été calculés par la méthode *bootstrap*. Les comparaisons des taux observés pour 1994-1995 et 1998-1999 se

fondent sur les taux non corrigés. Au moment de la rédaction, on ne disposait d'aucune méthode *bootstrap* pour comparer les taux corrigés calculés pour deux périodes de référence distinctes. Dans les cas d'application de tests à moyennes multiples, on a recouru à la méthode Exacted Alpha/L pour rajuster les résultats des comparaisons multiples.

Pour l'étude de suivi, on s'est servi des données du fichier de partage des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 relatives à sept provinces : l'Île-du-Prince-Édouard, la Nouvelle-Écosse, le Nouveau-Brunswick, l'Ontario, la Saskatchewan, l'Alberta et la Colombie-Britannique. Lors de cette enquête, 9 601 personnes de 25 ans et plus ont autorisé Statistique Canada à partager les renseignements qu'elles ont fournis avec d'autres organismes et à les coupler à ceux d'autres fichiers. Ces données d'enquête ont été couplées aux données des dossiers de sortie des hôpitaux recueillies pour 1994-1995, 1995-1996, 1996-1997 et 1997-1998 en se fondant sur le numéro d'assurance-santé. En tout, on a examiné 8,9 millions d'enregistrements. Parmi ces enregistrements, on a repéré, pour les sept provinces susmentionnées, 2 673 dossiers de sortie d'un hôpital concernant des participants à l'enquête.

Toutes les analyses se fondent sur des données pondérées. On a estimé la prévalence des facteurs de risque et des caractéristiques socioéconomiques selon le sexe et l'utilisation future des services hospitaliers. Comme la courbe de distribution selon l'âge de la population qui utilise les services hospitaliers est déplacée vers les âges les plus avancés relativement à celle de la population qui ne les utilise pas, on recourt à la régression logistique pondérée pour tenir compte de l'effet de l'âge et d'autres facteurs.

Étant donné la complexité du plan de sondage de l'ENSP, on recourt à la méthode *bootstrap* pour calculer la variance des estimations des rapports de cotes et des pourcentages, ainsi que pour comparer les écarts entre les taux (comparatifs)<sup>3</sup>. On choisit le niveau de confiance de 0,05 pour déterminer quels résultats sont statistiquement significatifs.

## Consultation des médecins

En 1998-1999, 81 % de la population de 12 ans et plus ont consulté un médecin (généralistes et spécialistes confondus) au moins une fois durant l'année qui a précédé l'enquête (tableau 1) (voir *Utilisation des services de santé*). Le taux de personnes qui ont consulté un médecin augmente avec l'âge, passant de 71 % chez les jeunes de 12 à 14 ans à 91 % chez les personnes de 65 ans et plus. Sauf pour le groupe des 12 à 14 ans, le taux est plus élevé pour les femmes que pour les hommes.

En général, la consultation d'un médecin est plus courante dans les régions urbaines que dans les régions rurales. Environ 82 % de résidents des régions urbaines ont consulté un médecin, comparativement à 77 % de résidents des régions

rurales. Les trois cycles de l'enquête font ressortir cette disparité entre les régions urbaines et rurales.

Les taux les plus élevés de personnes qui ont consulté un médecin de famille et (ou) un spécialiste s'observent pour l'Île-du-Prince-Édouard (86 %) et Terre-Neuve (85 %). Les taux enregistrés pour le Québec (77 %) et l'Alberta (79 %) comptent parmi les plus faibles. L'Île-du-Prince-Édouard et Terre-Neuve sont les seules provinces où le taux de personnes qui ont consulté un médecin a augmenté de 1994-1995 à 1998-1999. La proportion de personnes qui consultent un médecin fréquemment varie aussi selon la province. En Nouvelle-Écosse, 17 % de la population ont consulté un médecin au moins dix fois, alors qu'au Québec, la proportion est de 8 %. Dans la plupart des provinces, la

### Limites

Les données de l'ENSP causent les problèmes inhérents aux renseignements recueillis par autodéclaration. Plus précisément, on n'a pu vérifier auprès d'aucune source indépendante si les personnes qui ont déclaré qu'on avait diagnostiqué chez elles une maladie cardiaque, le diabète ou de l'hypertension souffraient effectivement de ces maladies.

Les données de l'ENSP analysées ici ont été recueillies auprès de membres de la population à domicile. La proportion de personnes placées en établissement est assez faible, mais les caractéristiques de ces dernières pourraient différer de celles de la population à domicile au point que les résultats présentés différeraient si elles étaient incluses dans l'analyse. En outre, même pour la population à domicile, les personnes qui ont participé à l'enquête pourraient être en meilleure santé que celles qui n'y ont pas participé et plus susceptibles d'adopter des comportements bénéfiques pour la santé.

On n'a déterminé ni le taux de cholestérol ni la tension artérielle et les données sur la taille et le poids sont auto-déclarées. Cependant, les résultats concernant l'indice de masse corporelle (IMC) obtenus d'après les données de l'ENSP sont forts semblables aux déterminations réelles faites dans le cadre des enquêtes canadiennes sur la santé cardiovasculaire (réalisées de 1986 à 1992), selon lesquelles 57 % d'hommes et 39 % de femmes ont un IMC supérieur à 27,0. Les estimations de la prévalence de l'usage du tabac calculées d'après les données de ces enquêtes sont également semblables aux résultats obtenus d'après les données

de l'ENSP. Par contre, les estimations de la prévalence de l'hypertension fondées sur les données des enquêtes sur la santé cardiovasculaire sont plus élevées que celles calculées d'après les données de l'ENSP, probablement parce qu'elles se fondent sur la mesure réelle de la tension artérielle plutôt que sur des valeurs auto-déclarées et des renseignements thérapeutiques. En outre, l'estimation de la prévalence du diabète calculée d'après les enquêtes sur la santé cardiovasculaire est un peu plus élevée (5 %) que celle obtenue d'après les données de l'ENSP.

On a couplé les données de l'ENSP et celles des fichiers sur la morbidité hospitalière séparément pour chaque province, mais on n'a réalisé aucun couplage interprovincial de données. Donc, les consultations survenues à l'extérieur de la province de résidence du malade ne sont pas incluses.

La capacité de coupler les données de l'ENSP à celles des dossiers des hôpitaux dépend de l'exactitude des numéros d'assurance-santé dans les deux ensembles de données. Le couplage n'a pu être effectué pour le Québec, le Manitoba ni Terre-Neuve, car les numéros d'identification qui figurent dans les dossiers des hôpitaux sont encodés différemment.

L'une des limitations de la présente étude tient au manque d'indicateurs de la gravité des problèmes de santé, gravité qui pourrait influencer l'état du malade. Idéalement, les données devraient être rajustées pour tenir compte de ce paramètre, mais les données nécessaires ne sont pas disponibles.

Tableau 1  
**Consultation d'un médecin au cours des 12 mois précédents, population à domicile de 12 ans et plus, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999**

	Population totale			Pourcentage comparatif de personnes qui ont consulté un médecin			Pourcentage comparatif de personnes qui ont consulté un médecin		
	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995	1996-1997	1998-1999
	(milliers)			%			%		
<b>Hommes et femmes</b>									
Total	23 950	24 590	24 920	80	80	81	80	80	81
12 à 14 ans	1 330	1 150	1 130	75	75	71*	...	...	...
15 à 24 ans	3 790	3 980	4 070	77	76	77	...	...	...
25 à 44 ans	9 620	9 710	9 550	79	77	79	...	...	...
45 à 64 ans	5 970	6 340	6 680	80	82	83*	...	...	...
65 ans et plus	3 250	3 420	3 490	90	90	91	...	...	...
<b>Hommes</b>									
Total	11 780	12 100	12 260	74	73	74	74	73	74
12 à 14 ans	710	580	600	68	70	73	...	...	...
15 à 24 ans	1 890	2 030	2 060	69	68	68	...	...	...
25 à 44 ans	4 810	4 850	4 780	71	68	70	...	...	...
45 à 64 ans	2 970	3 150	3 310	75	77	77	...	...	...
65 ans et plus	1 400	1 480	1 520	90	89	89	...	...	...
<b>Femmes</b>									
Total	12 140	12 500	12 660	86	87	87	86	87	87
12 à 14 ans	620	570	540	84	79	68*	...	...	...
15 à 24 ans	1 890	1 950	2 010	85	85	87	...	...	...
25 à 44 ans	4 810	4 860	4 770	86	87	88	...	...	...
45 à 64 ans	2 970	3 180	3 370	85	87	88*	...	...	...
65 ans et plus	1 850	1 940	1 970	89	90	91*	...	...	...
<b>Résidence</b>									
Rurale	4 020	4 310	4 620	75	77	77	75	77	77
Urbaine†	19 820	20 270	20 290	81	81	82	81	81	82
Données manquantes	100	10	10	75	--	--	--	--	...
<b>Catégorie de revenu du ménage</b>									
Inférieure	4 100	3 230	3 160	79	81	82	79	81	81
Moyenne-inférieure	6 860	6 190	6 120	80	79	80	80	78	79
Moyenne-supérieure	8 170	7 960	8 530	80	80	81	81	81	82
Supérieure	3 670	3 110	5 240	81	80	82	82	81	82
Données manquantes	1 140	4 100	1 860	80	80	79	79	80	79
<b>Province</b>									
Terre-Neuve	480	480	460	77	79	85*	77	80	85
Île-du-Prince-Édouard	110	110	110	83	80	87*	83	80	86
Nouvelle-Écosse	760	770	770	83	82	82	83	82	82
Nouveau-Brunswick	630	630	630	79	80	80	79	80	80
Québec	6 030	6 130	6 100	76	76	77	76	76	77
Ontario	9 050	9 320	9 460	83	82	83	83	82	83
Manitoba	890	900	890	81	80	83	81	81	83
Saskatchewan	790	800	810	80	80	83	80	79	83
Alberta	2 170	2 240	2 360	79	79	79	79	79	79
Colombie-Britannique	3 040	3 200	3 320	81	82	80	81	82	80

**Source des données :** Cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé  
**Nota :** Au moment de l'analyse, on ne disposait d'aucun programme bootstrap pour comparer les taux comparatifs au cours du temps. Par conséquent, les comparaisons entre 1994-1995 et 1998-1999 sont fondées sur les taux non corrigés. Comme l'écart entre les taux corrigés et non corrigés est faible, il est peu probable que les inférences fondées sur la comparaison des taux non corrigés soient erronées. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux.  
† Zone bâtie continue comptant au moins 1 000 habitants et dont la densité de population est d'au moins 400 habitants par kilomètre carré, d'après les données du recensement précédent.

... N'ayant pas lieu de figurer

-- Forte variabilité d'échantillonnage

\* Écart significatif par rapport à 1994-1995

proportion de personnes qui consultent fréquemment un médecin a diminué de 1994-1995 à 1998-1999. Font exceptions le Québec, Terre-Neuve et le Nouveau-Brunswick, où le taux est resté stable.

### **Consultation des dentistes ou des orthodontistes et assurance-soins dentaires**

En 1998-1999, 60 % de la population de 12 ans et plus ont dit avoir consulté un dentiste et (ou) un orthodontiste au moins une fois durant l'année qui a précédé l'enquête (tableau 2). La proportion de personnes qui ont consulté un de ces spécialistes diminue avec l'âge, passant de 84 % pour les jeunes de 12 à 14 ans à 40 % pour les personnes de 65 ans plus. Sauf pour le groupe des 65 ans et plus, les taux observés sont plus élevés pour les femmes que pour les hommes.

Environ 61 % de résidents des régions urbaines ont consulté un dentiste, comparativement à 54 % de résidents des régions rurales. Les trois cycles de l'enquête font ressortir cette disparité entre les régions urbaines et rurales.

La proportion de personnes qui ont consulté un dentiste varie fortement selon la province. Elle excède la moyenne nationale (60 %) en Ontario (66 %) et en Colombie-Britannique (63 %). La province où cette proportion a augmenté le plus est Terre-Neuve, où elle est passée de 36 % en 1994-1995 à 43 % en 1998-1999. Bien que la proportion de personnes qui ont consulté un médecin varie assez peu au fil du temps, la proportion de personnes de 15 ans et plus qui ont consulté un dentiste augmente lentement, mais régulièrement de 1978-1979 (48 %) à 1998-1999 (61 %) (données non présentées).

Selon l'ENSP de 1998-1999, 56 % de personnes de 12 ans et plus étaient couvertes à l'époque par une forme ou l'autre d'assurance-soins dentaires (tableau 3). Dans l'ensemble, le taux de couverture atteignait sa valeur la plus élevée pour les jeunes de 12 à 14 ans (environ 65 %), puis diminuait légèrement pour le groupe des 15 à 24 ans et augmentait de nouveau pour atteindre 63 % pour le

groupe des 25 à 44 ans. Le quart seulement des personnes de 65 ans et plus (25 %) étaient couvertes.

La proportion de la population couverte par une assurance-soins dentaires varie considérablement selon la province. Le Québec (41 %), l'Île-du-Prince-Édouard (43 %) et Terre-Neuve (44 %) affichent les taux de couverture les plus faibles, et l'Alberta (66 %) et l'Ontario (64 %), les taux les plus élevés. En Alberta, le taux de personnes couvertes par une assurance-soins dentaires est passé de 57 % en 1996-1997 à 66 % en 1998-1999, soit une hausse de 9 points de pourcentage. À Terre-Neuve, en Nouvelle-Écosse et en Ontario, l'augmentation a été de 4 à 5 points de pourcentage. Les écarts significatifs entre les taux d'assurance-soins dentaires selon le statut socioéconomique sont examinés plus loin, parallèlement aux facteurs socioéconomiques associés à l'utilisation d'autres services de santé.

### **Consultation de chiropraticiens et de praticiens des médecines douces**

En 1998-1999, 11 % de la population de 12 ans et plus ont dit avoir consulté un chiropraticien au cours de l'année précédente. Dans l'ensemble (hommes et femmes confondus), la proportion de personnes qui ont consulté un chiropraticien augmente avec l'âge, passant de 5 % pour les jeunes de 12 à 14 ans à 13 % pour le groupe des 45 à 64 ans. Les proportions sont à peu près les mêmes pour les hommes que pour les femmes. Les résidents des régions urbaines consultent les chiropraticiens en nombre proportionnellement moins élevé que ceux des régions rurales, situation sans doute due aux différences entre les régimes provinciaux d'assurance en ce qui concerne la couverture de ce genre de services.

En 1998-1999, environ 8 % de Canadiens de 12 ans et plus (1,9 million de personnes) ont consulté un praticien de la médecine douce durant l'année qui a précédé l'enquête. Les trois catégories principales de médecine douce sont la massothérapie (4 %), l'homéopathie (2 %) et l'acupuncture (2 %). Les jeunes filles et les femmes de 12 ans et plus recourent à une forme ou l'autre de médecine douce

## Utilisation des services de santé

Pour déterminer le nombre de *contacts avec les professionnels de la santé*, on a posé aux personnes qui ont participé à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) la question : « Sans compter les séjours dans un établissement de santé, au cours des 12 derniers mois, combien de fois avez-vous vu ou consulté par téléphone un(e) [lisez la catégorie] pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux : médecin de famille ou omnipraticien, spécialiste de la vue, autre médecin ou spécialiste, dentiste ou orthodontiste, chiropraticien? » D'après les réponses à cette question, on a construit une variable dérivée pour évaluer le nombre de contacts avec toute catégorie de médecin.

Les *gros utilisateurs ou utilisateurs fréquents de services médicaux* sont les personnes qui ont consulté un médecin au moins dix fois au cours des douze mois qui ont précédé l'entrevue.

Pour déterminer la proportion de personnes couvertes par une assurance-soins dentaires, on a posé la question : « Avez-vous une assurance qui couvre en partie ou en totalité les frais dentaires? ».

La question concernant la couverture par une assurance-médicaments et soins dentaires n'a pas été posée lors du cycle de 1994-1995 de l'ENSP. Afin qu'elle soit aussi inclusive que possible, la question de l'ENSP parle d'« assurance » plutôt que de « couverture par un régime de soins dentaires ». Les données de l'ENSP ne précisent ni la portée ni le genre de couverture pour soins dentaires. On ne possède non plus aucun renseignement sur la part des frais qu'une personne serait disposée à payer, alors que ce genre de dépense pourrait influencer sur le recours aux services d'un dentiste.

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'enquête : « Au cours des 12 derniers mois, est-ce que ... a vu ou consulté un intervenant en médecine douce, comme un acupuncteur, un naturopathe, un homéopathe ou un massothérapeute pour des troubles physiques, émotifs ou mentaux? » On s'est fondé sur les réponses à cette question pour calculer la proportion de personnes qui ont recouru aux services d'un *praticien des médecines douces*. Aux personnes qui ont répondu « oui », on a posé ensuite la question : « Quel genre d'intervenant... a-t-il (elle) vu ou consulté? ». Le choix de réponse était le suivant : massothérapeute, acupuncteur, homéopathe ou naturopathe, enseignant des techniques Feldenkrais ou Alexander, relaxologue, enseignant des techniques de rétroaction biologique, « rolfer », herboriste, réflexologue, guérisseur spirituel, guérisseur religieux, groupe d'entraide (comme les AA, les groupe de lutte contre le cancer, etc.) et autre. On ne possède aucune donnée sur la démarche suivie par les personnes qui recourent à la médecine douce, ni sur la fréquence des visites aux praticiens des médecines douces ou le coût de ces visites. En outre, l'absence de contact ne signifie pas nécessairement que la personne n'a pas utilisé de remède typique de la médecine douce.

On a demandé aux personnes qui ont participé à l'ENSP de préciser leur consommation de certains *médicaments* au cours du mois qui a précédé l'entrevue. Celles qui ont dit avoir pris un médicament durant ce mois ont dû indiquer le nombre de

médicaments qu'elles avaient pris au cours des deux derniers jours. Le fait d'avoir pris au moins trois médicaments différents ces deux jours-là est considéré comme un recours à la polymédication.

Pour déterminer la couverture par une *assurance-médicaments*, on a posé la question : « Avez-vous une assurance qui couvre les frais de médicaments d'ordonnance, en totalité ou en partie? » On a demandé aux personnes interrogées d'inclure les régimes privés, gouvernementaux ou offerts par l'employeur.

Pour déterminer l'utilisation des *services de soins à domicile*, on a posé la question : « Avez-vous reçu des services de soins à domicile au cours des 12 derniers mois? » Par services de soins à domicile, on entend des soins de santé ou des services d'aide familiale qui sont dispensés à domicile et dont le coût est assumé, entièrement ou en partie, par le gouvernement. En voici des exemples : soins infirmiers, aide pour prendre un bain, aide pour l'entretien ménager, service de relève, repas livrés à domicile. Les soins à domicile officiels ne représentent qu'une partie des soins prodigués à domicile. Bien que les personnes qui reçoivent des services de soins infirmiers à domicile aient probablement des besoins physiques plus importants, ou du moins, des besoins de soins plus spécialisés que ceux qui peuvent être prodigués par les membres du ménage, il est raisonnable de s'attendre à ce que, à bien des égards, les bénéficiaires de soins officiels à domicile ne diffèrent pas des personnes qui reçoivent des soins non officiels. Cependant, puisqu'on ne dispose d'aucune donnée sur les soins non officiels, les personnes qui ne recevaient que ce genre de soins n'ont pas été regroupées avec celles qui recevaient des soins officiels à domicile.

Lors du cycle de 1996-1997 de l'enquête, on a posé la question : « Avez-vous utilisé des services d'urgence au cours des douze derniers mois? ». La question n'a été posée ni en 1994-1995 ni en 1998-1999. Par *services d'urgence*, on entend des services médicaux reliés à des problèmes de santé graves qui nécessitent des soins immédiats.

Dans le contexte de l'ENSP, les données sur l'*hospitalisation* sont celles recueillies grâce à la question « Au cours des douze derniers mois, ... a-t-il (elle) passé la nuit comme patient(e) à l'hôpital, dans un foyer de soins infirmiers ou dans une maison de convalescence? » à laquelle il fallait répondre par oui ou par non. On n'a pas demandé quelle était la cause de l'hospitalisation. Les personnes qui ont passé plus de trois jours à l'hôpital durant la période observée sont classées dans la catégorie des utilisateurs fréquents des services hospitaliers.

Pour évaluer l'*accès aux services de santé et (ou) les besoins non satisfaits*, on a demandé aux personnes qui ont participé au cycle de 1996-1997 et de 1998-1999 de l'enquête de fournir des renseignements sur les délais éventuels concernant l'obtention de services de santé au cours des douze mois qui ont précédé l'enquête. La question précise était : « Au cours des douze derniers mois, y a-t-il eu un moment où vous avez eu besoin de services de santé mais ne les avez pas obtenus? »

Tableau 2

Consultation d'un dentiste/orthodontiste au cours des 12 mois précédents, population à domicile de 12 ans et plus, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999

	Population totale			Pourcentage comparatif de personnes qui ont consulté un dentiste/orthodontiste			Pourcentage comparatif de personnes qui ont consulté un dentiste/orthodontiste		
	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995	1996-1997	1998-1999
	(milliers)			%			%		
<b>Hommes et femmes</b>									
Total	23 950	24 590	24 920	56	58	60*	56	58	60
12 à 14 ans	1 330	1 150	1 130	78	81	84	...	...	...
15 à 24 ans	3 790	3 980	4 070	62	64	65	...	...	...
25 à 44 ans	9 620	9 710	9 550	59	62	62*	...	...	...
45 à 64 ans	5 970	6 340	6 680	52	56	59*	...	...	...
65 ans et plus	3 250	3 420	3 490	38	38	40	...	...	...
<b>Hommes</b>									
Total	11 780	12 100	12 260	55	56	57	55	56	57
12 à 14 ans	710	580	600	79	81	83	...	...	...
15 à 24 ans	1 890	2 030	2 060	61	60	63	...	...	...
25 à 44 ans	4 810	4 850	4 780	56	58	57	...	...	...
45 à 64 ans	2 970	3 150	3 310	52	55	56*	...	...	...
65 ans et plus	1 400	1 480	1 520	41	36	42	...	...	...
<b>Femmes</b>									
Total	12 140	12 500	12 660	57	61	62*	57	61	62
12 à 14 ans	620	570	540	77	80	85	...	...	...
15 à 24 ans	1 890	1 950	2 010	62	67	67	...	...	...
25 à 44 ans	4 810	4 860	4 770	63	66	67*	...	...	...
45 à 64 ans	2 970	3 180	3 370	52	58	62*	...	...	...
65 ans et plus	1 850	1 940	1 970	36	40	38	...	...	...
<b>Résidence</b>									
Rurale	4 020	4 310	4 620	48	52	54*	48	52	54
Urbaine†	19 820	20 270	20 290	58	60	61*	57	59	61
Données manquantes	100	10	10	--	--	--	--	--	--
<b>Catégorie de revenu du ménage</b>									
Inférieure	4 100	3 230	3 160	39	40	39	39	40	39
Moyenne-inférieure	6 860	6 190	6 120	48	50	47	48	51	48
Moyenne-supérieure	8 170	7 960	8 530	63	65	65	62	64	64
Supérieure	3 670	3 110	5 240	75	78	79*	76	78	79
Données manquantes	1 140	4 100	1 860	59	58	57	59	59	56
<b>Province</b>									
Terre-Neuve	480	480	460	38	40	44*	36	39	43
Île-du-Prince-Édouard	110	110	110	55	57	57	54	57	56
Nouvelle-Écosse	760	770	770	53	53	55	53	53	55
Nouveau-Brunswick	630	630	630	49	49	51	49	49	52
Québec	6 030	6 130	6 100	49	51	53*	49	51	53
Ontario	9 050	9 320	9 460	63	66	66*	63	66	66
Manitoba	890	900	890	53	56	58	53	57	59
Saskatchewan	790	800	810	43	45	49	43	46	49
Alberta	2 170	2 240	2 360	55	54	57	54	53	56
Colombie-Britannique	3 040	3 200	3 320	59	62	63	59	62	63

Source des données : Cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé

Nota : Au moment de l'analyse, on ne disposait d'aucun programme bootstrap pour comparer les taux comparatifs au cours du temps. Par conséquent, les comparaisons entre 1994-1995 et 1998-1999 sont fondées sur les taux non corrigés. Comme l'écart entre les taux corrigés et non corrigés est faible, il est peu probable que les inférences fondées sur la comparaison des taux non corrigés soient erronées. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux.

† Zone bâtie continue comptant au moins 1 000 habitants et dont la densité de population est d'au moins 400 habitants par kilomètre carré, d'après les données du recensement précédent.

... N'ayant pas lieu de figurer

-- Forte variabilité d'échantillonnage

\* Écart significatif par rapport à 1994-1995

Tableau 3  
**Assurance-soins dentaires, population à domicile de 12 ans et plus, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1996-1997 et 1998-1999**

	Population totale		Pourcentage comparatif de personnes couvertes par une assurance-soins dentaires		Pourcentage comparatif de personnes couvertes par une assurance-soins dentaires	
	1996-1997	1998-1999	1996-1997	1998-1999	1996-1997	1998-1999
	(milliers)		%		%	
<b>Hommes et femmes</b>						
Total	24 590	24 920	53	56*	52	56
12 à 14 ans	1 150	1 130	52	65*	...	...
15 à 24 ans	3 980	4 070	54	58*	...	...
25 à 44 ans	9 710	9 550	62	63	...	...
45 à 64 ans	6 340	6 680	55	59*	...	...
65 ans et plus	3 420	3 490	21	25*	...	...
<b>Hommes</b>						
Total	12 100	12 260	53	56*	52	56
12 à 14 ans	580	600	51	67*	...	...
15 à 24 ans	2 030	2 060	52	57*	...	...
25 à 44 ans	4 850	4 780	61	61	...	...
45 à 64 ans	3 150	3 310	55	60*	...	...
65 ans et plus	1 480	1 520	24	29*	...	...
<b>Femmes</b>						
Total	12 500	12 660	52	56*	53	56
12 à 14 ans	570	540	53	64*	...	...
15 à 24 ans	1 950	2 010	56	58	...	...
25 à 44 ans	4 860	4 770	62	66*	...	...
45 à 64 ans	3 180	3 370	54	58*	...	...
65 ans et plus	1 940	1 970	20	23*	...	...
<b>Résidence</b>						
Rurale	4 310	4 620	46	50*	46	49
Urbaine†	20 270	20 290	54	58*	54	58
Données manquantes	10	10	--	--	--	--
<b>Catégorie de revenu du ménage</b>						
Inférieure	3 230	3 160	23	30*	24	31
Moyenne-inférieure	6 190	6 120	41	41	42	42
Moyenne-supérieure	7 960	8 530	66	65	64	63
Supérieure	3 110	5 240	75	78*	70	75
Données manquantes	4 100	1 860	50	49	51	48
<b>Province</b>						
Terre-Neuve	480	460	41	45*	40	44
Île-du-Prince-Édouard	110	110	47	43	47	43
Nouvelle-Écosse	770	770	48	53*	49	54
Nouveau-Brunswick	630	630	52	55	52	55
Québec	6 130	6 100	39	41	39	41
Ontario	9 320	9 460	60	64*	60	64
Manitoba	900	890	55	55	56	56
Saskatchewan	800	810	48	53	50	55
Alberta	2 240	2 360	57	67*	57	66
Colombie-Britannique	3 200	3 320	58	59	58	59

**Source des données :** Cycles de 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé

**Nota :** Au moment de l'analyse, on ne disposait d'aucun programme bootstrap pour comparer les taux comparatifs au cours du temps. Par conséquent, les comparaisons entre 1996-1997 et 1998-1999 sont fondées sur les taux non corrigés. Comme l'écart entre les taux corrigés et non corrigés est faible, il est peu probable que les inférences fondées sur la comparaison des taux non corrigés soient erronées. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux.

† Zone bâtie continue comptant au moins 1 000 habitants et dont la densité de population est d'au moins 400 habitants par kilomètre carré, d'après les données du recensement précédent.

... N'ayant pas lieu de figurer

-- Forte variabilité d'échantillonnage

\* Écart significatif par rapport à 1996-1997



en proportion deux fois plus élevée (10 %) que leurs homologues masculins (environ 5 %).

La proportion de personnes qui consultent les chiropraticiens et les praticiens de la médecine douce varie considérablement d'une province à l'autre, probablement en fonction des catégories de services couvertes par les divers régimes provinciaux d'assurance-santé.

### **Consommation de médicaments et assurance-médicaments**

La consommation de plusieurs médicaments, ou polymédication, peut poser un risque d'interaction médicamenteuse indésirable causée par l'usage inapproprié d'un médicament<sup>4</sup>. L'évaluation de la polymédication permet aussi de se faire une idée du rôle réservé à la pharmacothérapie dans le traitement médical de la maladie chronique. En 1998-1999, environ 11 % de la population de 12 ans et plus ont dit avoir consommé au moins trois médicaments d'ordonnance durant les deux jours qui ont précédé l'entrevue. La polymédication est plus prononcée chez les femmes (14 %) que chez les hommes (9 %). Elle a aussi tendance à être plus répandue à Terre-Neuve (15 %), ainsi qu'à l'Île-du-Prince-Édouard et au Nouveau-Brunswick (13 %) que dans les autres provinces.

La part de la population couverte par une assurance-médicaments est à la hausse<sup>5</sup>. Chez les personnes appartenant aux catégories inférieures de revenu, l'augmentation du taux de couverture est sans doute due en partie aux régimes provinciaux d'assurance-santé. En revanche pour les catégories supérieures de revenu, elle est vraisemblablement due à l'achat d'une assurance personnelle ou à la couverture par un régime d'assurance collective offert par l'employeur. Selon les données de l'ENSP de 1998-1999, environ 74 % de la population de 12 ans et plus ont dit être couverts par une assurance-médicaments. La couverture par une assurance-médicaments a tendance à être plus faible chez les jeunes ou les personnes âgées au Canada (tableau 4).

La proportion de personnes couvertes par une assurance-médicaments varie aussi selon la province,

passant d'un peu plus de la moitié (55 %) en Saskatchewan à 82 % au Québec.

La proportion de 55 % observée en Saskatchewan semble faible compte tenu de l'existence, dans cette province, d'un régime d'assurance-médicaments. Cependant, la perception qu'une personne peut avoir d'un tel régime peut tenir à l'existence d'une franchise annuelle ou d'une coassurance. En Saskatchewan, la plupart des résidents paient, par personne ou par famille, une franchise semi-annuelle de 850 \$, sans compter la coassurance de 35 %. Par conséquent, certaines personnes peuvent ne pas considérer qu'elles bénéficient d'un régime d'assurance médicaments.

L'augmentation spectaculaire de la proportion de personnes ayant une assurance-médicaments au Québec est probablement due à l'adoption d'une loi visant à ce que tous les résidents de la province soient couverts par un régime d'assurance-médicaments<sup>6</sup>. L'augmentation de la proportion de personnes couvertes par une assurance-médicaments pourrait aussi tenir à une meilleure connaissance des avantages offerts à l'heure actuelle par divers programmes provinciaux d'assurance-santé. La diminution du taux de chômage durant la période pourrait aussi jouer un rôle, puisque l'accès à un régime d'assurance-médicaments dépend de la situation d'activité.

### **Services de soins à domicile**

On estime qu'en 1998-1999, 613 000 Canadiens adultes, soit 3 % de la population de 18 ans et plus, ont reçu des services de soins à domicile au cours des douze mois qui ont précédé l'enquête. Environ le tiers avaient moins de 65 ans, preuve que les soins à domicile ne se limitent pas à des services de soins gériatriques. Cependant, cette tranche de la population compte une proportion beaucoup plus faible de bénéficiaires de services de soins à domicile que le groupe de personnes d'âge plus avancé. En effet, 1 % seulement de la population à domicile de 65 ans et plus, mais 8 % des personnes de 65 à 79 ans et 28 % des celles de 80 ans et plus ont dit avoir reçu ce genre de services.

Tableau 4  
**Assurance-médicaments, population à domicile de 12 ans et plus, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1996-1997 et 1998-1999**

	Population totale		Pourcentage comparatif de personnes couvertes par une assurance-médicaments		Pourcentage comparatif de personnes couvertes par une assurance-médicaments	
	1996-1997	1998-1999	1996-1997	1998-1999	1996-1997	1998-1999
	(milliers)		%		%	
<b>Hommes et femmes</b>						
Total	24 590	24 920	61	74*	61	74
12 à 14 ans	1 150	1 130	56	71*	...	...
15 à 24 ans	3 980	4 070	53	68*	...	...
25 à 44 ans	9 710	9 550	65	75*	...	...
45 à 64 ans	6 340	6 680	65	77*	...	...
65 ans et plus	3 420	3 490	51	72*	...	...
<b>Hommes</b>						
Total	12 100	12 260	61	73*	61	73
12 à 14 ans	580	600	56	72*	...	...
15 à 24 ans	2 030	2 060	50	66*	...	...
25 à 44 ans	4 850	4 780	65	74*	...	...
45 à 64 ans	3 150	3 310	65	77*	...	...
65 ans et plus	1 480	1 520	55	72*	...	...
<b>Femmes</b>						
Total	12 500	12 660	61	74*	61	74
12 à 14 ans	570	540	56	70*	...	...
15 à 24 ans	1 950	2 010	57	70*	...	...
25 à 44 ans	4 860	4 770	65	76*	...	...
45 à 64 ans	3 180	3 370	65	76*	...	...
65 ans et plus	1 940	1 970	48	72*	...	...
<b>Résidence</b>						
Rurale	4 310	4 620	56	68*	56	68
Urbaine†	20 270	20 290	62	75*	62	75
Données manquantes	10	10	--	--	--	--
<b>Catégorie de revenu du ménage</b>						
Inférieure	3 230	3 160	38	58*	38	56
Moyenne-inférieure	6 190	6 120	53	65*	53	64
Moyenne-supérieure	7 960	8 530	73	79*	72	79
Supérieure	3 110	5 240	76	86*	74	85
Données manquantes	4 100	1 860	55	70*	56	70
<b>Province</b>						
Terre-Neuve	480	460	57	62*	56	62
Île-du-Prince-Édouard	110	110	58	57	58	57
Nouvelle-Écosse	770	770	67	75*	67	75
Nouveau-Brunswick	630	630	63	67	63	67
Québec	6 130	6 100	55	82*	54	82
Ontario	9 320	9 460	66	74*	66	74
Manitoba	900	890	47	64*	48	65
Saskatchewan	800	810	40	55*	40	55
Alberta	2 240	2 360	67	76*	67	76
Colombie-Britannique	3 200	3 320	62	67*	62	67

**Source des données :** Cycles de 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé

**Nota :** Au moment de l'analyse, on ne disposait d'aucun programme bootstrap pour comparer les taux comparatifs au cours du temps. Par conséquent, les comparaisons entre 1996-1997 et 1998-1999 sont fondées sur les taux non corrigés. Comme l'écart entre les taux corrigés et non corrigés est faible, il est peu probable que les inférences fondées sur la comparaison des taux non corrigés soient erronées. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux.

† Zone bâtie continue comptant au moins 1 000 habitants et dont la densité de population est d'au moins 400 habitants par kilomètre carré, d'après les données du recensement précédent.

... N'ayant pas lieu de figurer

-- Forte variabilité d'échantillonnage

\* Écart significatif par rapport à 1996-1997

L'utilisation des services de soins à domicile par les résidents des régions rurales et urbaines varie peu. Pareillement, les écarts d'une province à l'autre sont faibles. Le taux d'utilisation varie de 1 % à l'Île-du-Prince-Édouard à 3 % en Nouvelle-Écosse, en Ontario, au Manitoba, en Saskatchewan et en Colombie-Britannique.

### Services hospitaliers d'urgence

En 1998-1999, 21 % de la population de 12 ans et plus ont utilisé des services d'urgence. Le taux d'utilisation a tendance à être plus élevé pour les femmes (29 %) que pour les hommes (19 %). La variation de l'utilisation des services d'urgence selon l'âge diffère de la courbe habituelle voulant que le taux augmente avec l'âge. En général, ce sont les groupes des 15 à 24 ans et des 25 à 44 ans qui affichent les taux les plus élevés, qu'il s'agisse des hommes ou des femmes. Ces résultats reflètent peut-être les taux assez élevés de traumatismes et d'affections aiguës, comme les crises d'asthme, chez les jeunes.

### Hospitalisation

D'après l'ENSP de 1997-1998, 7 % de membres de la population à domicile ont été hospitalisés durant l'année qui a précédé l'enquête (tableau 5). Dans l'ensemble (hommes et femmes confondus), le taux d'utilisation augmente avec l'âge, passant de 3 % pour le groupe des 12 à 14 ans à 16 % pour celui des 65 ans et plus. Les femmes sont non seulement plus susceptibles que les hommes d'être hospitalisées, mais la répartition de l'utilisation des services hospitaliers selon l'âge diffère aussi selon le sexe. Chez l'homme, le taux d'hospitalisation est plus élevé pour le groupe des 12 à 14 ans que pour ceux des 15 à 24 ans et de 25 à 44 ans, puis il diminue avec l'âge. Chez la femme, le taux d'hospitalisation augmente avec l'âge jusqu'au groupe des 25 à 44 ans (vraisemblablement à cause des grossesses), diminue pour le groupe des 45 à 64 ans, puis atteint un sommet pour le groupe des 65 ans et plus.

C'est le Nouveau-Brunswick qui affiche le taux d'hospitalisation le plus élevé (12 %) et l'Ontario, l'Alberta et la Colombie-Britannique qui enregistrent le taux le plus faible (7 %). La tendance est à la

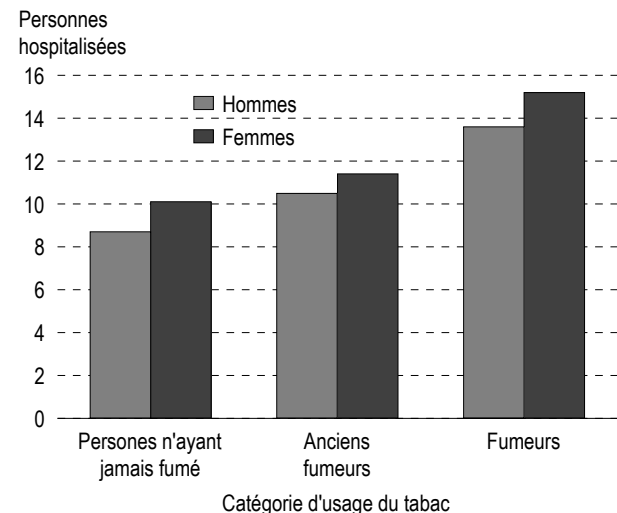
baisse pour toutes les provinces, sauf le Nouveau-Brunswick, où le taux est passé de 9 % à 12 %.

En 1998-1999, 5 % de la population ont séjourné au moins trois jours à l'hôpital. Comme il faut s'y attendre, les taux d'hospitalisation les plus élevés sont observés pour les personnes les plus âgées chez lesquels la prévalence des maladies chroniques est plus forte. Parmi les personnes de 65 ans et plus, 13 % ont été hospitalisés pendant au moins trois jours.

Au Nouveau-Brunswick, 8 % de la population ont passé au moins trois jours à l'hôpital, alors que pour l'Ontario, l'Alberta et la Colombie-Britannique, la proportion est de 4 %. Dans toutes les provinces, sauf le Nouveau-Brunswick, la proportion de personnes hospitalisées au moins trois jours a diminué de 1994-1995 à 1998-1999. Au Nouveau-Brunswick, la proportion est demeurée stable. En 1994-1995, elle était de 7 % et en 1998-1999, de 8 %.

Graphique 1

**Pourcentage comparatif de membres de la population à domicile ayant 25 ans et plus en 1994-1995 qui ont été hospitalisés au moins une fois au cours des 30 mois suivants, selon la catégorie d'usage du tabac et le sexe, sept provinces†**



**Source des données :** Fichier de partage des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 couplé aux fichiers de données sur la morbidité hospitalière pour la période de 1994-1995 à 1997-1998

**Nota :** N'inclut pas les hospitalisations liées à la grossesse.  
† Exclusion de Terre-Neuve, du Québec et du Manitoba.

Tableau 5  
**Hospitalisation au cours des 12 mois précédents, population à domicile de 12 ans et plus, selon certaines caractéristiques, Canada, territoires non compris, 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999**

	Population totale			Pourcentage comparatif de personnes hospitalisées			Pourcentage comparatif de personnes hospitalisées		
	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995	1996-1997	1998-1999	1994-1995	1996-1997	1998-1999
	(milliers)			%			%		
<b>Hommes et femmes</b>									
Total	23 950	24 590	24 920	9	8	7*	9	8	7
12 à 14 ans	1 330	1 150	1 130	2	3	3	...	...	...
15 à 24 ans	3 790	3 980	4 070	9	6	5*	...	...	...
25 à 44 ans	9 620	9 710	9 550	9	8	6*	...	...	...
45 à 64 ans	5 970	6 340	6 680	8	7	7*	...	...	...
65 ans et plus	3 250	3 420	3 490	17	15	16*	...	...	...
<b>Hommes</b>									
Total	11 780	12 100	12 260	7	6	6*	7	7	6
12 à 14 ans	710	580	600	2	3	5	...	...	...
15 à 24 ans	1 890	2 030	2 060	6	4	3*	...	...	...
25 à 44 ans	4 810	4 850	4 780	5	5	3*	...	...	...
45 à 64 ans	2 970	3 150	3 310	8	7	7	...	...	...
65 ans et plus	1 400	1 480	1 520	17	16	17	...	...	...
<b>Femmes</b>									
Total	12 140	12 500	12 660	12	10	9*	12	10	9
12 à 14 ans	620	570	540	2	2	2	...	...	...
15 à 24 ans	1 890	1 950	2 010	11	8	8*	...	...	...
25 à 44 ans	4 810	4 860	4 770	13	11	9*	...	...	...
45 à 64 ans	2 970	3 180	3 370	9	7	6*	...	...	...
65 ans et plus	1 850	1 940	1 970	17	14	15	...	...	...
<b>Résidence</b>									
Rurale	4 020	4 310	4 620	10	10	8*	10	10	8
Urbaine†	19 820	20 270	20 290	9	8	7*	9	8	7
Données manquantes	100	10	10	--	--	--	--	--	--
<b>Catégorie de revenu du ménage</b>									
Inférieure	4 100	3 230	3 160	14	11	12*	14	11	12
Moyenne-inférieure	6 860	6 190	6 120	10	9	9	9	9	8
Moyenne-supérieure	8 170	7 960	8 530	7	7	7	7	8	7
Supérieure	3 670	3 110	5 240	8	6	5*	9	7	5
Données manquantes	1 140	4 100	1 860	10	7	6*	10	7	6
<b>Province</b>									
Terre-Neuve	480	480	460	9	10	8	10	10	8
Île-du-Prince-Édouard	110	110	110	11	11	9*	11	11	9
Nouvelle-Écosse	760	770	770	10	9	9	10	9	9
Nouveau-Brunswick	630	630	630	9	11	12	9	11	12
Québec	6 030	6 130	6 100	10	9	8*	10	9	8
Ontario	9 050	9 320	9 460	9	7	7*	9	7	7
Manitoba	890	900	890	10	9	8	10	9	8
Saskatchewan	790	800	810	10	8	8*	9	8	8
Alberta	2 170	2 240	2 360	10	7	7*	10	8	7
Colombie-Britannique	3 040	3 200	3 320	8	8	7*	8	8	7

**Source des données :** Cycles de 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, échantillon transversal, Fichier santé

**Nota :** Au moment de l'analyse, on ne disposait d'aucun programme bootstrap pour comparer les taux comparatifs au cours du temps. Par conséquent, les comparaisons entre 1994-1995 et 1998-1999 sont fondées sur les taux non corrigés. Comme l'écart entre les taux corrigés et non corrigés est faible, il est peu probable que les inférences fondées sur la comparaison des taux non corrigés soient erronées. Les données ayant été arrondies, leur somme peut ne pas correspondre aux totaux.

† Zone bâtie continue comptant au moins 1 000 habitants et dont la densité de population est d'au moins 400 habitants par kilomètre carré, d'après les données du recensement précédent.

... N'ayant pas lieu de figurer

-- Forte variabilité d'échantillonnage

\* Écart significatif par rapport à 1994-1995

## Profil de risque des personnes hospitalisées

Pour pousser plus loin l'analyse de l'hospitalisation, on a couplé le fichier de partage des données de l'ENSP de 1994-1995 aux données sur la morbidité hospitalière recueillies pour 1994-1995, 1995-1996, 1996-1997 et 1997-1998 dans sept provinces. Les personnes les plus susceptibles d'être hospitalisées sont les personnes âgées et les personnes souffrant d'une maladie chronique. Ce sont généralement des hommes présentant des facteurs socioéconomiques confusionnels, comme un faible revenu et un faible

niveau de scolarité, ainsi qu'une plus forte prévalence des facteurs de risque.

En plus du statut socioéconomique (examiné plus loin), les prédicteurs de l'hospitalisation comptent les facteurs suivants :

- *Usage du tabac.* Les taux comparatifs montrent que les fumeurs (14,7 %, intervalle de confiance de 95 % : 13,0-16,3) sont hospitalisés plus souvent que les personnes qui n'ont jamais fumé (9,8 %, intervalle de confiance de 95 % : 8,6-11,0) et que les anciens fumeurs (11,3 %, intervalle de confiance de 95 % : 10,1-12,5) (graphique 1) (voir *État de santé et*

### État de santé et comportements qui influent sur la santé

Pour évaluer l'*état de santé général*, on a posé la question : « En général, diriez-vous que votre santé est : excellente? Très bonne? Bonne? Passable? Mauvaise? »

*Problèmes de santé chroniques :* On a demandé aux personnes qui ont participé à l'ENSP si elles souffraient de certains problèmes 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 l'intervieweur a lu une liste de problèmes de santé. Ceux qui sont inclus dans l'analyse sont l'hypertension, le diabète, l'asthme, l'arthrite ou le rhumatisme, les maux de dos, la bronchite chronique ou l'emphysème, la maladie cardiaque, le cancer, les troubles dus à un accident vasculaire cérébral, l'incontinence urinaire, la cataracte, le glaucome, la migraine, la sinusite, l'épilepsie, ainsi que les ulcères à l'estomac et à l'intestin.

Les *catégories d'usage du tabac* sont les suivantes : fumeur — personne qui, à l'heure actuelle, fume quotidiennement ou à l'occasion; ancien fumeur — personne qui, anciennement, fumait quotidiennement ou à l'occasion; personne n'ayant jamais fumé — personne qui n'a jamais consommé de cigarette.

On a défini les *catégories de consommation quotidienne de cigarettes* suivantes : de 1 à 24 cigarettes — fumeur quotidien qui consomme de 1 à 24 cigarettes par jour; 25 cigarettes et plus — fumeur quotidien qui fume au moins 25 cigarettes par jour; personne n'ayant jamais fumé ou ancien fumeur — personne qui fume à l'occasion ou qui n'a jamais fumé.

On a défini les *catégories de buveurs* suivantes : buveur régulier — consommation d'au moins un verre par mois; buveur occasionnel — consommation de moins d'un verre par mois; ancien buveur — personne qui n'a pas consommé un seul verre d'alcool au cours des 12 derniers mois; abstinent — personne n'ayant jamais bu

d'alcool). Lors de l'analyse par régression, on a comparé les buveurs réguliers ou occasionnels aux non-buveurs et aux abstinentes.

On a défini les catégories de *consommation d'alcool* suivantes : gros buveur — personne qui boit tous les jours, au moins trois verres par jour; petit buveur — personnes qui boit tous les jours, mais moins de trois verres par jour ou buveur occasionnel — non-buveur — personne qui n'a pas bu un seul verre au cours des 12 derniers mois ou personne qui n'a jamais bu.

L'*activité physique*, évaluée d'après l'indice d'activité physique, est catégorisée comme suit :

Personne active : personne dont la dépense moyenne d'énergie est égale ou supérieure à 1,5 kcal/kg/jour.

Personne inactive : personne dont la dépense d'énergie est inférieure à 1,5 kcal/kg/jour.

L'*exercice quotidien* se fonde sur la fréquence mensuelle des activités physiques d'une durée de plus de 15 minutes.

Exercice quotidien : au moins 30 fois par mois.

Exercice non quotidien : moins de 30 fois par mois.

Pour évaluer la survenue de *blessures*, on a posé la question : « Au cours des 12 derniers mois, vous êtes-vous blessé(e) suffisamment pour que votre blessure limite vos activités normales? »

On a calculé le *poids corporel* des personnes de 15 à 49 ans, sauf les femmes enceintes, selon la formule suivante : indice de masse corporelle (IMC) = poids (kg)/carré de la taille (mètres) et on a défini les quatre catégories de masse corporelle suivantes : poids insuffisant, IMC inférieur à 20; poids normal, IMC variant de 20 à 24,9; léger surpoids, IMC variant de 25 à 27; poids excessif, IMC supérieur à 27. Par régression, on a comparé le poids normal au léger surpoids et au poids excessif.

Tableau 6

Rapport corrigé pour l'âge et le sexe des cotes exprimant le risque d'une hospitalisation au cours des 30 mois suivants, membres de la population à domicile ayant 25 ans et plus en 1994-1995, selon certaines caractéristiques, sept provinces<sup>†</sup>

	Les deux sexes (corrigé pour le sexe et l'âge)		Hommes (corrigé pour l'âge)		Femmes (corrigé pour l'âge)	
	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Catégorie de revenu du ménage</b>						
Inférieure	1,41*	1,06 - 1,87	1,33	0,85 - 2,06	1,52 *	1,03 - 2,25
Moyenne-inférieure	1,31*	1,03 - 1,68	1,18	0,81 - 1,72	1,41	0,99 - 1,99
Moyenne-supérieure	1,36*	1,07 - 1,73	1,33	0,94 - 1,89	1,38	0,96 - 1,97
Supérieure <sup>‡</sup>	1,00	...	1,00	...	1,00	...
<b>Niveau de scolarité</b>						
Pas de diplôme d'études secondaires	1,57*	1,26 - 1,96	1,49 *	1,08 - 2,04	1,71 *	1,27 - 2,31
Diplôme d'études secondaires	1,34	0,99 - 1,80	1,08	0,70 - 1,67	1,61 *	1,08 - 2,38
Certaines études postsecondaires	1,23	0,98 - 1,54	0,99	0,70 - 1,41	1,50 *	1,12 - 2,00
Diplôme d'études postsecondaires <sup>‡</sup>	1,00	...	1,00	...	1,00	...
<b>État de santé et utilisation des services de santé</b>						
Au moins une journée d'incapacité <sup>§</sup>	1,68*	1,36 - 2,06	1,64 *	1,19 - 2,26	1,65 *	1,27 - 2,16
Douleur et maux <sup>§</sup>	1,44*	1,12 - 1,85	1,27	0,83 - 1,96	1,49 *	1,09 - 2,04
Séjour d'une nuit à l'hôpital <sup>§</sup>	2,23*	1,81 - 2,76	3,95 *	2,83 - 5,50	2,06 *	1,57 - 2,70
<b>Poids</b>						
Insuffisant	1,02	0,74 - 1,39	1,24	0,68 - 2,24	1,01	0,69 - 1,47
Excessif	1,29*	1,08 - 1,53	1,07	0,82 - 1,41	1,55 *	1,24 - 1,94
Normal <sup>‡</sup>	1,00	...	1,00	...	1,00	...
<b>Catégorie d'usage du tabac</b>						
Fumeur	1,73*	1,41 - 2,11	1,68 *	1,18 - 2,40	1,72 *	1,32 - 2,23
Ancien fumeur	1,25*	1,03 - 1,52	1,28	0,93 - 1,78	1,10	0,85 - 1,43
Personne n'ayant jamais fumé <sup>‡</sup>	1,00	...	1,00	...	1,00	...
<b>Consommation quotidienne de cigarettes</b>						
1 à 24	1,48*	1,20 - 1,82	1,42	0,98 - 2,07	1,53 *	1,18 - 2,00
25 et plus	2,10*	1,61 - 2,73	1,88 *	1,29 - 2,75	2,48 *	1,68 - 3,66
Aucune <sup>‡</sup>	1,00	...	1,00	...	1,00	...
<b>Catégorie de buveur</b>						
Buveur quotidien	0,86	0,65 - 1,13	0,88	0,48 - 1,62	0,85	0,61 - 1,18
Buveur occasionnel	0,97	0,69 - 1,35	1,08	0,52 - 2,23	0,86	0,60 - 1,24
Ancien buveur	1,14	0,85 - 1,54	1,42	0,74 - 2,70	0,97	0,69 - 1,36
Abstinent <sup>‡</sup>	1,00	...	1,00	...	1,00	...
<b>Consommation d'alcool</b>						
Gros buveur	0,26*	0,12 - 0,55	0,25 *	0,11 - 0,59	0,11	0,00 - >99,00
Petit buveur	0,83	0,69 - 1,00	0,74	0,54 - 1,02	0,88	0,69 - 1,12
Non-buveur <sup>‡</sup>	1,00	...	1,00	...	1,00	...
<b>Activité physique</b>						
Personne active <sup>§</sup>	0,77*	0,64 - 0,92	0,78 *	0,62 - 0,99	0,70 *	0,56 - 0,88
Exercice quotidien <sup>§</sup>	0,88	0,74 - 1,05	0,91	0,70 - 1,21	0,82	0,65 - 1,04
<b>Situation psychosociale</b>						
Dépression <sup>§</sup>	1,74*	1,23 - 2,46	1,09	0,56 - 2,11	1,99 *	1,31 - 3,05
Stress au travail <sup>§</sup>	1,00	1,00 - 1,01	1,00	0,99 - 1,00	1,01	1,00 - 1,01
Pas de soutien social <sup>§</sup>	1,14	0,90 - 1,43	0,98	0,71 - 1,34	1,31	0,94 - 1,81
Pas d'événement récent <sup>§</sup>	0,75*	0,62 - 0,91	0,72 *	0,54 - 0,97	0,77 *	0,61 - 0,98
Stress <sup>§</sup>	1,40*	1,12 - 1,75	1,09	0,75 - 1,59	1,59 *	1,18 - 2,15
<b>Problèmes de santé chroniques</b>						
Hypertension <sup>§</sup>	1,38*	1,14 - 1,68	1,47 *	1,08 - 2,00	1,37 *	1,08 - 1,76
Diabète <sup>§</sup>	1,40*	1,01 - 1,93	1,46	0,92 - 2,31	1,31	0,80 - 2,14
Maladie cardiaque <sup>§</sup>	1,81*	1,45 - 2,27	2,06 *	1,45 - 2,91	1,53 *	1,12 - 2,09
Asthme <sup>§</sup>	1,86*	1,36 - 2,56	1,18	0,66 - 2,10	2,50 *	1,72 - 3,63
Cancer <sup>§</sup>	1,66*	1,13 - 2,44	1,76	0,91 - 3,42	1,54	0,96 - 2,48
Séquelles d'un accident vasculaire cérébral <sup>§</sup>	2,14*	1,28 - 3,55	1,30	0,56 - 3,02	3,36 *	1,67 - 6,77
Aucun problème de santé de longue durée <sup>§</sup>	0,57*	0,46 - 0,71	0,52 *	0,38 - 0,72	0,62 *	0,47 - 0,82

Source des données : Fichier de partage des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 couplé aux fichiers de données sur la morbidité hospitalière couvrant la période de 1994-1995 à 1997-1998

Nota : N'inclut pas les hospitalisations liées à la grossesse.

† Exclusion de Terre-Neuve, du Québec et du Manitoba.

‡ Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,00.

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

\*  $p \leq 0,05$

comportements qui influent sur la santé). L'effet important de l'usage courant du tabac sur le risque d'hospitalisation est sensiblement le même chez les femmes et chez les hommes (tableau 6). L'analyse des taux corrigés pour tenir compte de l'âge et du sexe montre aussi que la cote exprimant le risque d'hospitalisation est plus faible pour les anciens fumeurs que pour les personnes qui fument couramment, preuve supplémentaire que renoncer au tabac a un effet bénéfique pour la santé.

Certaines études laissent entendre que les analyses statistiques pourraient produire une surestimation de l'effet de l'usage du tabac parce qu'elles ne tiennent pas compte de facteurs de risque concurrents<sup>7</sup>. Par exemple, certains écarts entre les fumeurs et les non-fumeurs pourraient tenir à la catégorie professionnelle ou au groupe social auquel ils appartiennent, puisqu'il existe généralement une corrélation entre ces caractéristiques et les habitudes quant à l'usage du tabac<sup>7</sup>. Cependant, même si l'on

Tableau 7

Rapports corrigé de cotes exprimant le risque d'hospitalisation au cours des 30 mois suivants - membres de la population à domicile ayant 25 ans et plus en 1994-1995 - selon certaines caractéristiques - sept provinces<sup>†</sup>

	Les deux sexes (tous les facteurs de risque inclus dans le modèle)		Les deux sexes (usage du tabac et consommation d'alcool exclus du modèle)		Les deux sexes (consommation d'alcool exclue du modèle)		Hommes (tous les facteurs de risque inclus dans le modèle)		Femmes (tous les facteurs de risque inclus dans le modèle)	
	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %	Rapports de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
<b>Sexe<sup>‡</sup></b>	0,97	0,81 - 1,16	0,97	0,82 - 1,16	0,94	0,79 - 1,12	...	...	...	...
<b>Âge</b>	1,04*	1,03 - 1,05	1,04*	1,03 - 1,04	1,04*	1,03 - 1,05	1,05*	1,04 - 1,06	1,03*	1,03 - 1,04
<b>Catégorie de revenu du ménage</b>										
Inférieure	1,19	0,87 - 1,63	1,32	0,96 - 1,80	1,22	0,90 - 1,66	1,16	0,74 - 1,81	1,27	0,82 - 1,98
Moyenne	1,25	0,95 - 1,54	1,25	0,98 - 1,59	1,21	0,95 - 1,54	1,11	0,77 - 1,59	1,28	0,88 - 1,85
Supérieure <sup>§</sup>	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...
<b>Niveau de scolarité</b>										
Pas de diplôme d'études secondaires	1,36*	1,07 - 1,74	1,47*	1,16 - 1,87	1,39*	1,10 - 1,77	1,41	1,00 - 1,99	1,37	0,99 - 1,90
Diplôme d'études secondaires	1,26	0,92 - 1,73	1,31	0,96 - 1,80	1,27	0,93 - 1,74	1,09	0,70 - 1,70	1,39	0,91 - 2,13
Certaines études post- secondaires	1,15	0,91 - 1,47	1,20	0,94 - 1,52	1,16	0,92 - 1,47	0,95	0,67 - 1,36	1,37*	1,01 - 1,86
Diplôme d'études post- secondaires <sup>§</sup>	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...
<b>Poids corporel</b>										
Insuffisant	0,86	0,61 - 1,22	0,91	0,65 - 1,29	0,88	0,62 - 1,25	0,83	0,41 - 1,66	0,93	0,63 - 1,39
Excessif	1,23*	1,04 - 1,47	1,24*	1,04 - 1,47	1,25*	1,05 - 1,49	1,03	0,78 - 1,37	1,48*	1,17 - 1,86
Normal <sup>§</sup>	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...
<b>Activité physique</b>										
Personne active <sup>††</sup>	0,81*	0,69 - 0,97	0,80*	0,67 - 0,95	0,81*	0,68 - 0,97	0,82	0,64 - 1,05	0,81	0,63 - 1,04
<b>Consommation quotidienne de cigarettes</b>										
Aucune <sup>§</sup>	1,00	...	...	...	1,00	...	1,00	...	1,00	...
1 à 24	1,42*	1,14 - 1,77	...	...	1,41*	1,13 - 1,75	1,38	0,93 - 2,04	1,45*	1,08 - 1,94
25 et plus	1,99*	1,51 - 2,62	...	...	1,90*	1,45 - 2,49	1,86*	1,25 - 2,76	2,21*	1,46 - 3,33
<b>Consommation d'alcool</b>										
Gros buveur	0,22*	0,10 - 0,54	...	...	...	...	0,21*	0,08 - 0,55	0,11	0,00 - >99,00
Petit buveur	0,84	0,69 - 1,03	...	...	...	...	0,70*	0,50 - 0,98	0,94	0,73 - 1,21
Non-buveur <sup>§</sup>	1,00	...	...	...	...	...	1,00	...	1,00	...

**Source des données :** Fichier de partage des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 couplé aux fichiers de données sur la morbidité hospitalière couvrant la période de 1994-1995 à 1997-1998

**Nota :** N'inclut pas les hospitalisations liées à la grossesse.

† Exclusion de Terre-Neuve - du Québec et du Manitoba.

‡ La catégorie de référence est celle des hommes.

§ Catégorie de référence pour laquelle le rapport de cotes est toujours égal à 1,00

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

... N'ayant pas lieu de figurer

\*  $p \leq 0,05$

inclut d'autres facteurs de risque dans le modèle, on constate que la cote exprimant le risque d'hospitalisation est plus élevée pour les personnes qui fument au moins 25 cigarettes par jour (cote de 2,0, intervalle de confiance de 95 % : 1,5-2,6) chez les autres (tableau 7). En outre, aussi bien chez les hommes que chez les femmes, la cote exprimant le risque d'hospitalisation augmente parallèlement au nombre de cigarettes fumées par jour.

### Caractéristiques psychosociales

Les *événements négatifs récents* sont traités comme une variable dichotomique dont la valeur est déterminée d'après l'indice corrigé d'événements récents (0 contre 1 à 10). Les événements négatifs récents incluent la violence physique, la grossesse non souhaitée, l'avortement ou la fausse couche, les difficultés financières graves et les problèmes graves au travail ou à l'école.

Le *soutien social* est défini d'après l'indice de perception du soutien social. Cet indice comprend quatre éléments qui indiquent si les personnes interrogées estiment qu'elles ont quelqu'un à qui elles peuvent se confier, quelqu'un sur qui elles peuvent compter, quelqu'un qui peut leur donner des conseils et quelqu'un qui leur donne le sentiment d'être aimé(e). Le soutien social perçu est autant plus important que la cote est élevée.

Le *stress* est traité comme une variable dichotomique d'après l'indice général de stress chronique. Cet indice général de stress se fonde sur des questions qui sont pertinentes pour toutes les personnes qui participent à l'enquête. Les facteurs de stress incluent la surcharge d'activités, les difficultés financières et les problèmes relationnels. On a comparé les personnes qui obtiennent une cote de 4 à 11 à celles qui obtiennent une cote de 0 à 3.

Conformément à la méthode de Kessler *et al.*<sup>8</sup>, l'ENSP se fonde, pour déceler un épisode dépressif majeur (EDM), sur un sous-ensemble de questions de la *Composite International Diagnostic Interview*. Ces questions couvrent un groupe de symptômes du trouble dépressif qui sont énumérés dans le *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux* (DSM-III-R)<sup>9</sup>. Les réponses à ces questions sont évaluées sur une échelle à cinq points et la cote obtenue transformée en une estimation de la probabilité d'un diagnostic d'EDM. Les personnes pour lesquelles la probabilité estimative est de 0,9, autrement dit pour lesquelles la certitude d'un diagnostic positif est de 90 %, sont classées dans la catégorie des personnes ayant vécu un épisode dépressif au cours des 12 mois qui ont précédé l'entrevue.

• *Activité physique et poids*. Après correction pour tenir compte de l'âge et du sexe, les données indiquent que les hommes et les femmes physiquement inactifs sont plus susceptibles d'être hospitalisés que ceux et celles qui sont actifs (12,3 % contre 3,10 %,  $p < 0,01$ ). C'est pour les femmes les moins actives dont le poids est excessif que le lien est le plus évident (tableau 6). Si l'on introduit d'autres facteurs de risque dans le modèle, les résultats demeurent statistiquement significatifs pour les femmes dont le poids est excessif (tableau 7). Pour les hommes et les femmes regroupés, après l'ajout d'autres facteurs de risque dans le modèle, l'exercice et l'excès de poids sont des facteurs statistiquement significatifs.

• *Consommation d'alcool*. Selon les taux comparatifs calculés ici, les non-buveurs (13,1 %, IC de 95 % : 11,4-14,9) sont hospitalisés en proportion presque deux fois plus forte que les gros buveurs (7,3 %, IC de 95 % : 3,9-10,7). Cependant, le taux d'hospitalisation est également élevé pour les personnes qui boivent quotidiennement, mais sans excès. Si l'on tient compte de l'effet de l'âge, les données montrent que la cote exprimant le risque d'hospitalisation est nettement plus faible pour les hommes qui sont de gros buveurs que pour les non-buveurs. Les résultats demeurent statistiquement significatifs si l'on tient compte de l'effet d'autres facteurs de risque (tableau 7).

L'explication du taux d'hospitalisation beaucoup plus élevé observé pour les non-buveurs que pour les buveurs occasionnels et les gros buveurs pourrait tenir à des facteurs de risque confusionnels. Ainsi, la consommation d'alcool pourrait être interdite aux personnes qui souffrent d'une maladie chronique ou d'une affection qui les obligent à prendre des médicaments d'ordonnance. En outre, le fait que, selon certaines études, les gros buveurs ne soient pas nécessairement de plus gros utilisateurs des services de santé que les personnes qui boivent peu tient sans doute à ce que les gros buveurs omettent souvent de se faire soigner quand ils ont des problèmes de santé<sup>10,11</sup>.

• *Dépression*. Les femmes déprimées sont plus susceptibles d'être hospitalisées que celles qui ne le sont pas (taux comparatifs : 18,7 % contre 11,5 %,



$p < 0,01$ ). Cette relation ne s'observe pas pour les hommes (voir *Caractéristiques psychosociales*).

- *Problèmes de santé chroniques.* Comme il faut s'y attendre, les personnes qui ne souffrent d'aucun problème de santé chronique, y compris l'hypertension, le diabète, l'asthme et les séquelles d'un accident vasculaire cérébral, sont moins susceptibles que les autres d'être hospitalisées (taux corrigés pour l'âge et le sexe : 8,1 % contre 13,1 %,  $p < 0,01$ ). Les femmes atteintes de dépression, d'asthme, de séquelles d'un accident vasculaire cérébral ou d'hypertension sont plus susceptibles que les autres d'être hospitalisées; chez les hommes, il en est de même pour ceux qui souffrent d'une maladie cardiaque ou d'hypertension (tableau 6).

- Se considérer en bonne santé est associé au fait de ne pas subir d'hospitalisation.

### Mécontentement grandissant

La proportion de Canadiens qui déclarent avoir eu besoin de services de santé mais ne pas les avoir obtenus est passée de 4 % en 1994-1995 à 6 % en 1998-1999. Ce changement graduel paraît peu important, mais, du point de vue de la santé publique, une faible variation de la prévalence touchant la population dans son ensemble a plus d'effet qu'une forte variation ne touchant qu'une faible proportion de la population<sup>12</sup>. En valeur absolue, la variation susmentionnée correspond à la différence entre 1,1 million de personnes en 1994-1995 et 1,5 million en 1998-1999. Une plus forte proportion de femmes (7 %) que d'hommes (5 %) ont l'impression que leurs besoins ne sont pas satisfaits.

Une question importante est celle de savoir si le nombre supplémentaire de personnes dont les besoins de services de santé ne sont pas satisfaits représente un sous-ensemble de la population dont les besoins ne sont jamais satisfaits ou si la composition de la population dont les besoins ne sont pas satisfaits évolue au fil du temps.

Grâce aux données du fichier longitudinal de l'ENSP, il est possible d'examiner la distribution des personnes qui ont dit avoir eu besoin de services de santé mais ne pas les avoir obtenus en 1994-1995, 1996-1997 et 1998-1999. Du sous-ensemble de la population totale (4 % dont les besoins n'étaient pas

satisfaits en 1994-1995, environ 7 % ont fait cette déclaration lors des trois cycles de l'enquête et 70 %, uniquement lors du premier cycle. Les autres (23 %) ont déclaré soit une fois soit deux fois que leurs besoins n'avaient pas été satisfaits pour l'ensemble des trois cycles de l'enquête. Notons toutefois que les données ne permettent pas de déterminer si la nature des besoins qui ne sont pas satisfaits évolue ou non avec le temps. En outre, comme l'évaluation des besoins de services de santé non satisfaits se fonde sur des renseignements auto-déclarés, il est impossible de juger de la gravité de la situation. Le mécontentement pourrait varier d'une légère contrariété à une insatisfaction considérable.

Brièvement, si l'on considère l'ensemble de la population, 79 % de personnes ne mentionnent aucun besoin de services de santé insatisfaits lors d'aucun des trois cycles de l'enquête. Environ 19 % déclarent une seule fois que leurs besoins n'ont pas été satisfaits et les 2 % restants le font au moins deux fois.

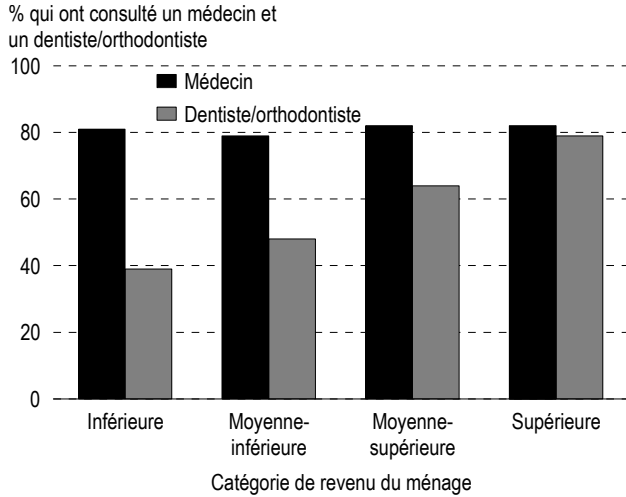
### Caractéristiques socioéconomiques et disparités

En raison de l'universalité des régimes publics d'assurance-santé en ce qui concerne les services médicaux indispensables, l'écart entre les proportions de personnes qui ont ou non consulté un médecin observées pour les diverses catégories de revenu du ménage n'est pas significatif (tableau 1). Parallèlement, les personnes appartenant aux catégories inférieures de revenu sont beaucoup plus susceptibles que les autres de recourir fréquemment aux services d'un médecin. Parmi celles qui appartiennent à la catégorie la plus inférieure de revenu, 17 % disent avoir consulté un médecin au moins dix fois, alors que pour la catégorie supérieure de revenu, la proportion est de 8 %.

Contrairement à ce que l'on observe pour la consultation des médecins, le recours aux services d'un dentiste varie considérablement en fonction du statut socioéconomique, tel que mesuré par le niveau de revenu du ménage (voir *Caractéristiques socioéconomiques*). Ainsi, 39 % de personnes classées dans la catégorie inférieure de revenu ont consulté

Graphique 2

**Pourcentage comparatif de membres de la population à domicile de 12 ans et plus qui ont consulté un médecin et un dentiste/orthodontiste au cours des 12 derniers mois, selon la catégorie de revenu du ménage, Canada, territoires non compris, 1998-1999**



Source des données : Enquête nationale sur la santé de la population de 1998-1999, échantillon transversal, Fichier santé

un dentiste durant l'année qui a précédé l'entrevue, comparativement à 70 % pour celles appartenant à la catégorie supérieure de revenu, soit un écart de 40 points de pourcentage (tableau 2). L'association entre le revenu et l'obtention de soins dentaires est encore beaucoup plus prononcée que celle entre le revenu et la consultation des médecins (graphique 2). Cette différence tient au fait qu'aux termes de la *Loi canadienne sur la santé*, les services des médecins sont considérés comme médicalement indispensables, tandis que ceux des dentistes ne le sont pas.

De 1994-1995 à 1998-1999, la proportion de personnes qui ont consulté un dentiste est passée de 56 % à 60 %. La hausse s'observe selon le sexe, le lieu de résidence (région urbaine ou rurale) et la province. Cependant, la ventilation selon la catégorie de revenu demeure assez stable pendant toute la période. Les augmentations sont habituellement observées pour les catégories de revenu les plus élevées, si bien qu'en 1998-1999, l'écart entre les catégories inférieure et supérieure de revenu s'était accentué. En 1994-1995, l'écart entre les catégories inférieure et supérieure de revenu du ménage était de 35 points de pourcentage (39 %

comparativement à 76 %), alors qu'en 1998-1999, il se chiffrait à 42 points de pourcentage (39 % comparativement à 79 %).

La couverture par un régime d'assurance-soins dentaires est, elle aussi, fortement associée au revenu du ménage (tableau 3). Le taux de couverture est plus de deux fois plus élevé pour le niveau de revenu le plus élevé que pour le niveau le plus faible (78 % contre 30 %).

Les Canadiens qui appartiennent à la catégorie supérieure de revenu sont plus susceptibles de recourir aux services de chiropraticiens et de praticiens des médecines douces que les personnes dont le revenu est faible. De 1994-1995 à 1998-1999, la prévalence du recours à la médecine douce a augmenté pour toutes les catégories de revenu du ménage, de sorte que l'écart entre les taux de consultation des praticiens des médecines douces observé pour les catégories inférieure et supérieure

### Caractéristiques socioéconomiques

La catégorie *vit seul(e)* est définie comme suit :

Vit seul(e) (taille du ménage = 1)

Ne vit pas seul(e) (taille du ménage supérieure à 1).

La *catégorie de revenu du ménage* est déterminée en tenant compte du revenu du ménage ainsi que du nombre de personnes qui composent ce dernier.

Catégorie de revenu	Taille du ménage	Revenu total du ménage
Inférieure	De 1 à 4 personnes	Moins de 10 000 \$
	5 personnes ou plus	Moins de 15 000 \$
Moyenne-inférieure	1 ou 2 personnes	De 10 000 \$ à 14 999 \$
	3 ou 4 personnes	De 10 000 \$ à 19 999 \$
	5 personnes ou plus	De 15 000 \$ à 29 999 \$
Moyenne	1 ou 2 personnes	De 15 000 \$ à 29 999 \$
	3 ou 4 personnes	De 20 000 \$ à 39 999 \$
	5 personnes ou plus	De 30 000 \$ à 59 999 \$
Moyenne-supérieure	1 ou 2 personnes	De 30 000 \$ à 59 999 \$
	3 ou 4 personnes	De 40 000 \$ à 79 999 \$
	5 personnes ou plus	De 60 000 \$ à 79 000 \$
Supérieure	1 ou 2 personnes	60 000 \$ ou plus
	3 personnes ou plus	80 000 \$ ou plus

de revenu s'est accentué. En 1994-1995, environ 4 % de membres de la catégorie inférieure de revenu et 6 % de membres de la catégorie supérieure ont consulté des praticiens des médecines douces. En 1998-1999, les taux correspondants étaient de 6 % et de 10 %.

La proportion de personnes qui prennent plusieurs médicaments diminue à mesure qu'augmente le revenu du ménage. En effet, 16 % de personnes appartenant à la catégorie inférieure de revenu prenaient plusieurs médicaments, mais 10 % seulement de personnes classées dans la catégorie supérieure.

Bien qu'on n'observe aucune variation graduelle de l'utilisation des services de soins à domicile financés par l'État en fonction du niveau de revenu, la cote exprimant la possibilité de recourir à ce genre de services est plus élevée pour les personnes qui appartiennent à la catégorie inférieure que pour

celles qui appartiennent à la catégorie supérieure. L'écart entre les catégories inférieure et supérieure de revenu s'est accentué de 1994-1995 (5 %) à 1998-1999 (7 %). Les personnes qui appartiennent à la catégorie inférieure de revenu sont également plus susceptibles d'être hospitalisées pendant au moins trois jours — 8% pour le niveau de revenu le plus faible et 3 % pour le niveau de revenu le plus élevé.

Les données de l'ENSP de 1996-1997 révèlent aussi une association inverse entre l'utilisation des services d'urgence des hôpitaux et le niveau de revenu du ménage. La proportion de personnes qui ont utilisé des services hospitaliers d'urgence est de 24 % pour celles appartenant à la catégorie inférieure de revenu et de 19 % pour celles appartenant à la catégorie supérieure.

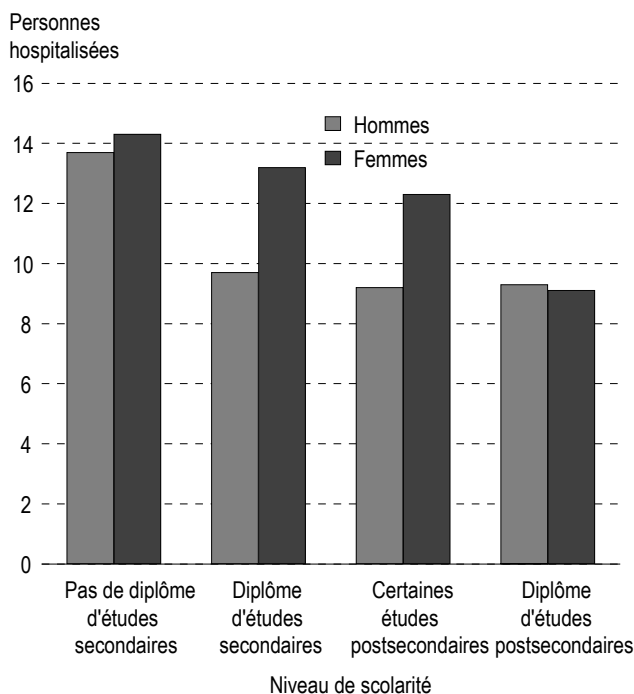
La proportion de personnes appartenant à la catégorie inférieure de revenu qui disent ne pas avoir obtenu de soins au moment où elles en avaient besoin (10 %) est plus forte que pour les autres catégories.

Le couplage des données de l'ENSP de 1994-1995 aux données hospitalières montre qu'il existe une relation nette entre le statut socioéconomique (tel que mesuré par les niveaux de revenu et de scolarité) et l'hospitalisation.

Selon les taux comparatifs, pour la période observée, la proportion d'hommes et de femmes qui ont été hospitalisés est plus forte pour la catégorie inférieure de revenu (12,9 %) que pour la catégorie supérieure (8,5 %,  $p=0,03$ ). On note un lien explicite entre le revenu et l'utilisation des services hospitaliers. La cote exprimant le risque d'hospitalisation est plus élevée pour les personnes dont le revenu est le plus faible que pour celles dont le revenu est le plus élevé (tableau 6). Cependant, si l'on introduit d'autres facteurs de risque dans le modèle, les résultats observés pour le revenu ne sont plus statistiquement significatifs (tableau 7), probablement à cause de la corrélation entre les facteurs de risque et le statut socioéconomique.

Les hommes et les femmes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires sont plus susceptibles d'être hospitalisés (13,8 %, intervalle de confiance de 95 % : 12,0-15,6) que leurs homologues qui ont fait

Graphique 3  
**Pourcentage comparatif de membres de la population à domicile ayant 25 ans et plus en 1994-1995 qui ont été hospitalisées au moins une fois au cours des 30 mois suivants, selon le niveau de scolarité et le sexe, sept provinces†**



**Source des données :** Fichier de partage des données de l'Enquête nationale sur la santé de la population de 1994-1995 couplé aux fichiers de données sur la mortalité hospitalière couvrant la période de 1994-1995 à 1997-1998

**Nota :** N'inclut pas les hospitalisations liées à la grossesse.

† Exclusion de Terre-Neuve, du Québec et du Manitoba.

des études collégiales ou universitaires (9,3 %, intervalle de confiance de 95 % : 9,7-10,7). Il existe une association manifeste entre le niveau de scolarité et l'utilisation des services hospitaliers, les personnes dont le niveau de scolarité est faible utilisant davantage ces services que celles qui ont décroché au moins leur diplôme d'études secondaires (graphique 3). Si l'on corrige les données pour tenir compte de l'effet de l'âge et du sexe, la cote exprimant le risque d'une hospitalisation reste plus élevée pour les personnes dont le niveau de scolarité est faible (tableau 6). Si l'on tient compte en outre de l'effet des facteurs de risque, le lien entre l'hospitalisation et le niveau de scolarité demeure significatif (tableau 7). Si l'on supprime l'usage du tabac et la consommation d'alcool du modèle, l'effet du niveau de scolarité sur le risque d'une hospitalisation future s'accroît, sans doute parce que la corrélation entre les facteurs de risque et le statut socioéconomique affaiblit le lien entre le niveau de scolarité et l'hospitalisation.

### **Mot de la fin**

Dans une large mesure, le régime universel de soins médicaux mis en place par le Canada garantit l'accès équitable aux services médicaux et hospitaliers, mais n'assure pas nécessairement un bon état de santé. Les Canadiens qui vivent dans un ménage à faible revenu sont plus susceptibles que ceux dont le revenu est élevé de recourir fréquemment aux services des médecins et aux services d'urgence des hôpitaux, d'être hospitalisés, de prendre plusieurs médicaments et d'avoir besoin de services de soins à domicile. Les personnes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires (particulièrement les femmes) sont deux fois plus susceptibles que les autres d'être hospitalisées. Toutes ces observations indiquent que l'état de santé des Canadiens dont le revenu est faible est moins bon que celui des autres.

Les disparités importantes en ce qui concerne l'accès aux services de santé non couverts par le régime canadien d'assurance-santé (comme les soins dentaires) reflètent la répartition inégale de la couverture pour ces services au sein de la population. Par exemple, les jeunes Canadiens, les Canadiens âgés et ceux dont le revenu est faible sont moins

susceptibles d'être couverts par un régime d'assurance-soins dentaires et médicaments. Le taux élevé de couverture observé pour le groupe des personnes d'âge mûr pourrait refléter les avantages sociaux offerts par les employeurs. Ces inégalités persistent malgré l'augmentation de la couverture de l'assurance-médicaments et soins dentaires observée dans la plupart des provinces.

La proportion croissante de personnes qui déclarent que leurs besoins de services de santé ne sont pas satisfaits pourrait refléter le mécontentement grandissant du public qui se voit obligé d'attendre plus longtemps pour obtenir des soins.

L'utilisation des services de soins à domicile est vraisemblablement sous-estimée parce qu'il n'existe aucune définition normalisée de ce genre de services. Le virage progressif vers la prestation de soins communautaires et le vieillissement de la population expliquent probablement le recours plus fréquent aux services de soins à domicile. Parallèlement, la plupart des soins non officiels sont prodigués par des membres de la famille, des amis ou des voisins<sup>10</sup>. Le vieillissement de la population et l'augmentation correspondante du nombre de personnes souffrant de maladies chroniques qu'il est préférable de traiter à domicile, ainsi que les progrès de la pharmacothérapie et des autres traitements qui permettent aux malades de sortir plus rapidement de l'hôpital laisse entendre que la demande de services de soins à domicile efficaces augmentera au cours des vingt prochaines années.

L'âge, le faible revenu, ne pas avoir terminé ses études secondaires, se juger en mauvaise santé, ainsi que fumer, être physiquement inactif, avoir un excès de poids et ne pas consommer d'alcool sont des caractéristiques qui sont toutes associées à une probabilité plus forte d'être hospitalisé. Les personnes qui ont des problèmes de santé, y compris celles qui souffrent de dépression, d'hypertension, de diabète, d'une maladie cardiaque, de séquelles d'un accident vasculaire cérébral ou d'asthme, sont également plus susceptibles que les autres d'être hospitalisées.

L'écart entre les taux d'hospitalisation liés à l'usage du tabac observés pour les hommes et pour les

femmes vaut la peine d'être étudié plus en profondeur. Par exemple, selon certaines études réalisées antérieurement, le risque relatif d'hospitalisation était plus faible pour les femmes que pour les hommes qui fument<sup>13</sup>. Le risque relatif plus faible observé pour les fumeuses tenait, pensait-on, au fait que l'exposition moyenne de ces dernières aux effets de la cigarette est plus faible, parce qu'elles commencent à fumer plus tard et fument un moins grand nombre de paquets de cigarettes par jour que leurs homologues masculins<sup>14</sup>.

Cette explication était peut-être valide à l'époque, mais les différences entre les habitudes de consommation du tabac des hommes et des femmes se sont estompées au fil du temps<sup>14</sup>. Aujourd'hui, les adolescentes fument plus que les adolescents, tendance qui, à long terme, aura sans doute des répercussions significatives sur les profils de morbidité, d'hospitalisation et d'espérance de vie des femmes au Canada. ●

Pour plus de renseignements, s'adresser à Helen Johansen (613-722-5770; johahel@statcan.ca) ou à Wayne J. Millar (613-951-1631; millway@statcan.ca), Division de la statistique de la santé, Statistique Canada.

## Références

1. R.G. Evans, M.L. Barer, T.R. Marmor eds. « *Why Are Some People Healthy and Others Not?* », First edition. New York: Aldine De Gruyter, 1994.
2. J.L. Tambay, 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).
3. D. Yeo, H. Mantel, T. Liu, « Bootstrap Variance Estimation for the National Population Health Survey », Paper presented at the *American Statistical Association, Proceedings of the Survey Research Methods Section*, Baltimore, août, 1999.
4. W.J. Millar, « La polymédication chez les personnes âgées », *Rapports sur la santé*, 9(4), 1998, p. 11-18 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
5. J. Lexchin, « Income class and pharmaceutical expenditure in Canada: 1964-1990 », *Canadian Journal of Public Health*, 87(1), 1996, p. 46-51.
6. W.J. Millar, « Disparités des régimes d'assurance-médicaments », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 9-30 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).
7. J.J. Weinkam, W. Rosenbaum, T.D. Sterling, « Smoking and hospital utilization », *Social Science and Medicine*, (24)11, 1984, p. 983-986.
8. R.C. Kessler, K.A. McGonagle, S. Zhao *et al.* « Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States: Results from the National Comorbidity Survey », *Archives of General Psychiatry*, 51, 1994, p. 8-19.
9. American Psychiatric Association. « *Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux* », troisième édition, Washington, DC, American Psychiatric Association, 1989.
10. R.Z. Goetzel, D.R. Anderson, R.W. Whitmer *et al.* and the Health Enhancement Research Organization (HERO) Research Committee. « The relationship between modifiable health risks and health care expenditures: An analysis of the Multi-Employer HERO Health Risk and Cost Database », *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 40(10), 1998, p. 843-854.
11. R.L. Bertera, « The effects of behaviour risks on absenteeism and health-care costs in the workplace », *Journal of Occupational Medicine*, 33, 1991, p. 1119-1124.
12. J.E. Miller, L.B. Russel, M. Davis *et al.* « Biomedical risk factors for hospital admission in older adults », *Medical Care*, 36(3), 1998, p. 411-421.
13. K.T. Hegemann, A.M. Fraser, R.P. Keaney *et al.* « The effect of age at smoking initiation on lung cancer risk », *Epidemiology*, 4(5), 1993, p. 444-448.
14. J.P. Pierce, M.C. Fiore, T.E. Novotny *et al.* « Trends in cigarette smoking in the United States: Projections to the year 2000 », *Journal of the American Medical Association*, 261, 1989, p. 61.