

**LES DÉTERMINANTS DE L'ACCÈS AUX SOINS DE SANTÉ DE
PREMIÈRE LIGNE AU QUÉBEC**

**Hani Guend
Anne-Laure Tesson**

Inédits / Working papers, n° 2009-03

Centre - Urbanisation Culture Société

INRS
Université d'avant-garde

www.ucs.inrs.ca

Les déterminants de l'accès aux soins de santé de première ligne au Québec

Dr. Hani GUEND
Anne-Laure TESSERON

Dr. Hani GUEND et Anne-Laure TESSERON
Centre - Urbanisation Culture Société
Institut national de la recherche scientifique
Montréal, QC, Canada

Ce papier a été présenté en session posters au 2^e symposium annuel de la collaboration en recherche sur les politiques liées à la population, au travail et à la famille (CPTF). Gatineau (Québec) les 7 et 8 décembre 2006.

Avril 2009

Hani Guend et Anne-Laure Tesson
hani.guend@ucs.inrs.ca
altesson@yahoo.fr

Centre - Urbanisation Culture Société
Institut national de la recherche scientifique
385, rue Sherbrooke Est
Montréal (Québec) H2X 1E3

Téléphone : (514) 499-4000
Télécopieur : (514) 499-4065

Cette recherche a bénéficié du support financier du
Conseil de Recherche en Sciences Humaines du
Canada grâce à une subvention générale accordée au
Centre - Urbanisation Culture Société et d'une
subvention ordinaire accordée au Dr. Guend.

Révision linguistique : Hani Guend, Anne-Laure
Tesson et Lucie Gougeon.

RÉSUMÉ

Même sous un régime d'assurance universelle, certaines personnes éprouvent des difficultés à accéder aux soins de santé primaires. Cette recherche identifie les facteurs individuels et sociaux qui contribuent à ces difficultés au Québec. Les données proviennent du fichier de données à grande diffusion de l'ESCC (2.1). Nous développons trois modèles de régressions logistiques pour tester la signifiante des associations des variables explicatives à la variable expliquée, par référence au modèle comportemental de l'accès aux soins de santé. La variable dépendante est dichotomique et rend compte de l'auto déclaration concernant les besoins non comblés. Les résultats suggèrent que l'insatisfaction des soins de santé est associée aux variables relatives au besoin plutôt qu'aux variables prédisposantes ou à celles liées aux ressources. Le facteur géographique est aussi insignifiant sauf pour la région de Québec.

Mots-clés : accès, soins de santé, Québec, Montréal, ESCC, barrières à l'accès.

ABSTRACT

Even under a universal regime of healthcare insurance, some people find it difficult to access primary healthcare. This research aims to identify individual and social factors that contribute to this difficulty in Québec. The data are extracted from the public use dataset of the CCHS (2.1). We fit three logistic regression models in order to test the significance of the associations of covariates with the outcome by reference to the behavioral model of access to care. The outcome is a dummy variable which accounts for self-reported unmet needs for care when they emerge. The results suggest unmet needs of healthcare is associated with needs variables rather than with predisposing or enabling resources variables. The geographic factor is also not significant save for the region of Québec.

Key words: access, healthcare, utilization, Quebec, Montreal, CCHS, barriers, unmet needs.

INTRODUCTION

Selon la *Loi canadienne sur la santé* (1984), l'objectif du système de santé est de « protéger, favoriser et améliorer le bien-être physique et mental des habitants du Canada et faciliter un accès satisfaisant aux services de santé, sans obstacles d'ordre financier ou autre » (Guest, 1995). L'implantation d'un système basé sur les besoins plutôt que sur le revenu a réduit les disparités d'utilisation, assuré un accès juste et équitable (Badgley, 1991; Eyles, Birch and Newbold, 1995) et réparti équitablement le fardeau des coûts (Shortt, 1999; Shortt and Shaw, 2003). Toutefois, l'accès aux soins de santé préoccupe toujours les décideurs, les praticiens et le public (Sanmartin, Gendron, Berthelot and Murphy, 2004). Il constituerait la plus grande faiblesse du système, en particulier l'accès aux spécialistes (Anonymous, 2004), d'où le sentiment de « crise du système de santé » ressenti par la population (Sanmartin, Gendron, Berthelot and Murphy, 2004; Rosenberg, 2002).

Cette étude cherche à caractériser les « barrières » qui limitent l'accès aux soins de santé primaires au Québec, en identifiant et en testant les associations entre les caractéristiques individuelles et environnementales et les besoins non satisfaits. Le but est d'apporter des éléments de réponse à la question qui motive cette investigation : pourquoi certaines personnes au Québec ne rencontrent-elles pas de difficultés pour accéder aux soins de santé primaires alors que d'autres rapportent de telles difficultés?

Au Québec, l'introduction du régime d'assurance médicament qui limite l'accès aux soins de santé des groupes les plus vulnérables a suscité de vives réactions (Anonymous, 2005, Gagnon, 2002) exacerbées par l'apparition des assurances privées. De toutes les provinces, le Québec cumulerait la plus faible accessibilité à un médecin de famille et le plus de difficultés d'accès aux soins routiniers. Un individu sur cinq ayant besoin de soins médicaux aurait de la difficulté d'y accéder (Sanmartin, Gendron, Berthelot and Murphy, 2004). Seulement 76 pour 100 des individus ont un médecin de famille alors que la moyenne canadienne est de 86 pour 100. Le temps d'attente moyen y était également relativement long (24 jours) aussi bien pour un médecin de famille que pour un spécialiste (Haggerty *et al.*, 2004). Entre 1992 et 1998, le temps d'attente pour le traitement du cancer du sein a augmenté de 37 pour 100 (Mayo, Scott, Shen, Henley, Goldberg and MacDonald, 2001). Moins d'un pour cent des répondants de *l'Enquête nationale sur la santé de la population* (ENSP) rapportent une indisponibilité ou inaccessibilité des services de soins attendus dans le secteur (Wilson and Rosenberg, 2002).

Des disparités importantes entre les régions persistent par rapport à plusieurs facteurs d'accès tels que la perception de la santé considérée comme une composante essentielle des besoins qui détermineraient l'utilisation des services; ce qui suggère que l'accès aux

soins primaires n'est pas provoqué par un manque d'approvisionnement mais par d'autres facteurs. Même sous un régime universel d'assurance maladie, l'accès aux soins de santé primaires demeure influencé par des facteurs individuels et sociaux qui déterminent le temps d'attente et l'utilisation des services (Mayo, Scott, Shen, Henley, Goldberg and MacDonald, 2001; Pampalon, Subramanian, and Jones, 1999).

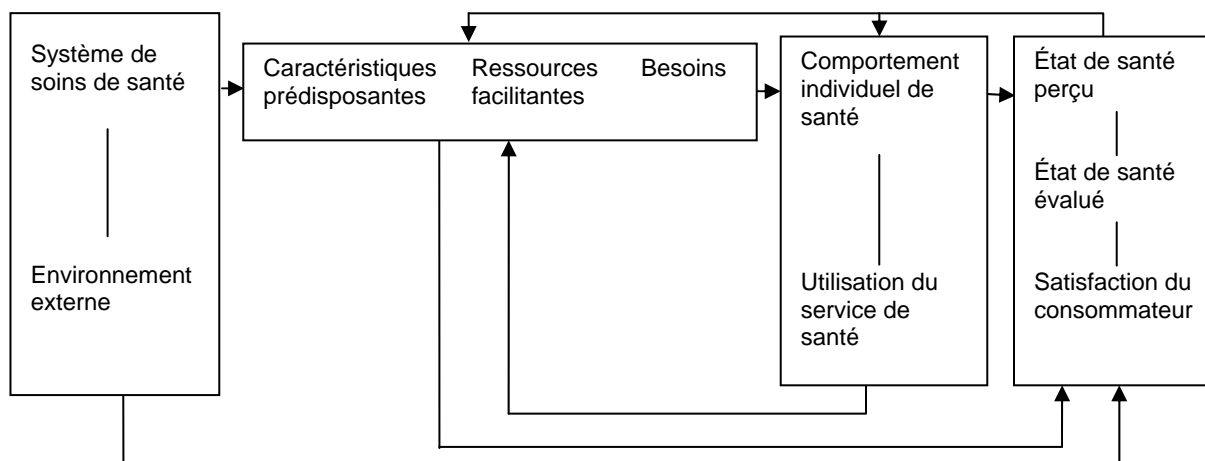
CADRE CONCEPTUEL

Le modèle comportemental (Andersen, 1995) d'accès aux soins de santé fournit le cadre conceptuel d'analyse de cette recherche. Se basant sur un postulat philosophique qui considère l'accès aux soins de santé comme un droit humain, Kehrer et Andersen développèrent le premier modèle comportemental qui a fourni dès son apparition, dans une forme simplifiée, un cadre conceptuel permettant d'organiser les diverses études sur l'accès aux soins et sur l'utilisation des services de santé aux États-Unis et au Canada (Kehrer 1972; Andersen, 1968).

Le modèle a fait l'objet de critiques (Mechanic, 1979; Rundall, 1981) conduisant au changement graduel, mais substantiel de sa formulation initiale, notamment grâce aux travaux d'Aday et collègues (Aday 1993; Aday and Andersen, 1981; 1974) et d'Andersen (Andersen, 1995). Initialement conçu autour de la famille comme unité d'analyse, mais les études empiriques ont rapidement orienté le modèle vers l'individu afin de dépasser les défis méthodologiques liés à l'étude de la famille. Ainsi, le modèle a gagné en complexité à travers l'intégration de nouvelles dimensions d'analyse et le raffinement du concept (Andersen, 1995). On fait désormais la différence entre l'accès potentiel qui fait plutôt référence à l'offre de services disponibles et l'accès effectif qui fait référence à l'utilisation réelle de ces services (Aday, Begley, Lairson and Slater, 1998).

La présente étude est centrée sur ce dernier et ses déterminants. Dans sa forme actuelle (figure I), le modèle fournit un outil d'analyse puissant pour identifier et tester les relations causales entre l'accès et les facteurs individuels et environnementaux. Nous l'utilisons donc comme cadre organisateur pour notre recherche sur l'accès aux soins de santé primaires au Québec.

Figure 1
Modèle comportemental de l'accès aux soins de santé²²



Note : Andersen, 1995.

DONNÉES

Les micros données analysées proviennent de l'*Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes*, cycle 2.1, 2003. L'ESCC fournit des données sur les régions sociosanitaires de chaque province et contient des informations sur des sujets relatifs à la santé des enquêtés aussi bien qu'aux services de soins délivrés dans chaque unité administrative. L'échantillon de l'ESCC se compose de 16 999 individus âgés de 15 à 80 ans représentant la province et de 1 709 représentant la région sociosanitaire de Montréal.

Le tableau 1 montre la composition de l'échantillon selon les caractéristiques démographiques, socioéconomiques et le statut de santé des répondants. Mises à part les variables *langue* et *origine ethnique* où il existe une surreprésentation du Français et une sous-représentation des minorités visibles, les modalités de toutes les autres variables ne présentent pas de problèmes de représentativité. Le Français est la langue parlée à plus de 90 pour 100 et 96 pour 100 des individus sont d'origine ethnique « blanc ». Si les répondants des deux sexes déclarent en majorité souffrir d'un problème de santé chronique, la proportion de femmes est largement supérieure à celle des hommes, 75 contre 64 pour 100. L'accès à un médecin de famille semble constituer un problème pour un peu moins du tiers des hommes et près du sixième des femmes. Près des neuf dixièmes, des répondants possèdent une assurance médicaments, et plus de la moitié possèdent une assurance couvrant les frais d'hôpitaux.

Tableau 1
Caractéristiques du sous échantillon, ESCC 2.1, Québec 2003

| Variables | Hommes | | Femmes | | Total | |
|-----------------------------------------|----------------------|-----------|----------------------|-----------|----------------------|------------|
| | Nombre de répondants | % | Nombre de répondants | % | Nombre de répondants | % |
| Âge en année | | | | | | |
| 20-34 | 2 318 | 21 | 2 728 | 21 | 5 046 | 21 |
| 35-49 | 3 199 | 29 | 3 279 | 25 | 6 478 | 27 |
| 50-64 | 3 223 | 30 | 3 701 | 28 | 6 924 | 29 |
| 65-79 | 1 807 | 17 | 2 679 | 20 | 4 486 | 19 |
| 80 &+ | 359 | 3 | 735 | 6 | 1 094 | 5 |
| Statut matrimonial | | | | | | |
| Marié | 4 528 | 36 | 4 730 | 32 | 9 258 | 34 |
| Union libre | 1 991 | 16 | 2 149 | 14 | 4 140 | 15 |
| Veuf/ Séparé/ Divorcé | 1 748 | 14 | 3 879 | 26 | 5 627 | 20 |
| Célibataire/ Jamais marié | 4 386 | 35 | 4 117 | 28 | 8 503 | 31 |
| Statut d'emploi | | | | | | |
| En emploi | 8 248 | 75 | 7 764 | 62 | 16 012 | 68 |
| Sans emploi | 2 707 | 25 | 4 836 | 38 | 7 543 | 32 |
| Niveau d'instruction atteint | | | | | | |
| Moins du diplôme d'étude sec. | 4 292 | 35 | 5 314 | 36 | 9 606 | 36 |
| Diplôme d'études secondaires | 1 521 | 12 | 2 037 | 14 | 3 558 | 13 |
| Certaines études postsecondaires | 772 | 6 | 877 | 6 | 1 649 | 6 |
| Diplôme d'études postsecondaires | 567 | 47 | 6 354 | 44 | 12 121 | 45 |
| Adéquation du revenu | | | | | | |
| Quartile du revenu le plus bas | 1 123 | 10 | 2 333 | 19 | 3 456 | 15 |
| Quartile du revenu bas-moyen | 2 509 | 23 | 3 146 | 26 | 5 655 | 25 |
| Quartile du revenu moyen-élevé | 4 038 | 38 | 4 172 | 34 | 8 210 | 36 |
| Quartile du revenu le plus élevé | 3 043 | 28 | 2 592 | 21 | 2 592 | 25 |
| Langues | | | | | | |
| Anglais | 737 | 8 | 959 | 8 | 1 696 | 8 |
| Français | 8 338 | 91 | 11 546 | 92 | 19 884 | 91 |
| Autre | 69 | 1 | 110 | 1 | 179 | 1 |
| Origines ethniques | | | | | | |
| Blanc | 11 400 | 96 | 13 572 | 96 | 24 972 | 96 |
| Minorité visible | 501 | 4 | 509 | 4 | 1 010 | 4 |
| Poids | | | | | | |
| Poids standard | 108 | 1 | 524 | 4 | 632 | 3 |
| Poids insuffisant | 4 586 | 42 | 6 770 | 54 | 11 356 | 48 |
| Poids normal | 4 542 | 42 | 3 556 | 28 | 8 098 | 34 |
| Embonpoint | 1 620 | 15 | 1 782 | 14 | 3 402 | 14 |
| Obèse | | | | | | |
| A un problème de santé chronique | | | | | | |
| Oui | 8 146 | 64 | 11 193 | 75 | 19 339 | 70 |
| Non | 4 488 | 36 | 3 701 | 25 | 8 189 | 30 |
| A un médecin de famille | | | | | | |
| Oui | 9 148 | 72 | 12 617 | 85 | 21 765 | 79 |
| Non | 3 486 | 28 | 2 274 | 15 | 5 760 | 21 |
| Assurance médicaments | | | | | | |
| Oui | 10 808 | 88 | 12 806 | 88 | 23 614 | 88 |
| Non | 1 497 | 12 | 1 755 | 12 | 3 252 | 12 |
| Assurance frais d'hôpitaux | | | | | | |
| Oui | 6 883 | 59 | 7 539 | 55 | 14 422 | 57 |
| Non | 4 727 | 41 | 6 152 | 45 | 10 879 | 43 |
| Total | 12 681 | 46 | 14 918 | 54 | 27 599 | 100 |

Le tableau 2 affiche les caractéristiques sociodémographiques des régions sociosanitaires du Québec. La variation des principales caractéristiques sociodémographiques des régions est peu marquée. Les plus grandes variations observées se trouvent au niveau du nombre de médecins disponibles pour 100 000 habitants. Ce nombre n'est pas proportionnel à la taille de la région sociosanitaire. À cet égard, la Gaspésie — Îles de la Madeleine, par exemple, se classe tout près des grands centres urbains comme Montréal ou Québec.

Tableau 2
Caractéristiques des régions sociosanitaires, Québec 2001

| Régions sociosanitaires | Population totale | % de personnes âgées | % de sans emploi | % de faible revenu | % ayant moins qu'un diplôme d'études secondaires | Nombre de médecins pour 100 000 habitants |
|------------------------------------------|-------------------|----------------------|------------------|--------------------|--------------------------------------------------|-------------------------------------------|
| Abitibi-Témiscaminque | 146 100 | 11.5 | 6.9 | 25.4 | 34.1 | 192.9 |
| Bas-Saint-Laurent | 200 630 | 15.7 | 6.3 | 26.7 | 30.4 | 209.2 |
| Chaudière — Appalaches | 383 375 | 13.1 | 3.1 | 23.4 | 27,5 | 157.5 |
| Côte-Nord | 9 7750 | 9.8 | 7.9 | 26.3 | 33.3 | 207.2 |
| Estrie | 2 856 715 | 14.2 | 3.4 | 22.5 | 26.1 | 235.6 |
| Gaspésie — Îles —de- la-Madeleine | 96 925 | 15.7 | 10.0 | 28.4 | 40.0 | 257.6 |
| Lanaudière | 388 495 | 10.8 | 3.2 | 22.7 | 25.9 | 130.8 |
| Laurentides | 461 360 | 11.1 | 3.3 | 21,5 | 23.5 | 135.4 |
| Laval | 343 005 | 13.2 | 2.9 | 20,1 | 21.6 | 141.4 |
| Mauricie — Centre du Québec | 473 770 | 15.3 | 4.2 | 25,2 | 28.3 | 150.5 |
| Montréal-Centre | 1 812 720 | 15.3 | 4.6 | 23.7 | 22.3 | 298.2 |
| Montérégie | 1 276 385 | 11,6 | 3.1 | 21.3 | 23.4 | 143.5 |
| Outaouais | 315 545 | 10,3 | 3.1 | 20.7 | 24.0 | 148.4 |
| Québec — Capitale Nationale | 638 910 | 14,2 | 3.9 | 22.9 | 20.2 | 277.2 |
| Saguenay — Lac Saint-Jean | 278 275 | 12,7 | 6.6 | 28.5 | 26.4 | 173.2 |

MÉTHODE

L'analyse statistique consiste en régressions logistiques où l'inaccessibilité aux soins de santé constitue la variable dichotomique dépendante (1=soins non accessibles). Elle est construite à partir des réponses à la question : « *Au cours des 12 derniers mois, y a-t-il eu un moment où vous avez cru que vous aviez besoin de soins de santé, mais vous ne les avez pas obtenus?* ». Nous avons procédé au couplage des données individuelles de l'ESCC 2.1 et celles du recensement de 2001 décrivant les caractéristiques démographiques et socioéconomiques des régions sociosanitaires du Québec ainsi que les caractéristiques des services de santé. Excepté l'âge qu'on représente comme variable continue composée de cinq groupes d'âge s'étalant de 20 à 80 ans, toutes les variables explicatives sont catégoriques. La région sociosanitaire de Montréal est choisie comme région de référence.

Les régressions logistiques sont effectuées en utilisant les pondérations fournies par Statistique Canada afin de tenir compte du plan complexe d'échantillonnage. Nous avons utilisé la procédure pas à pas pour la sélection des modèles à retenir. Ainsi, nous avons développé trois modèles parmi lesquels, nous rapportons les résultats du modèle jugé le meilleur selon les considérations théoriques et les critères du BIC (Bayesian Information Criterion). La variante A du modèle comprend la *région sociosanitaire* comme variable explicative, alors que la variante B l'exclut.

RÉSULTATS

Le tableau 3 affiche les résultats de l'analyse de régression. Une variante pour la région sociosanitaire de Montréal et deux variantes du modèle pour le Québec y sont présentées. On y montre les rapports de cotes pour chacune des variables indépendantes avec mention des niveaux de signifiante statistique. Il ressort de ces résultats que l'insatisfaction des soins de santé est clairement associée aux variables relatives au besoin plutôt qu'à celles liées aux caractéristiques prédisposantes ou aux ressources facilitantes de l'accès aux soins de santé. À noter également que l'association entre les régions sociosanitaires et l'accès aux soins de santé primaires est non significative, exceptée pour la ville de Québec comparativement à Montréal. Les disparités sociales mesurées par la propriété de l'habitation ont peu ou pas d'influence sur l'accès aux soins de santé au Québec. Il en est de même pour l'appartenance des répondants à une minorité visible qui est non significative, y compris à Montréal où l'appartenance ethnique est un fort marqueur social. Par contre si le fait d'être couvert par une assurance maladie n'a aucun impact sur l'accès aux soins pour la province entière, avoir quatre types de couvertures d'assurance médicales est associé avec un niveau plus élevé d'insatisfaction des besoins en soins de santé à Montréal.

Tableau 3
Modèles de régression logistique : besoins non satisfaits
en soins de santé de première ligne au Québec et à Montréal Centre

| VARIABLES | RAPPORT DE COTES | | |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------|-----------|-----------|
| | Province | | Montréal |
| | Modèle 1A | Modèle 1B | Modèle 1 |
| Caractéristiques relatives au besoin | | | |
| <i>État de santé perçue (catégorie omise : excellent)</i> | | | |
| Très bon | 1.5955*** | 1.5879*** | 1.6485 |
| Bon | 1.9316*** | 1.9201*** | 1.6492 |
| Passable | 2.7052*** | 2.6966*** | 2.4744** |
| Mauvais | 5.3061*** | 5.2721*** | 8.3340*** |
| Poids standard (catégorie omise : Poids insuffisant) | | | |
| Poids normal | 0.5541** | 0.5563** | 0.4235* |
| Embonpoint | 0.5025** | 0.5049** | 0.3096** |
| Obèse | 0.5276** | 0.5315** | 0.3413** |
| A un problème de santé chronique | 1.8610*** | 1.8640*** | 1.7532* |
| Satisfaction de la vie (catégorie omise : très satisfait) | | | |
| Satisfait | 1.2651* | 1.2656* | 1.7528* |
| Ni satisfait ni insatisfait | 2.0867*** | 2.0893*** | 3.5731*** |
| Insatisfait | 1.7709** | 1.7578** | 2.3875* |
| Très insatisfait | 2.9715** | 2.9862** | 4.5476* |
| Caractéristiques facilitantes | | | |
| A quatre couvertures d'assurance médicales | | | 1.6446* |
| A un médecin de famille | 0.7864* | 0.7877* | |
| Perception de la disponibilité des services de santé dans la communauté (catégorie omise : excellent) | | | |
| Bon | 1.3662* | 1.3750* | 1.9960** |
| Passable | 2.4483*** | 2.4983*** | 2.8065*** |
| Mauvais | 4.4132*** | 4.5774*** | |
| Sentiment d'appartenance à la communauté locale (catégorie omise : très fort) | | | |
| Plutôt fort | 0.7534** | 0.7531** | 0.7551 |
| Plutôt faible | 0.8977 | 0.8980 | |
| Très faible | | 1.4956* | |
| Caractéristiques prédisposantes | | | |
| Groupes d'âge quinquennaux (variable continue 15 à 80 ans) | 0.9042*** | 0.9039*** | 0.9135* |
| Femme | 1.1964* | 1.1972* | |
| Célibataire/Jamais marié (Catégorie omise : en union) | 0.7494** | 0.7469** | |
| Minorité visible | 1.2883 | 1.3156 | |
| Niveau d'instruction atteint (catégorie omise : moins qu'un diplôme secondaire) | | | |
| Diplôme d'études secondaires | | 0.8712 | |
| Certaines études postsecondaires | 1.5884** | 1.5774** | |
| Diplôme d'études postsecondaires | 1.5077*** | 1.4956*** | 1.3875 |
| Habitation propriété d'un membre du ménage | 0.8704* | 0.8712 | |
| Région sociosanitaire de Québec (omis : Montréal) | 0.6989** | --- | |

Note : Niveaux de signification statistique : * p<0.05; **p<0.01; *** p<0.001.

DISCUSSION ET CONCLUSION

Le résultat principal à retenir de cette étude est la forte signifiante statistique des variables relatives aux besoins. Les associations des variables de besoins avec l'insatisfaction des besoins en soins de santé primaires demeurent stables et hautement significatives dans tous les modèles testés, aussi bien au niveau de la province qu'à celui de la région de Montréal.

Il est aussi important de noter le peu d'importance des disparités régionales capturées par les régions sociosanitaires. L'association entre l'accès aux soins de santé et les régions sociosanitaires n'est significative que pour la ville de Québec. Une explication récurrente dans la littérature évoque les délais d'attente et le manque de ressources comme facteurs importants derrière l'insatisfaction des soins de santé (Statistics Canada, 2004; Trottier, Cantandriopoulos and Champagne, 2006; MSSS 2005, 2002). Les établissements sanitaires de tout type se trouvent en majorité dans la région de Montréal parfois même jusqu'à trois fois plus qu'à Québec. Par exemple, en mars 2005, 94 établissements privés et publics du réseau sociosanitaire sont recensés à Montréal contre 29 à Québec (Trottier, Cantandriopoulos and Champagne, 2006). La proportion de médecins omnipraticiens et spécialistes est aussi plus élevée dans la région de Montréal que dans celle de Québec, à raison de 191 et 150 pour 100 000 habitants respectivement. Ceci pourrait expliquer en partie la différence entre Montréal et la capitale quant à l'insatisfaction des soins de santé.

Nous constatons, contre notre attente, la non-signifiante de la langue parlée. Le fait de ne parler qu'anglais, français ou une autre langue n'a aucune influence sur l'accès aux soins de santé. Par contre, il n'est pas surprenant que le revenu du ménage ou le statut d'emploi n'aient aucun impact sur l'accès aux soins puisque les services de santé de première ligne sont universels et gratuits. Cette étude suggère l'utilité d'analyses plus élaborées pour déceler l'effet d'autres facteurs sur l'accès aux soins de santé de première ligne tels que le temps d'attente, par exemple, et des données qui fournissent des mesures plus fines que celles utilisées ici.

RÉFÉRENCES

- ADAY, L. 1993. *Access to What and Why? Toward a New Generation of Access Indicators*. Washington D.C, Proceedings of the public Health Conference on Records and Statistics, Government Printing Office.
- ADAY, L. A. et R.M. ANDERSEN. 1981. « Equity to Access to Medical Care : A Conceptual and Empirical Overview ». *Medical Care*; 19(12 supplement): 4-27.
- ADAY, L. A. et R. M. ANDERSEN. 1974. « A Framework for the Study of Access to Medical Care. » *Health Services Research*; 9(2): 208-20.
- ADAY L. A., C. E. Begley, D. R. Lairson, Slater C.H. 1998. *Evaluating the Healthcare System. Effectiveness, Efficiency, and Equity*. Chigaco, Illinois, Health Administration Press 2nd ed.
- ANDERSEN R. M. 1995. « Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care : Does it Matter? » *Journal of Health and Social Behavior*; 36(1): 1-10.
- ANDERSEN R.M. 1968. *A Behavioral Model of Families'Use of Health Services*. Chicago, Center for Health Administration Studies, University of Chicago.
- ANONYMOUS. 2004. « New CMA Data Confirm Access-to-Care Concerns Rising. » *Canadian Medical Association Journal*; 170(6):1061.
- ANONYMOUS. 2005. « Editorial : Lament for a Health Care System. » *Canadian medical association journal*; 173(2):117.
- BADGLEY R. 1991. « Social and Economic Disparities under Canadian Health Care. » *International Journal of Health Services*; 21: 659-71.
- EYLES, J., S. Birch et K. B. Newbold. 1995. « Delivering the Goods? Access to Family Physician Services in Canada : A Comparison of 1985 and 1991. » *Journal of Health and Social Behavior*; 36(4): 322-332.
- GAGNON, L. 2002. « Montreal Physicians Protest Poverty. » *Canadian medical association journal*; 167(1).
- GUEST, D. 1995. *Histoire de la sécurité sociale au Canada*. Québec, Boréal; p. 310.
- HAGGERTY, J. R. Pineault, M. D. Beaulieu, Y. Brunelle, F. Goulet, J. Rodrigue et J. Gauthier. 2004. *Continuité et accessibilité des soins de première ligne au Québec : Barrières et facteurs facilitant*. Québec, Rapport finale du CHUM.
- KEHRER, B. H. 1972. A Behavioral Model of Families'Use of Health Services, Paying the Doctor : Systems of Remuneration and Their effects. *The Journal of Human Resources*; 7(1):125-127.
- MAYO, N. E., S. C. Scott, N. Shen, J. Henley, M. S. Goldberg et N. MacDonald. 2001. « Waiting Time for Breast Cancer Surgery in Quebec. » *Canadian Medical Association Journal*; 164(8): 1133-1138.
- MECHANIC, D. 1979. « Correlates of Physician Utilization : why do Major Multivariate Studies of Physician Utilization Find Trivial Psychosocial and Organizational Effects? » *Journal of Health and Social Behavior*; 20(4): 387-396.
- Ministère de la Santé et des Services Sociaux (MSSS). 2005. *Bulletin d'information concernant les ressources humaines et institutionnelles du système sociosanitaire québécois*. Québec, Info-Sérhum, Service du développement de l'information.
<http://publications.msss.gouv.qc.ca/statisti/pdf/INFO-SERHUM-mai2005.pdf> consulté le 26 mars 2006.
- Ministère de la Santé et des Services Sociaux (MSSS). 2002. *Rapport comparatif sur la santé de la population québécoise et sur la performance du système de santé québécois. Indicateurs et tendances*. Québec, Direction des communications du Ministère de la Santé et des Services Sociaux.

- PAMPALON, R., C. Duncan, S. V. Subramanian et K. Jones. 1999. « Geographies of Health Perception in Québec : a Multilevel Perspective. » *Social Science & Medicine*; 48(1): 483-1490.
- SANMARTIN, C., F. Gendron, J. M. Berthelot et K. Murphy. 2004. *Access to Health Care Services in Canada 2003*. Ottawa, Statistics Canada, Catalogue n° 82-575-XIE.
- SHORTT, S. E. D. 1999. « Waiting for Medical Care : is it who you Know that Counts? » *Canadian Medical Association Journal*; 161(7):823-824.
- SHORTT, S. E. D. et R.A. Shaw. 2003. « Equity in Canadian Health Care : does Socioeconomic Status Affect Waiting Times for Elective Surgery? » *Canadian Medical Association Journal*; 168(4): 413-416.
- Statistiques Canada. 2004. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, document n° : 82M0013GPF.
- RUNDALL, T. G. 1981. « A Suggestion for Improving the Behavioral Model of Physician Utilisation. » *Journal of Health and Social Behavior*; 22(1):103-104.
- TROTTIER, L. H., A. P. Contandriopoulos et F. Champagne. 2006. *Les délais d'attente dans le système de santé*. Montréal, Département d'administration de la santé, Université de Montréal.
- WILSON, K. et M. W. Rosenberg. 2002. « The Geographies of Crisis : Exploring Accessibility to Health Care in Canada. » *Canadian Geographer*, 46(3): 223.