

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

SANTÉ AU QUÉBEC :
ÉTUDE DES DÉTERMINANTS ET ANALYSE D'EFFICIENCE

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
JONATHAN FILION

MAI 2012

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je tiens tout d'abord à remercier mon directeur de mémoire, le Professeur Pierre Ouellette, du département des Sciences Économiques de l'Université du Québec à Montréal, pour son support, sa patience, et sa disponibilité du début à la fin de ce projet. Son dévouement, sa passion pour la rigueur et sa minutie le distinguent et font de lui un guide hors pair. Merci d'avoir cru en ce projet et en son auteur.

Je tiens ensuite à remercier le Professeur Philip Merrigan, codirecteur du présent projet de mémoire. Son aide précieuse s'est avérée essentielle dans l'obtention de certaines données. Je lui suis reconnaissant pour la générosité qu'il a mise à l'œuvre en prenant le temps de fournir les explications nécessaires et de répondre aux questions soulevées au cours du processus d'obtention et d'extraction des données de ce projet de recherche.

Je tiens aussi à remercier ma famille pour leur support et leur patience tout au long de mes études. Ils ont cru en mes projets académiques et leur appui inconditionnel m'a permis de persévérer dans les moments plus difficiles.

Finalement, je remercie du fond du cœur ma conjointe Cybèle, une partenaire de vie exceptionnelle, pour son appui moral et affectif. Avec toi je réalise mes rêves.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX.....	iv
RÉSUMÉ.....	v
INTRODUCTION.....	1
I	
CROISSANCE DES DÉPENSES EN SANTÉ ET VIELLISSEMENT DE LA POPULATION : IMPORTANCE DE L'ANALYSE	4
II	
REVUE DE LITTÉRATURE	9
III	
LES VARIABLES DU MODÈLE ET LES DONNÉES RECUEILLIES	14
3.1 Les variables de l'état de santé.....	18
3.2 Les variables de déterminants sociodémographiques de l'état de santé.....	20
3.3 Les variables d'habitudes de vie	21
3.4 Les variables de ressources de santé	23
IV	
UN REGARD AUX DONNÉES POUR L'ENSEMBLE DU QUÉBEC	24
V	
LA SANTÉ COMME FONCTION DE PRODUCTION : MODÈLE ET MÉTHODES ÉCONOMÉTRIQUES	31
5.1 Moindres carrés ordinaires (MCO).....	32
5.2 Introduction aux méthodes d'estimation des données de panel	33
5.2.1 Méthode de panel avec effets fixes (ou modèle de la covariance).....	34
5.2.2 Méthode de panel avec effets aléatoires (ou modèle à erreurs composées).....	34
5.3 Modèle de frontières stochastiques	35
5.3.1 Modèle de frontières stochastiques avec données de panel	36
6	
RÉSULTATS	38
6.1 Modèles avec comme variable dépendante l'espérance de vie à la naissance.	41
6.2 Modèles avec comme variables dépendantes l'espérance vie à 65 ans et le taux de survie à 65 ans et plus.....	48

CONCLUSION53
BIBLIOGRAPHIE57

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
3.1 Les régions administratives du Québec.....	16
6.1 Variables de l'étude : définition et appellation dans les tableaux.....	39
6.2 Variables : Nombre d'observations, moyennes, minimum et maximum.....	40
6.3 Résultats des estimations pour l'espérance de vie à la naissance.....	43
6.4 Effet des variables explicatives sur l'efficience.....	45
6.5 Efficience des inputs de santé par région en 2006.....	47
6.6 Efficience des inputs de santé par groupe de région en 2006.....	47
6.7 Résultats des estimations pour l'espérance de vie à 65 ans.....	50
6.8 Résultats des estimations pour le taux de survie des 65 ans et plus.....	52

RÉSUMÉ

Le système de santé québécois est au cœur de nombreux débats, et ce, de manière récurrente. La distribution des soins de santé se fait à coûts très élevés, et ces coûts croissent en importance de manière constante. Les Québécois se soucient de leur santé, et malgré une impression de gratuité, ils dépensent une part très importante de leur revenu en santé. Pourtant, selon le Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, 40 % de la population du Québec ne se considère pas en très bonne santé. L'État peine à répondre à la demande comme en fait foi le problème des engorgements des urgences et des listes d'attente.

Quelle est l'utilité réelle de ces dépenses en santé ? Dans une société relativement développée comme le Québec, où l'information sur les bonnes habitudes de vie et les soins de santé sont accessibles, sans oublier la multitude de produits de santé disponibles en vente libre, quels sont les facteurs qui ont le plus d'influence sur l'état de santé ? Plusieurs études et plusieurs commissions ont tenté d'y répondre, mais le défi de trouver une réponse découlant d'un consensus n'a pas été surmonté.

La principale source de difficulté est de mesurer l'état de santé d'une personne, puis d'une population, mais aussi de comprendre de quelle manière cet état de santé peut être influencé. Il est permis de supposer que l'état de santé général d'une population est le résultat d'une multitude de facteurs génétiques, sociodémographiques et environnementaux, mais aussi d'une multitude de décisions prises par les personnes elles-mêmes et par les intervenants de plusieurs secteurs de l'économie, tel que le gouvernement. Il est donc permis de supposer que le gouvernement peut avoir une influence sur l'état de santé d'une population par ses décisions en matière de dépenses de santé, mais également par ses investissements en éducation, par ses campagnes de sensibilisation aux bonnes habitudes de vie, ou même par ses politiques de redistribution des revenus. Il demeure donc certaines questions qui conservent leur légitimité par l'absence d'une réponse consensuelle, alors que certaines questions n'ont pas encore été posées au Québec.

Comment mesurer l'état de santé d'une population ? Quels sont les facteurs qui ont le plus d'influence sur l'état de santé et comment mesurer cette influence ? Y a-t-il des différences notables entre les différentes régions administratives du Québec ? Quelles régions utilisent le mieux les ressources à leur disposition pour répondre aux besoins liés à la santé de leur population ? Les régions où les habitants sont plus fortunés utilisent-elles leurs ressources de manière plus efficiente ? Afin d'améliorer l'état de santé général, faut-il investir en personnel médical, en éducation, ou encore en campagne de sensibilisation des bonnes habitudes de vie ? Ce travail cherchera à répondre à ces questions.

Mots clés : santé, dépenses, espérance de vie, mortalité, habitudes de vie, revenu, nombre de médecins, régions administratives du Québec, frontières stochastiques.

INTRODUCTION

Le système de santé québécois est au cœur de nombreux débats, et ce, de manière récurrente. Les divergences d'opinions et d'intérêts sont nombreuses, tant au niveau personnel que professionnel. La distribution des soins de santé se fait à coûts très élevés, et ces coûts croissent en importance de façon constante.

Dans un rapport intitulé *L'état de santé des Québécois en 2010*, le Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec (MSSS) mentionnait qu'« au Québec comme au Canada, environ 60 % de la population se considère en excellente ou en très bonne santé ». Cela implique donc que 40 % de la population ne se considère pas dans cette situation. Les allergies autres qu'alimentaires, les maux de dos, l'hypertension, les problèmes d'arthrite, les migraines et l'asthme sont les problèmes de santé les plus fréquemment rapportés par les Québécois, toujours selon le MSSS. En ce qui concerne la santé mentale, trois personnes sur quatre déclarent en avoir une excellente ou une très bonne, alors que plus d'un travailleur sur trois affirme éprouver un stress quotidien élevé au travail, selon le rapport *L'état de santé des Québécois en 2010*.

Les Québécois se soucient de leur santé, et malgré une impression de gratuité, ils dépensent une part très importante de leur revenu en santé. Pourtant, l'État peine à répondre à la demande comme en fait foi le problème des engorgements des urgences et des listes d'attente. Quelle est donc l'utilité réelle de ces dépenses ? Dans une société relativement développée comme le Québec, où l'information sur les bonnes habitudes de vie et les soins de santé sont accessibles, sans oublier la multitude de produits de santé disponibles en vente libre, quels sont les facteurs qui ont le plus d'influence sur l'état de santé ? Plusieurs études et plusieurs commissions ont tenté d'y répondre, mais le défi de trouver une réponse découlant d'un consensus n'a pas été surmonté. La principale source de difficulté est de mesurer l'état de santé d'une personne, puis d'une population, mais aussi de comprendre de quelle manière cet état de santé peut être influencé.

Il est permis de supposer que l'état de santé général d'une population est le résultat d'une multitude de facteurs génétiques, sociodémographiques et environnementaux, mais aussi d'une multitude de décisions prises par les personnes elles-mêmes et par les intervenants de

plusieurs secteurs de l'économie, tel que le gouvernement. Il est donc permis de supposer que le gouvernement peut avoir une influence sur l'état de santé d'une population par ses décisions en matière de dépenses de santé, mais également par ses investissements en éducation, par ses campagnes de sensibilisation aux bonnes habitudes de vie, ou même par ses politiques de redistribution des revenus.

Il demeure donc certaines questions qui conservent leur légitimité par l'absence d'une réponse consensuelle, alors que certaines questions n'ont pas encore été posées au Québec. Comment mesurer l'état de santé d'une population ? Quels sont les facteurs qui ont le plus d'influence sur l'état de santé et comment mesurer cette influence ? Y a-t-il des différences notables entre les différentes régions administratives du Québec ? Quelles régions utilisent le mieux les ressources à leur disposition pour répondre aux besoins liés à la santé de leur population ? Afin d'améliorer l'état de santé général, faut-il investir en personnel médical, en éducation, ou encore en campagne de sensibilisation des bonnes habitudes de vie ? Ce travail cherchera à répondre à ces questions.

Une étude sera réalisée afin d'établir le rôle des ressources en santé comme déterminant dans l'état de santé lui-même. Le but ultime du système de santé est d'accroître le niveau de santé de la population. Plusieurs facteurs peuvent expliquer pourquoi une personne ou un groupe de personnes est en santé ou non. Départager l'impact du système de santé des autres déterminants est au cœur de la question de l'investissement en santé. Pour ce faire, une fonction de production de santé sera estimée, selon différentes méthodes économétriques qui seront ensuite comparées.

En effet, ce mémoire renferme également une dimension méthodologique. On y fait une comparaison entre les modèles déterministes et les modèles stochastiques. Pendant plusieurs années, la majorité des études sur le domaine de la santé étaient réalisées au moyen de méthodes économétriques de base, telles que les moindres carrés ordinaires (MCO). Ces méthodes furent remplacées au fil du temps par des méthodes économétriques plus raffinées, telle que l'estimation des données de panel (deuxième génération de modèles). Puis vinrent les méthodes avec racines unitaires (troisième génération de modèles). Toutes ces méthodes avaient une hypothèse en commun : elles supposaient l'efficacité de la technologie de production de santé. Greene (2004) est celui qui remet en question cette hypothèse en

proposant d'estimer une fonction de production de santé en relâchant l'hypothèse d'efficience. Pour y parvenir, on utilise un modèle de frontières stochastiques, avec possibilité de supposer l'inefficience constante ou non à travers le temps (quatrième génération de modèles).

Le présent document est organisé comme suit : il fera tout d'abord une brève démonstration de l'importance de l'analyse décrite ci-haut en énonçant quelques enjeux associés à la santé au Québec, pour ensuite expliquer les objectifs et la méthodologie du travail de recherche qui sera réalisé, et ce, en incluant une revue de littérature utile et pertinente à la réalisation du projet. Les données retenues aux fins de ce projet et le modèle économétrique qui servira à les utiliser seront également présentés. Les résultats des analyses économétriques seront ensuite présentés, suivis d'une discussion sur les résultats et la méthodologie.

CHAPITRE I
CROISSANCE DES DÉPENSES EN SANTÉ ET VIELLISSEMENT DE LA
POPULATION : IMPORTANCE DE L'ANALYSE

Les dépenses en santé occupent une part énorme du budget de l'État québécois, et cette part s'accroît continuellement. Rien ne laisse présager un renversement de situation dans les années à venir. Selon le groupe CIRANO, entre 1994-1995 et 2007-2008, la part du budget alloué à la santé est passée de 35,7 % à 44,2 %, soit un bond de 8,5 points de pourcentage en un peu plus de douze ans.¹ Castonguay, Castonguay et Montmarquette (2006) annonçaient que les dépenses en santé pourraient représenter 50 % des dépenses de programme en 2015 si le gouvernement augmente les dépenses de santé au même rythme que la demande en soin augmente, soit 5,1% par année.

De plus, les dépenses en santé croissent plus vite que les revenus de l'État. Selon le Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec (MSSS), les dépenses totales en santé représentaient 8,6 % du PIB en 1981, alors qu'en 2008, cette part frisait les 12 % (voir Figure 1.1).

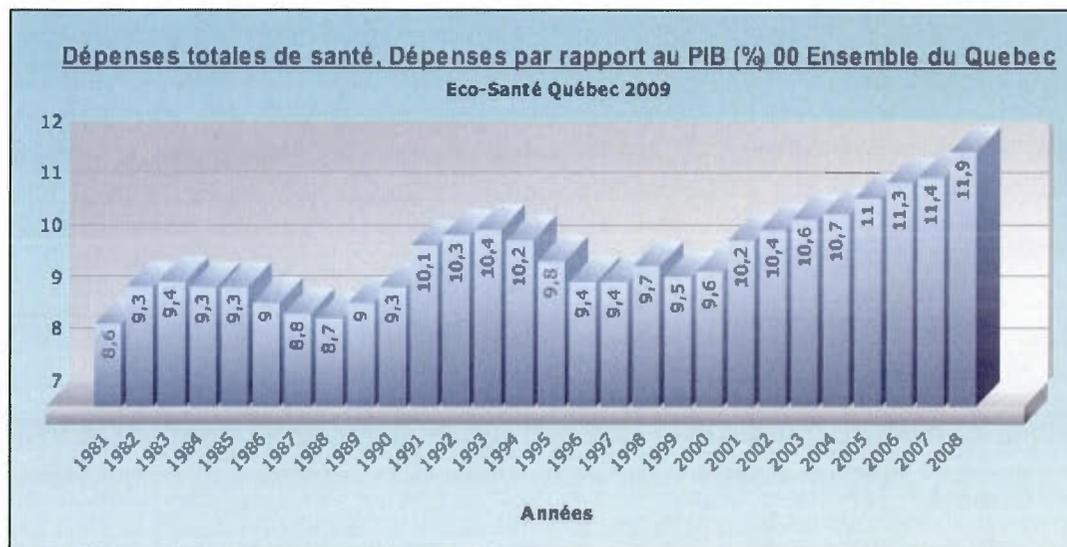


Figure 1.1 Évolution des dépenses en santé par rapport au PIB (%), au Québec. Source : <http://www.ecosante.fr/index2.php?base=QUEB&langh=FRA&langs=FRA&sessionid=>

¹ http://www.cirano.qc.ca/fin/quest_Sante_Situation22.php

Le PIB par habitant a également connu une hausse depuis 1981, passant de 21 249 \$ à l'époque à 34 657 \$ en 2008.² Cela peut être perçu comme un enrichissement collectif de la population, poussant à la hausse la demande en services de santé, ces derniers, tout dépendant des études, étant considérés comme des biens normaux ou des biens de luxe (Newhouse, 1977).

Un autre facteur exerçant une pression à la hausse sur les dépenses de santé est le vieillissement de la population. Selon CIRANO, en 1996, 12 % de la population était âgée de plus de 65 ans alors qu'en 2006 on atteignait les 14 %.³ Cette proportion pourrait atteindre les 30 % d'ici 2051 selon l'Institut de la Statistique du Québec (voir Figure 1.2) alors que le Conference Board of Canada croit que le 30 % sera atteint d'ici 2025. Le rapport *L'état de santé des Québécois en 2010* indiquait également que l'incapacité des Québécois croît avec l'âge : 8 % chez les 15-64 ans, 22 % chez les 65-74 ans et 46 % chez les 75 ans et plus. Les incapacités les plus répandues seraient les suivantes : la mobilité (9 %), l'agilité (8 %) et la douleur (8 %). Seul point encourageant au chapitre démographique : selon le MSSS, l'augmentation de la population, entre autres attribuable à une augmentation graduelle des naissances depuis 2001, a été plus importante de 2000 à 2009 que durant la décennie précédente. Cependant, le MSSS prévoit que le nombre de décès devrait dépasser celui des naissances vers 2021.

² http://www.cirano.qc.ca/fin/quest_Sante_Situation12.php

³ http://www.cirano.qc.ca/fin/quest_Sante_Situation11.php

Évolution de la structure d'âge de la population du Québec

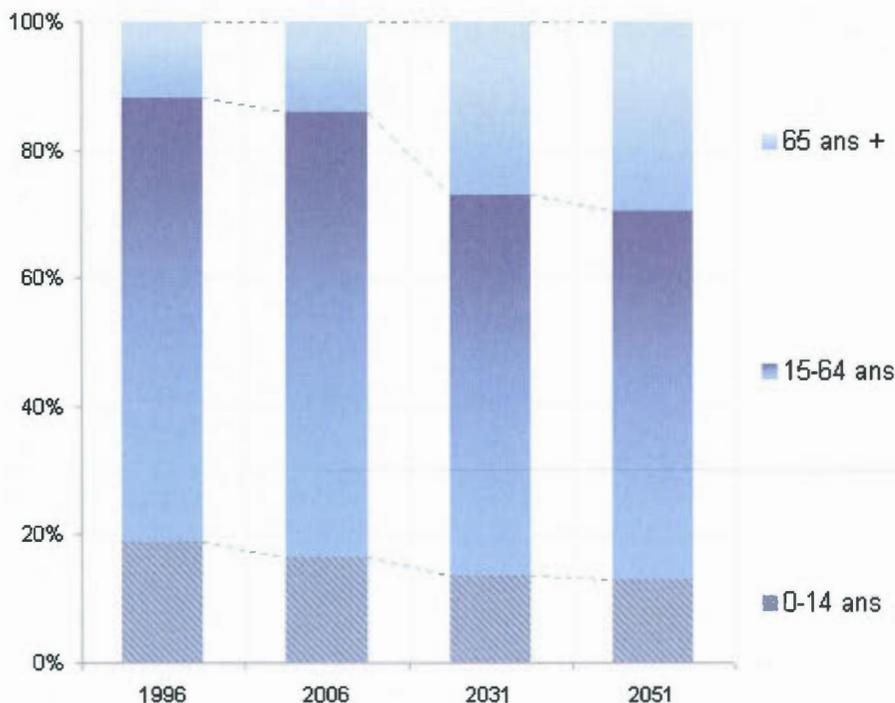


Figure 1.2 Évolution de la structure d'âge de la population du Québec. Source : http://www.cirano.qc.ca/fin/quest_Sante_Situation11.php

Plus de personnes âgées de plus de 65 ans signifie non seulement une plus grande demande de services de santé, mais également une moins grande proportion de travailleurs pour payer les impôts nécessaires à la couverture des frais en question.

La dette élevée du gouvernement québécois, par rapport au PIB de la province, est également un facteur nuisible au déblocage de fonds à long terme pour couvrir les frais de santé.

Le symbole le plus représentatif des difficultés du système de santé actuel est sans contredit les temps d'attente pour plusieurs chirurgies importantes, souvent perçus comme déraisonnables et source de mécontentement dans la population.

L'absence actuelle de facturation à l'utilisateur lors de la réception de services médicaux fait qu'une fois les impôts et les taxes payés, l'utilisateur n'a pas à déboursier au moment de recevoir des soins. On pourrait présenter cette situation comme un coût marginal nul pour l'utilisateur. Si

le prix est nul, la demande de soins sera fort probablement excédentaire. Dans ce contexte, la gestion du système de santé sera essentiellement une gestion par liste d'attente.

Il reste tout de même possible de faire plusieurs constats encourageants en lien avec la santé des Québécois. Voici donc certains points positifs mentionnés dans le rapport *L'état de santé des Québécois en 2010*, préparé par le Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. Tout d'abord, l'espérance de vie progresse au rythme d'une année supplémentaire (en moyenne) tous les quatre ans (comme ailleurs dans le monde). De plus, la proportion de fumeurs de 15 ans et plus, même si elle est dans les plus élevées au Canada, est passée de 40 % à 23 % de 1987 à 2009. Les adultes sont aussi plus actifs qu'avant : en 2007-2008, plus d'un adulte sur trois pratiquait des activités physiques, alors qu'il s'agissait d'un sur quatre en 1994-1995. Autre fait appréciable, le taux de mortalité par maladies cardiovasculaires a chuté de moitié au cours des 25 dernières années, sans compter que la mortalité infantile (décès chez les personnes de moins d'un an) est passée de 31,5 décès pour 1000 naissances en 1961 à 4 décès en 2008. Sur le plan de la santé mentale, une partie parfois négligée dans les statistiques sur la santé, mentionnons que le taux de suicide chez les hommes, un des plus élevés de la planète (le plus élevé au Canada en 2005), tend à diminuer depuis le début des années 2000.

Ce rapport présentait également certains enjeux importants auxquels feront face les gestionnaires du réseau de la santé dans les prochaines années. Le problème d'obésité croissante en est un de premier plan. Par exemple, en 2009, 17 % des adultes québécois (18% pour le Canada) étaient obèses (IMC égal ou supérieur à 30), contre 11 % en 1994. Selon le MSSS, il y aurait plus de prévalence de surplus de poids sans obésité chez les hommes (38,4 %) que chez les femmes (26,2 %). Par ailleurs, même s'il y a moins de fumeurs qu'avant au Québec, la proportion reste élevée comparativement au reste du Canada, et à la fin des années 2000, un décès par cancer sur trois était attribuable au cancer du poumon, ce dernier ayant une forte corrélation avec l'habitude de fumer et la présence de fumée secondaire. Au niveau de la santé mentale, en 2008, 9 % des jeunes Québécois ont reçu un diagnostic médical pour le trouble déficitaire de l'attention et 58 % de ces jeunes consomment un médicament.

Cela nous amène au travail de recherche qui sera effectué. L'état détermine ses dépenses en soins de santé en fonction des coûts qui s'y rattachent et de sa volonté de desservir la

population. Mais quelle est l'efficience qui résulte de la distribution des services de santé ? La demande de soins de santé augmentant constamment, alors que la part des travailleurs au sein d'une population vieillissante tend à s'amenuiser, il se crée une pression qui ne fera que s'accroître sur les décideurs du système de santé québécois. Il semble bien que le défi de l'avenir sera d'augmenter l'offre de soins et services tout en sachant contenir les dépenses qui s'y rattacheront. Une évaluation immédiate de l'efficience actuelle du système de santé du Québec, par comparaison régionale, et de l'impact des dépenses en ressources de santé sur l'état de santé semble s'imposer. Dans sa préface du document du MSSS, *L'état de santé des Québécois en 2010*, Alain Poirier écrivait :

La mission de protéger et d'améliorer la santé et le bien-être de la population du Québec exige de connaître de façon précise son état de santé global, les problèmes particuliers de santé l'affectant ainsi que différents déterminants qui ont un effet sur ces problèmes à travers le temps.

Ce travail d'analyse se veut donc un pas dans la même direction que tous les intervenants, gouvernementaux ou non, qui surveillent, analysent et tentent d'améliorer les processus du système de santé québécois actuel. Ainsi sera-t-il possible de gérer de manière plus efficiente l'utilisation des différentes ressources en santé, en fonction des caractéristiques propres aux populations des différentes régions administratives du Québec.

CHAPITRE II REVUE DE LITTÉRATURE

La question des déterminants de l'état de santé retient l'attention des chercheurs depuis longtemps. Malgré la disparité entre le choix des variables, les populations étudiées et les méthodes économétriques employées, les études sur l'état de santé ont pratiquement toutes un point en commun : elles font appel à une fonction de production de santé. L'état de santé est donc présenté comme une variable dépendante qui résulte des décisions prises par des gouvernements et des individus. L'état de santé est également influencé par des conditions génétiques, sociales et environnementales. Le modèle peut être écrit de la manière suivante :

$$S \equiv f(x_1, \dots, x_n)$$

où S représente l'état de santé et $x \equiv (x_1, \dots, x_n)$ est le vecteur des déterminants de l'état de santé. Ainsi, le choix de variables peut varier, mais la relation générale (qu'elle soit implicite ou explicite) reste essentiellement la même dans la plupart des études sur le sujet.

Les caractéristiques du marché de la santé ont été traitées dès le début des années 60. On peut citer les contributions d'Arrow (1963) et de Scitovsky (1967). Cependant, l'article ayant le plus retenu l'attention est celui de Newhouse (1977), où à l'instar des études de l'époque, la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) est employée comme outil statistique. On y analyse la relation entre le revenu par personne et les dépenses de santé par personne, en utilisant un échantillon provenant de 13 pays pour l'année 1971. Dans cet article, Newhouse conclut que les dépenses de santé forment un bien de luxe et, donc, que la part du revenu qui leur est allouée croît avec le revenu (élasticité des soins de santé par rapport au revenu supérieure à 1). L'étude de Newhouse avait essuyé des critiques pour la taille trop petite de son échantillon et l'hétérogénéité des données internationales (qui obligeait une conversion monétaire). On lui reprochait également un biais d'omission de variables, car il lui manquait des variables sociodémographiques.

Leu (1986) reprit la méthode de Newhouse, en tentant de corriger certaines lacunes reprochées à ce dernier, afin d'analyser l'état de santé à travers la relation qui existe entre les

dépenses de santé et le revenu. Il utilisa un échantillon plus grand (19 pays de l'OCDE) et inclut plusieurs variables supplémentaires (telles que les variables sociodémographiques) afin de limiter les problèmes de biais d'omission de variables. Malgré ces efforts, ses résultats ne diffèrent pas significativement de ceux de Newhouse, et le revenu explique en majeure partie la variation des dépenses de santé. C'est donc dire que l'état de santé dépendait des variations de dépenses en santé, alors que ces dernières dépendaient à leur tour de variations de revenu.

Les méthodes économétriques s'étant raffinées, des études commencèrent à utiliser les moindres carrés ordinaires (MCO) avec des données de panel, en ayant recours à plusieurs données sur plusieurs années.

Hitiris et Posnett (1992), à l'aide d'un échantillon composé de 20 pays de l'OCDE de 1960 à 1987 et des MCO avec données de panel, ont utilisé le taux de mortalité en démontrant son impact dans l'explication de l'élasticité du revenu par rapport aux dépenses de santé. Ils trouvèrent une élasticité des soins de santé par rapport au revenu près de 1, signifiant que les services de santé ne sont pas un bien de luxe, mais plutôt un bien normal.

Crémieux, Ouellette et Pilon (1999) ont analysé les impacts des dépenses de santé sur le taux de mortalité infantile et sur l'espérance de vie en utilisant les données des différentes provinces canadiennes pour réaliser une étude au niveau du Canada. Plusieurs études précédentes avaient tenté des expériences semblables en incorporant des données de plusieurs pays. La relation entre les dépenses en matière de santé et l'état de santé s'était avérée difficile à prouver, en raison de l'hétérogénéité des données des différents pays. Dans le même ordre d'idée, la définition des variables peut s'avérer une difficulté lorsqu'on rassemble des données de plusieurs pays. Cependant, en utilisant des données canadiennes seulement et en contrôlant pour les différences sociodémographiques des provinces, Crémieux, Ouellette et Pilon ont réussi à montrer qu'un plus bas niveau de dépenses en santé pouvait être associé à un niveau significativement plus élevé de mortalité infantile et une espérance de vie réduite.

Crémieux *et al.* (2001) étaient arrivés aux mêmes conclusions en utilisant des données sur les États-Unis et en contrôlant pour les différences régionales à l'intérieur du pays. Ils avaient également introduit de nouvelles variables, telles que le nombre de médecins et la quantité de produits pharmaceutiques.

Cutler, Deaton et Lleras-Muney (2006) ont nuancé l'explication du lien entre le revenu et l'état de santé de deux façons. Premièrement, ils expliquent que la forte corrélation entre l'espérance de vie et le niveau de revenu est explicable par le faible revenu des gens dont la santé est précaire davantage que par la bonne santé des plus riches. Il y aurait donc un lien réciproque entre la santé et le revenu. Mentionnons que la rétroaction entre la santé et les autres variables explicatives de la présente étude est également possible, quoique non-étudiée par nos régressions. Deuxièmement, ils expliquent que l'enrichissement et l'espérance de vie sont tous deux corrélés avec les avancées technologiques. Certaines avancées technologiques sont directement en lien avec une amélioration de l'état de santé, car certaines percées technologiques ont permis de mieux comprendre ou de mieux guérir certaines maladies qui faisaient grimper les taux de mortalité. Ils expliquent qu'à certaines époques précédant les révolutions industrielles dans différents pays, l'écart de l'espérance de vie entre les riches et les pauvres était plutôt mince, alors qu'il semble s'être accru au rythme des avancées technologiques. Le facteur technologique supplanterait-il le facteur revenu dans l'explication des variations de l'espérance de vie ?

Il sera difficile de répondre à cette question dans ce travail, puisqu'aucune variable représentant la technologie n'a été introduite, et aussi parce qu'il n'existe pas d'énorme disparités de technologie entre les régions administratives du Québec. Cette analyse serait plutôt pertinente dans une comparaison entre pays présentant d'énormes disparités de facteur technologique.

Les études mentionnées précédemment ont pour la plupart démontré un lien positif entre le revenu, les dépenses de santé et l'état de santé. Mais saisir l'effet des dépenses de santé sur l'état de santé demeurant difficile, Berthé (2003) se pencha sur le sujet dans son mémoire. Il montra que le lien entre les dépenses de santé et l'état de santé peut poser problème dans certains pays industrialisés, qui dépensent massivement en santé, se retrouvant ainsi avec un taux de rendement des investissements marginal presque nul. Cependant, il trouva des résultats opposés pour les pays en développement, où le taux de rendement marginal des dépenses de santé reste non négligeable.

Les études mentionnées ci-haut ont un autre point en commun : elles supposent toutes l'efficience des pays en matière de production de santé. Mais est-il possible que les pays ne

se retrouvent pas tous sur la frontière de production? Greene (2004a) relâche l'hypothèse d'efficacité et propose d'estimer l'efficacité en utilisant le modèle des frontières stochastiques. Il laisse de côté l'hypothèse que les institutions qui gèrent la santé le font toujours de manière efficace et inclut la possibilité qu'il y ait un écart entre la performance observée dans la production de santé et la performance qui serait optimale (efficace). On peut modéliser comme suit :

$$S = f(x_1, \dots, x_n) + u - v$$

où v représente la distance entre l'observation et la frontière efficace de production. Ce terme ne peut cependant être que positif, car la frontière d'efficacité représente un maximum qu'on ne peut dépasser.

Yao, dans un travail de mémoire réalisé en 2009, a procédé à l'estimation de données de panel dans un modèle de frontières stochastiques pour analyser l'impact des déterminants de la santé sur l'état de santé et le niveau d'efficacité dans l'allocation des ressources en santé en Chine, en utilisant des données régionales chinoises sur plusieurs années et en contrôlant pour les différences sociodémographiques entre les régions. Ses conclusions en ce qui concerne les déterminants de l'état de santé sont que les variables liées aux habitudes de vie, à l'éducation, aux ressources de santé, à l'économie et aux facteurs sociodémographiques sont les indicateurs les plus importants pour déterminer l'état de santé. Pour ce qui ses résultats sur l'efficacité, elle trouve que l'inefficacité relative des inputs de santé est constante dans le temps, mais ne semble pas montrer de relation évidente avec le niveau de revenu, ce qui signifie qu'une région plus riche n'est pas nécessairement plus efficace dans l'utilisation de ses ressources pour produire de la santé.

Le présent travail, qui cherche également à établir un lien significatif entre l'état de santé et ses déterminants, reprendra les mêmes méthodes économétriques qu'avait utilisées Yao (2009), en utilisant aussi des données régionales sociodémographiques, des données d'habitudes de vie, et des données de ressources utilisées en santé, à la différence que les données proviendront des différentes régions sociodémographiques du Québec. Ainsi, à l'aide des frontières stochastiques, on peut mesurer et comparer les performances des différentes régions administratives du Québec dans leur distribution de soins de santé. Le

modèle sera présenté plus en détail dans la section sur le modèle et la méthode économétrique.

Yao (2009) avait étudié le lien entre l'état de santé et ses déterminants à l'aide de données provenant de la Chine, alors que le présent travail utilisera des données du Québec. Berthé (2003) avait montré que l'effet marginal d'une dépense en santé peut être plus facile à percevoir dans un pays en émergence que dans un pays fortement industrialisé (tel que le Canada), où les effets marginaux des investissements peuvent devenir presque nuls quand ces derniers dépassent des seuils élevés.

CHAPITRE III LES VARIABLES DU MODÈLE ET LES DONNÉES RECUEILLIES

Il sera d'abord question de déterminer quels sont les déterminants, autres que les services de santé, de l'état de santé d'un citoyen québécois. On peut penser par exemple au niveau de revenu, aux habitudes de vie, à l'éducation, à l'âge, au sexe et à la densité de population. Les données seront traitées selon les différentes régions administratives, et cela nous permettra de tenir compte des différences entre les déterminants des différentes régions.

Cela permet donc de diviser les déterminants de l'état de santé en trois grandes catégories : les variables dépendantes (l'état de santé), les services de santé reçus et les autres déterminants de l'état de santé. Ainsi sera-t-il possible d'évaluer les effets (sur l'état de santé) des ressources en santé utilisées en fonction des différentes caractéristiques propres à chaque personne.

Ce travail pourrait permettre d'évaluer la pertinence d'offrir ou non en plus grande quantité certains services dans certaines régions, de rediriger certaines dépenses vers d'autres services, d'autres groupes de patients ou d'autres régions.

Le travail d'analyse réalisé par Yao (2009) constitue une source d'inspiration pour le travail qui sera réalisé dans le présent projet. Il sera question d'utiliser des données régionales du Québec et de se baser sur l'hypothèse d'inefficience au moyen de la frontière stochastique proposée par Greene (2004a) pour procéder à l'analyse de l'impact des différents déterminants de la santé au Québec et de l'efficience dans l'allocation des ressources en santé.

Comme variables dépendantes qui représenteront l'état de santé, les variables suivantes ont été retenues : le taux de mortalité des 65 ans et plus, soit le nombre de décès par millier d'habitants de 65 ans, et l'espérance de vie à la naissance et à 65 ans.

Comme mentionné plus haut, les variables seront divisées en trois grandes catégories : les variables dépendantes (l'état de santé), les services de santé reçus (le nombre de médecins par habitant) et les autres déterminants de l'état de santé. La catégorie représentant les autres

déterminants de l'état de santé peut être divisée en deux sous-catégories : les déterminants sociodémographiques et les habitudes de vie.

Les données recueillies pour ce travail couvrent presque trois décennies, soit de 1981 à 2009. Cependant, puisque plusieurs variables importantes ont été construites à partir de données trouvées dans les huit cycles (1994 à 2008) de l'Enquête Nationale sur la Santé de la Population (ENSP), les régressions réalisées dans ce mémoire ne s'en tiennent qu'aux données de ces huit cycles.

Le Tableau 3.1 présente les régions administratives du Québec qui feront partie de l'analyse du présent travail, leur population, leur superficie, leur densité de population et leur plus grande ville. Les régions Nunavik et Terres-Cries-de-la-Baie-James ont été laissées de côté pour leur caractère unique et distinctif, car elles sont très peu peuplées et la distribution de soins de santé s'y fait d'une manière très différente du reste du Québec. La région Nord-du-Québec a également dû être écartée de l'étude à cause du faible nombre d'observations disponibles pour cette région. Voir la Figure 3.1 pour une présentation géographique des régions.

Tableau 3.1 Les régions administratives du Québec, leur population, leur superficie, leur densité de population et leur plus grande ville.

No	Région administrative	Population (2009)	Superficie (km ²)	Densité (hab/km ²)	Plus grande ville
	Ensemble du Québec	7 704 111	1 312 274	5,87	Montréal
1	Bas Saint-Laurent	198 191	22 185	8,93	Rimouski
2	Saguenay-Lac-Saint-Jean	271 243	95 893	2,83	Saguenay
3	Capitale Nationale	673 423	18 639	36,13	Québec
4	Mauricie et Centre-du-Québec	484 593	42 373	11,44	Trois-Rivières
5	Estrie	307 980	10 195	30,21	Sherbrooke
6	Montréal	1 937 651	498	3 890,87	Montréal
7	Outaouais	353 177	30 504	11,58	Gatineau
8	Abitibi-Témiscamingue	140 926	57 340	2,46	Rouyn-Noranda
9	Côte-Nord	92 964	236 700	0,39	Sept-Îles
10	Nord-du-Québec	13 962	718 229	0,02	Chibougamau
11	Gaspésie-Iles-de-la-Madeleine	92 231	20 272	4,55	Gaspé
12	Chaudière-Appalaches	396 672	15 216	26,07	Lévis
13	Laval	375 699	246	1 527,23	Laval
14	Lanaudière	427 186	12 313	34,69	Terrebonne
15	Laurentides	529 569	20 560	25,76	Saint-Jérôme
16	Montérégie	1 383 315	11 111	124,50	Longueuil

Source : Éco-Santé Québec et Ministère des Affaires municipales, des Régions et de l'Occupation du territoire (Superficie seulement)⁴.

⁴ <http://www.mamrot.gouv.qc.ca/organisation-municipale/cartotheque/cartes-regionales/>

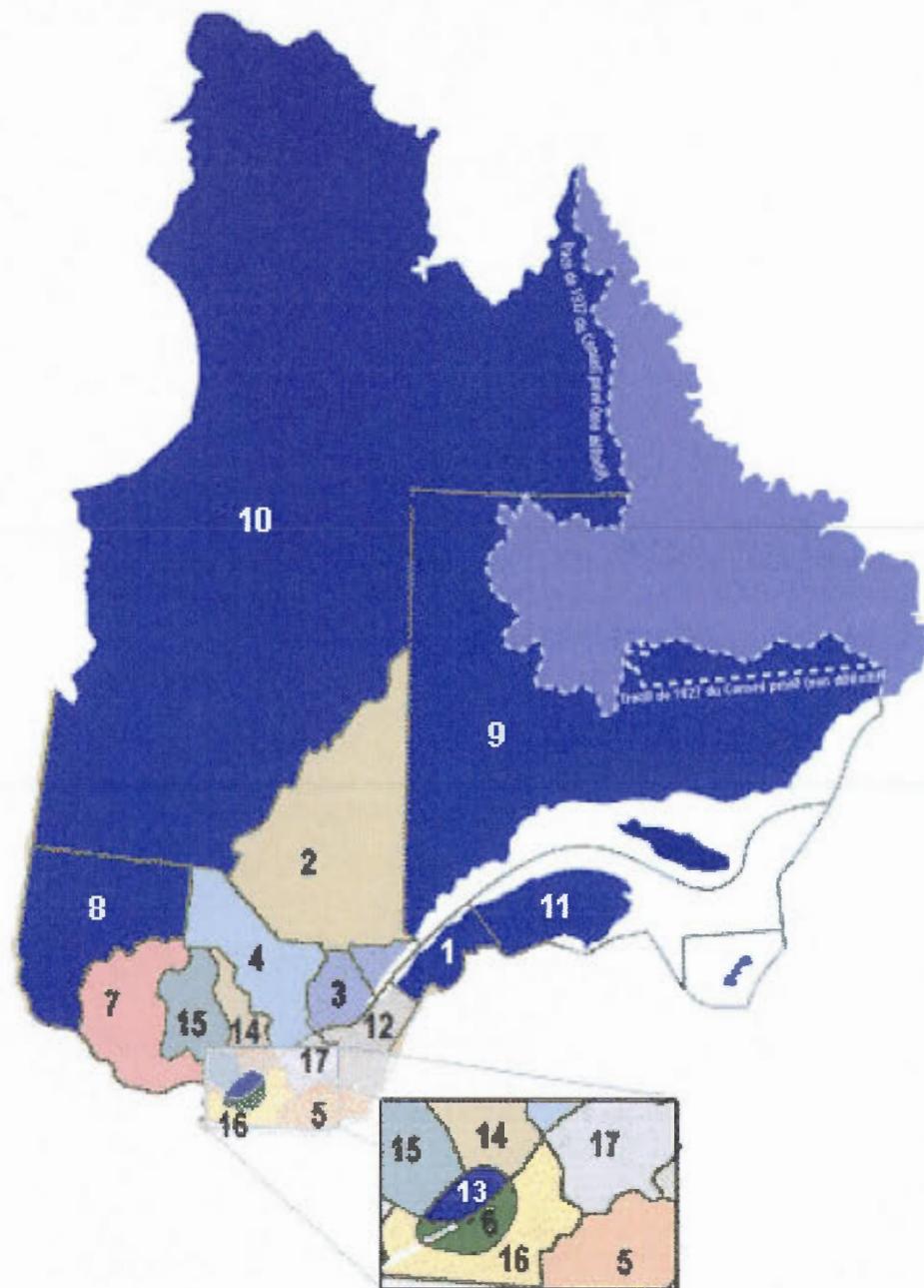


Figure 3.1 Les régions administratives du Québec. Note : sur la carte les régions, Centre-du-Québec (17) et Mauricie (4) sont divisées. Dans ce travail et au Tableau 3.1, elles sont réunies sous le nom « Mauricie et Centre-du-Québec ».

Source : <http://www.immigration-quebec.gouv.qc.ca/fr/region/index.html>

Cette section présentera les variables utilisées dans chacune des catégories, ainsi que les données recueillies pour ces variables. Le modèle de production de santé, qui utilise les ressources de santé pour transformer l'état initial de santé en un nouvel état de santé à la fin de chaque période, sera présenté de manière plus détaillée dans une section suivante, mais en voici un aperçu qui permettra de présenter les variables qui feront partie de ce modèle.

La fonction de production de santé, pour une région spécifique en tenant compte du temps s'écrit :

$$S_{it} = f(X_{it}) \text{ pour tout } i = 1, \dots, N \text{ et } t = 1, \dots, T,$$

où S représente la variable dépendante (l'état de santé) et t et i désignent respectivement l'année et la région. Le vecteur X_{it} indique l'ensemble des variables utilisées au temps t par la région i concernée. Dans le présent mémoire, S (état de santé) peut être remplacé par l'espérance de vie (EV) ou le taux de survie (l'inverse du taux de mortalité). Pour ce qui est du X , on pourrait le remplacer par trois catégories de variables indépendantes : les déterminants sociodémographiques (SD) de l'état de santé, les habitudes de vie (HV), et les dépenses en santé (DS). Le modèle deviendrait donc :

$$EV_{it} = f(SD_{it}, HV_{it}, DS_{it}) \text{ pour tout } i = 1, \dots, N \text{ et } t = 1, \dots, T,$$

3.1 Les variables de l'état de santé

Si évaluer de manière qualitative l'état de santé d'une personne n'est pas chose simple, alors l'évaluer de manière quantitative représente un véritable défi. Comment évaluer l'état de santé (son niveau) d'une personne ou même d'une population? Existe-t-il une mesure parfaitement appropriée et disponible pour les régions étudiées? La réponse est que s'il n'existe pas d'indicateur parfait représentant à lui seul l'état de santé d'une personne, certains indicateurs accessibles sont tout de même pertinents pour analyser l'état de santé agrégé d'une population.

Les indicateurs disponibles retenus aux fins de cette étude sont le taux de mortalité à 65 ans et l'espérance de vie à la naissance et à 65 ans. Les deux variables dépendantes en lien avec le groupe des 65 ans et plus ont été retenues afin de mesurer l'état de santé d'un groupe

faisant partie d'une catégorie d'âge en croissance continue, comme démontré au premier chapitre. Ce groupe de personnes est appelé « aînés » au Canada. Ces derniers demandent plus de soins et sont moins représentés dans la population active que les 15 à 64 ans.

Ces indicateurs ont leurs limites : même si l'espérance de vie et le taux de mortalité sont deux indicateurs de l'état de santé fréquemment utilisés par les chercheurs pour analyser l'état de santé à l'intérieur d'une population, ils ne sont pas complètement représentatifs de l'état de santé global d'une personne ou d'une population. Ils ont sans doute comme avantages d'être disponibles, comparables, compréhensibles et directement en lien avec la santé, mais ils ne prennent aucunement en considération la qualité de vie, la mobilité, l'incapacité, la douleur, la santé mentale et les maladies desquelles on survit sans séquelle. En fait, l'espérance de vie et le taux de mortalité sont plus des indicateurs de notre capacité à rester en vie qu'à vivre en santé, et cela est probablement une de leurs faiblesses majeures. En effet, plusieurs mesures et efforts déployés par nos gouvernements et par les êtres humains eux-mêmes pour améliorer leur état de santé n'ont rien à voir avec l'objectif de rester en vie plus longtemps et sont plutôt orientés vers des objectifs de qualité de vie actuelle, ce dernier élément étant particulièrement abstrait et donc difficile à mesurer.

La première variable est le taux de mortalité (*TM*) à 65 ans et plus, soit le rapport, en pourcentage, pour une période de 5 ans, du nombre annuel moyen de décès à la population totale (de 65 ans et plus) au milieu de la période de cinq ans. Cette variable a été transformée aux fins de ce mémoire en taux de survie (*TS*) à 65 ans. Le taux de survie devient donc le pourcentage de la population de 65 ans et plus qui ne décède pas. La transformation réalisée est la suivante :

$$TS = 1 - TM$$

En ce qui concerne l'espérance de vie, elle se retrouve dans cette étude sous la forme de deux variables, soit l'espérance de vie (moyenne sur 5 ans) à la naissance et à 65 ans. L'espérance de vie est la durée moyenne de survie d'une personne d'un âge donné si les taux de mortalité par âge actuels continuent de s'appliquer (Eco-Santé Québec 2009⁵).

⁵ <http://www.ecosante.fr/index2.php?base=QUEB&langh=FRA&langs=FRA&sessionid=>

Les données sur les variables en lien avec la mortalité et l'espérance de vie ont été trouvées sur le site Internet d'Eco-Santé Québec 2009. Ces données avaient été fournies au site d'Eco-Santé Québec par le Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec (MSSS) à travers les fichiers des naissances vivantes et les fichiers de décès qu'il comptabilise.

3.2 Les variables de déterminants sociodémographiques de l'état de santé

Les déterminants sociodémographiques de l'état de santé sont ceux qui ont une influence sur l'état de santé d'un citoyen, mais qui ne découlent pas des habitudes de vie ou d'une dépense en santé. Ils sont représentés ici par le sexe, par le revenu disponible par habitant, par l'éducation, le taux de chômage et la densité de population. Ces données ont toutes été obtenues sur le site Internet d'Eco-Santé Québec 2009.⁶

La variable qui représente le sexe est le pourcentage d'hommes dans la région pour une année donnée. Ces données, trouvées sur Éco-Santé Québec, ont été fournies par le MSSS à travers le Service du développement de l'information, version février 2005.

La variable associée au revenu est le revenu personnel disponible par habitant en dollars constants de 2009. Ces données ont été trouvées pour chacune des régions sur le site Internet d'Eco-Santé Québec 2009⁷. Il aurait été bien d'obtenir le PIB par région ainsi que le taux d'épargne personnel, ces deux variables n'étant disponibles que pour l'ensemble du Québec. Elles n'ont donc pu être retenues pour la présente étude, qui tente de comparer les régions entre elles.

Le niveau d'éducation est ici représenté par deux variables : le nombre moyen d'années de scolarité des nouvelles mères (pour les naissances vivantes) et le pourcentage de la population détenant un diplôme d'études supérieur au Diplôme d'Études Secondaires. Le nombre d'années d'études des nouvelles mères a une corrélation négative de 0,804 avec le pourcentage de la population de 25 ans et plus n'ayant pas reçu un diplôme d'études secondaires. Les données sur la population de 25 ans et plus selon le niveau d'éducation étaient disponibles dans l'Enquête Nationale sur la Santé de la Population (ENSP) pour 8

⁶ <http://www.ecosante.fr/index2.php?base=QUEB&langh=FRA&langs=FRA&sessionid=>

⁷ <http://www.ecosante.fr/index2.php?base=QUEB&langh=FRA&langs=FRA&sessionid=>

cycles de l'étude de 16 ans, et c'est pourquoi nous avons également retenu le pourcentage de la population ayant reçu un diplôme d'études supérieur au Diplôme d'Études Secondaires.

La variable sur le chômage est présentée en pourcentage de la population de 15 ans et plus selon l'Enquête sur la Population Active. Il s'agit de la « proportion de la population de 15 ans et plus en chômage, par rapport à la population active totale de 15 ans et plus non-pensionnaire d'institution. Les individus étaient considérés chômeurs s'ils n'avaient pas d'emploi durant la semaine de référence, mais étaient à la recherche d'un emploi au cours des quatre semaines précédentes (incluant la semaine de référence), attendaient un rappel à la suite d'une mise à pied temporaire, ou attendaient un emploi devant débuter dans les quatre prochaines semaines. De plus, ils devaient être disponibles pour travailler dans la semaine précédente » (Statistique Canada, 2002a). La population active est composée des personnes occupées et des chômeurs. Ces données ont été trouvées pour chacune des régions sur le site Internet d'Eco-Santé Québec 2009⁸.

La densité de population est la dernière variable du groupe des variables sociodémographiques. Il s'agit du rapport de la population de chaque région pour chaque année, à la superficie de chaque région (supposée stable). On parle du nombre d'habitants par km². La population totale de chaque région est une donnée obtenue sur Éco-Santé Québec, et a été fournie par le MSSS à travers le Service du développement de l'information, version février 2005. La superficie de chaque région a été obtenue sur le site internet du Ministère des Affaires Municipales et de l'Occupation du territoire.⁹

3.3 Les variables d'habitudes de vie

Les variables d'habitudes de vies sont des variables sur lesquelles une personne exerce un certain contrôle et qui ont à leur tour une influence sur l'état de santé. Elles sont représentées dans cette étude par la consommation de tabac, la consommation d'alcool, le surplus de poids, la consommation de médicaments, l'activité physique et le nombre de blessures.

⁸ <http://www.ecosante.fr/index2.php?base=QUEB&langh=FRA&langs=FRA&sessionid=>

⁹ <http://www.mamrot.gouv.qc.ca/organisation-municipale/cartotheque/cartes-regionales/>

La variable associée à la consommation de tabac est le pourcentage de fumeurs réguliers dans la population de 12 ans et plus, selon l'Enquête Nationale sur la Santé de la Population.

Une variable indique le pourcentage de la population de 12 ans et plus qui consomme cinq consommations d'alcool dans une même occasion en moyenne une fois et plus par semaine. Cette variable sert donc à mesurer le pourcentage de la population qui consomme de manière hebdomadaire (ou plus fréquemment) une « grande quantité » d'alcool.

Cette étude tente également de mesurer l'impact sur l'état de santé du surplus de poids. Une variable représente donc, selon l'Enquête Nationale sur la Santé de la Population (ENSP), le pourcentage de la population présentant un indice de masse corporelle supérieur à 30. Selon Santé Canada, un IMC égal ou supérieur à 30 est classé « obésité classe 1 » et représente un risque élevé de développer des problèmes de santé¹⁰.

La consommation de médicaments peut également avoir un effet positif ou négatif sur la population, selon que les médicaments sont pris tels qu'indiqués par les médecins et les pharmaciens. Plus de médicaments consommés au total dans la population signifie-t-il une meilleure santé ? Une variable de notre modèle représente le nombre moyen par habitant de médicaments différents consommés par période de deux jours, selon l'ENSP. Naturellement, la prise de médicaments se fait habituellement dans le but de corriger une situation médicale défailante. On ne consomme pas un médicament lorsque notre santé est parfaite. Il y a donc ainsi un risque de mesurer le besoin de soins (situation médicale défailante) en même temps que de mesurer la création de santé par la prise de médicaments. Il devient donc possible de se demander : une augmentation à travers le temps de la consommation de médicaments signifie-t-elle une amélioration de l'état de santé ou est-elle plutôt symptomatique d'un mauvais état de santé ?

Une variable de la présente étude mesure l'activité physique, et est représentée ici par la dépense moyenne d'énergie par jour (kcal/kg/jour) pour les activités de loisir. Une moyenne quotidienne est réalisée en faisant la somme des activités dans une année (en comptabilisant la dépense d'énergie pour chacune de ces activités) et en la divisant par 365. Ces données ont été recueillies par l'entremise de l'ENSP pour les huit cycles de l'enquête, de 1994 à 2008.

¹⁰ http://www.hc-sc.gc.ca/fn-an/nutrition/weights-poids/guide-ld-adult/bmi_chart_java-graph_imc_java-fra.php

La dernière variable représentant les habitudes de vie dans la présente étude est le nombre de blessures limitant les activités normales au cours des douze derniers mois en moyenne par personne par région. Ces données ont été recueillies par l'entremise de l'ENSP pour les huit cycles de l'enquête, de 1994 à 2008.

3.4 Les variables de ressources de santé

Les variables de la catégorie des ressources utilisées en santé sont le nombre de médecins par région et le personnel (en nombre de personnes) affecté aux soins. Les données pour ces deux variables sont disponibles par région sur le site Internet d'Eco-Santé Québec 2009¹¹.

La première variable de la catégorie des ressources utilisées en santé est le nombre total de médecins (omnipraticiens et spécialistes inclus) affectés à une région (par personne) pour une année donnée. Ces données sont fournies dans le Fichier d'inscription des professionnels de la RAMQ.

La deuxième variable de ressources de santé indique le nombre total de personnes directement affectées aux soins, soit le nombre d'infirmières, d'infirmières auxiliaires et de préposés aux bénéficiaires en équivalent temps complet affectés à une région (par personne) pour une période donnée. Ces données sont fournies dans les Fichiers sur le personnel syndiqué et le personnel syndicable non syndiqué du réseau de la santé et de services sociaux, par le MSSS.

¹¹ <http://www.ecosante.fr/index2.php?base=QUEB&langh=FRA&langs=FRA&sessionid=>

CHAPITRE IV UN REGARD AUX DONNÉES POUR L'ENSEMBLE DU QUÉBEC

En plus des données mentionnées à la section précédente et qui seront utilisées dans la présente étude aux fins d'estimations par comparaisons régionales, d'autres données ont également été collectées pour l'ensemble du Québec, afin de dresser un portrait de la situation québécoise dans son ensemble. En plus de celles mentionnées ci-haut, nous avons également regardé les dépenses publiques et privées en santé et le nombre de lits dressés en établissements de santé.

Un coup d'œil rapide sur ces données nous permet déjà de faire quelques constatations intéressantes. Tout d'abord, les dépenses de santé privées et publiques ont toutes deux connu une croissance soutenue depuis le début des années 1980, mais la part des dépenses privées dans les dépenses totales s'est accrue aux dépens des dépenses publiques. La Figure 4.1 résume bien cet accroissement. De 20 % des dépenses totales de santé en 1981, les dépenses privées représentaient près de 29 % des dépenses totales en 2008. S'il est vrai que, comme mentionné précédemment, les Québécois dépensent aujourd'hui une plus grande part de leur revenu en soins de santé qu'au début des années 1980, il est aussi vrai qu'ils en dépensent une plus grande part qu'avant en soins de santé privés. En effet, l'augmentation des dépenses privées compte pour 30 % de l'augmentation des dépenses totales entre 1981 et 2008.

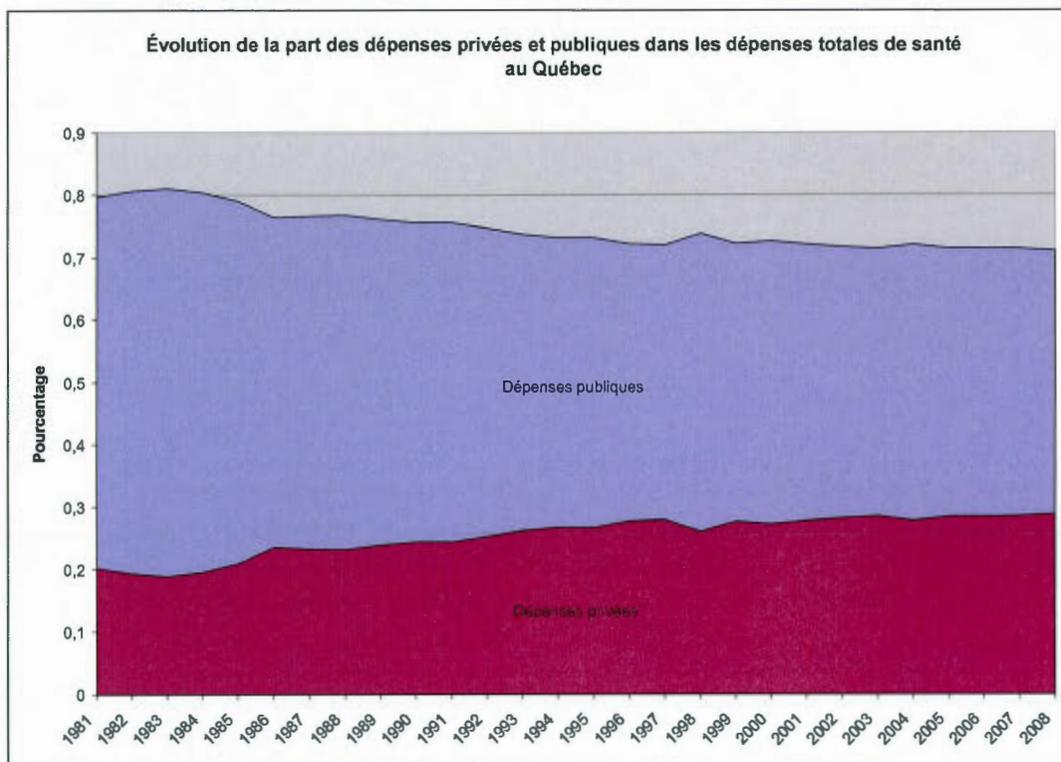


Figure 4.1 Évolution des dépenses privées et publiques dans les dépenses totales de santé au Québec.

Parmi les dépenses en santé, notons que le nombre de médecins s'est accru de 19 % entre 1991 et 2008 alors que la population s'est accrue de 8,5 % durant la même période. Il est à remarquer que le coefficient de corrélation entre les dépenses totales de santé et le nombre de médecins est de 0,971, indiquant une très forte corrélation entre ces deux variables, pour la période 1991-2008. En ce qui concerne le personnel affecté directement aux soins, soit les infirmières, infirmières auxiliaires et préposés aux bénéficiaires, il a cru de 23 % entre 1981 et 2007. Le nombre de lits dressés a quant à lui diminué de 33 % entre 1991 et 2007, une grande part de la diminution (30 %) ayant eu lieu entre 1991 et 1997.

L'augmentation des dépenses en santé porte-t-elle ses fruits ? Il est du moins possible, en regardant les données, de voir que l'espérance de vie a augmenté de manière constante sur toute la période étudiée, alors qu'en même temps, les taux de mortalité étaient en diminution pour toutes les catégories d'âge. En effet, l'espérance de vie à la naissance est passée de 75,5 ans en 1985 à 80 ans en 2006, et elle s'est accrue de la même manière pour toutes les catégories d'âge (voir Figure 4.2). Notons une accélération de la croissance de l'espérance de

vie à partir de 1999 pour toutes les catégories d'âge, et ce, après une période d'accalmie d'environ cinq ans, alors que les dépenses totales en santé ont évolué de manière semblable, c'est-à-dire une accélération de la croissance des dépenses à la fin des années 1990, après une croissance modérée durant les cinq années précédentes (comparer les Figures 4.2 et 4.3). Le Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, dans son rapport *L'état de santé des Québécois en 2010*, annonçait deux statistiques favorables aux Québécois : l'espérance de vie en santé des femmes au Québec vient au premier rang au Canada alors que celle des hommes vient au deuxième rang. Le coefficient de corrélation entre l'espérance de vie à la naissance et les dépenses totales de santé de 0,987 révèle une forte corrélation entre ces deux variables.

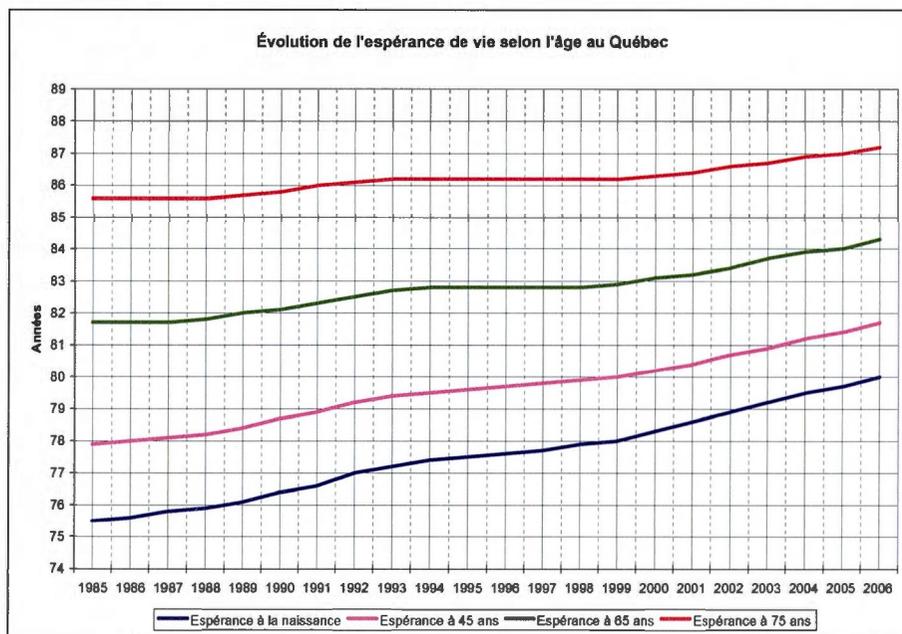


Figure 4.2 Évolution de l'espérance de vie selon l'âge au Québec de 1981 à 2006.

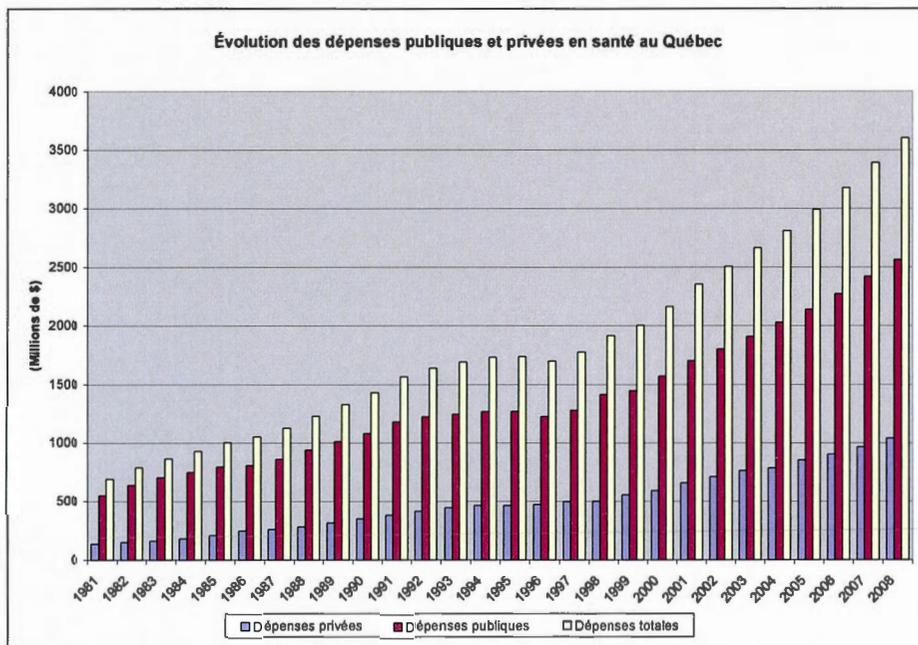


Figure 4.3 Évolution des dépenses publiques et privées en santé au Québec entre 1981 et 2009

Autre indicateur majeur de l'état de santé des Québécois, le taux de mortalité a également subi des changements pour toutes les catégories d'âge dans les trois dernières décennies (voir Figure 4.4). En effet, une diminution pour toutes les catégories d'âge est notable pour la période 1983-2006. La corrélation entre la mortalité et les dépenses totales est supérieure ou égale à 0,89 pour toutes les catégories d'âge. Lorsque calculé région par région, ce coefficient de corrélation reste très fort pour toutes les régions, mais lorsque toutes les données de toutes les régions (15 fois plus de données pour le calcul) sont utilisées pour calculer la corrélation, le coefficient chute drastiquement autour de 0,60. La majorité (60 %) des Québécois décède de maladies cardiovasculaires et de cancer, selon le MSSS. Cependant, au Québec et au Canada, toujours selon le MSSS, la mortalité par maladie cardiovasculaire (MCV) a chuté de moitié dans les 25 dernières années. Au Québec, le taux de décès par MCV est le plus bas de toutes les provinces canadiennes. Pour ce qui est des cancers, ceux du sein et de la prostate seront ceux qui compteront pour le plus de nouveaux cas en 2010, malgré que depuis 20 ans, le cancer du poumon reste la première cause de décès, selon le MSSS. Fait encourageant à ce sujet, le taux de survie cinq ans après le diagnostic d'un cancer de la prostate ou du sein s'est amélioré depuis 1980, alors qu'aujourd'hui, 80 % des personnes sont encore en vie cinq

ans après le diagnostic, toujours selon le MSSS. Cependant, la probabilité de survie cinq ans après le diagnostic d'un cancer du poumon reste très faible, soit de 13 % chez les hommes et 18 % chez les femmes, alors qu'à peine plus de la moitié des personnes atteintes d'un cancer du côlon et du rectum sont encore en vie cinq ans après le diagnostic.

La mortalité infantile, elle, est passée de 7,9 décès par 1000 naissances en 1985 à 4,7 en 2006, soit une diminution de presque moitié en un peu plus de vingt ans. Selon le Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec (MSSS), le pourcentage de nouveau-nés de faible poids (inférieur à 2 500 g) a diminué légèrement, passant de 6,4 % en 1981 à 5,7 % en 2009. Le MSSS indique aussi que le taux de mortalité infantile du Québec en 2007 (4,5) était avantageux par rapport au reste du Canada à 5,1. L'âge moyen des mères à la naissance du premier enfant est passé de 24,4 ans en 1961 à 27,6 ans en 1988 et à 29,7 ans en 2008. Les mères seraient aussi plus scolarisées. En revanche, toujours selon le MSSS, il y aurait une croissance au niveau de la proportion des naissances prématurées, de 5,6 % en 1981 à 7,6 % en 2008.

On remarque également une relation entre le niveau d'éducation, le revenu, et l'état de santé. En effet, la corrélation entre le revenu et l'espérance de vie à la naissance est forte (0,787) et cette corrélation demeure presque aussi forte lorsque toutes les données de toutes les régions sont utilisées dans le calcul, alors que la corrélation entre le nombre de diplômés d'un baccalauréat et plus et l'espérance de vie à la naissance est très forte (0,983).

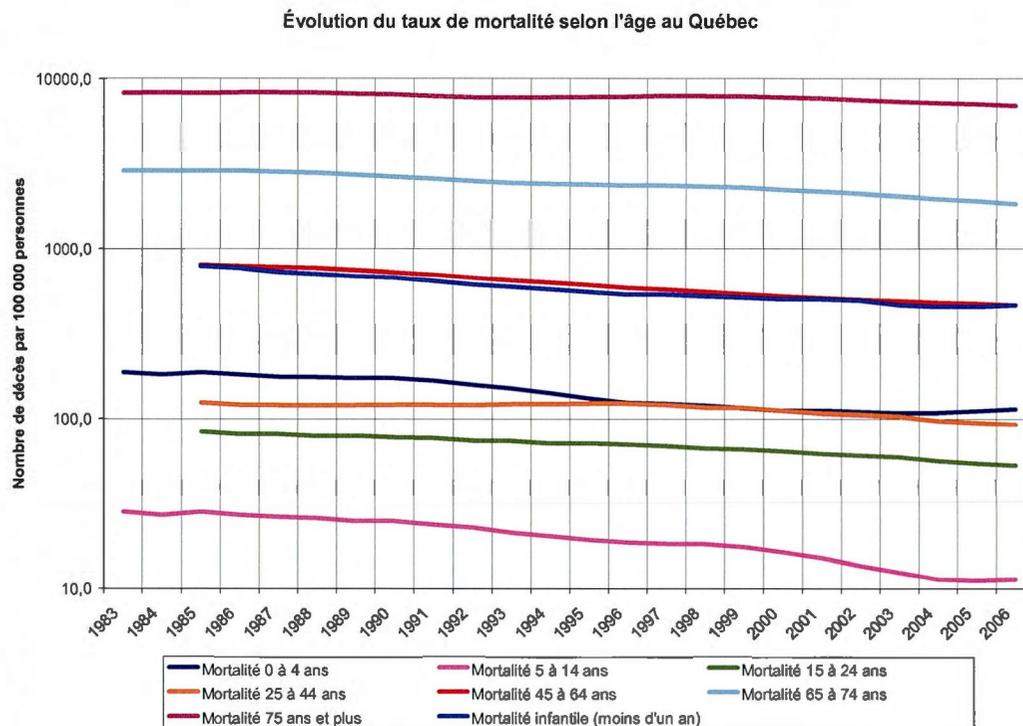


Figure 4.4 Évolution du taux de mortalité selon l'âge au Québec entre 1983 et 2006

Selon le MSSS, la proportion de fumeurs est plus élevée chez les défavorisés. Selon les données recueillies pour cette étude, la corrélation entre le revenu et le pourcentage de ménage avec au moins un fumeur est de $-0,754$ lorsque toutes les données de toutes les régions sont utilisées pour la calculer. L'utilisation du tabac et l'espérance de vie ont une corrélation négative, ce n'est plus un secret. Le MSSS indiquait également, dans son rapport *L'état de santé des Québécois en 2010*, que « les adultes actifs physiquement sont généralement plus scolarisés et disposent d'un revenu plus élevé ». Il y est également montré que la consommation de fruits et légumes cinq fois ou plus par jour varie positivement en fonction du revenu et que « les Québécois à faible revenu ont moins tendance à poser des gestes pour améliorer leur santé que les mieux nantis (56 % par rapport à 64 %) ». En ajoutant à cela la relation très forte entre le nombre de personnes ayant obtenu au moins un baccalauréat dans leurs études et le revenu personnel (0,965), la relation se clarifie davantage. Semble-t-il qu'en moyenne, les gens plus éduqués ont de meilleures chances de gagner un

revenu supérieur, fument moins et mangent mieux, ce qui améliore leur espérance de vie. Un fait encourageant à ce sujet est que les mères scolarisées sont en croissance : selon le MSSS, 11 % des mères avaient moins de 11 années de scolarité en 2002-2006 comparativement à 22 % en 1982-1986. S'il existe un lien entre le revenu et l'espérance de vie, on parle ici de corrélation, ce qui ne spécifie pas la direction de ce lien, et qui implique donc que le revenu peut influencer l'état de santé, mais qui n'exclut pas la possibilité que la santé influence à son tour le revenu, ou même que l'effet pourrait agir dans les deux sens simultanément. Rappelons que la forte corrélation entre l'espérance de vie et le niveau de revenu est aussi explicable par le faible revenu des gens dont la santé est précaire et qu'il y aurait donc un lien réciproque entre la santé et le revenu. Mentionnons que la rétroaction entre la santé et les autres variables explicatives de la présente étude est également possible, quoique non-étudiée par nos régressions.

CHAPITRE V
LA SANTÉ COMME FONCTION DE PRODUCTION :
MODÈLE ET MÉTHODES ÉCONOMÉTRIQUES

Ce travail de recherche se voulant principalement une analyse économétrique d'efficience du système de santé québécois, il sera question d'estimer la frontière de production de santé en utilisant un modèle de frontières stochastiques proposé par Greene (2004b). Dans cette section, le modèle sera présenté, mais le choix du modèle de frontières stochastiques mérite d'être expliqué, car d'autres modèles, tels que les moindres carrés ordinaires (MCO) auraient bien pu être retenus aux fins cette analyse.

L'objectif est d'estimer une fonction de production de santé pour chacune des 16 régions du Québec. La fonction de production de santé pour une région spécifique en tenant compte du temps s'écrit :

$$S_{it} = f(X_{it}) \text{ pour tout } i = 1, \dots, 16 \text{ et } t = 1, \dots, T,$$

où S représente la variable dépendante (l'état de santé) et t et i désignent respectivement l'année et la région. Le vecteur X_{it} indique l'ensemble des variables utilisées au temps t par la région i concernée. Dans le présent mémoire, le S (état de santé) peut être remplacé par l'espérance de vie (EV) ou le taux de survie (l'inverse du taux de mortalité). Pour ce qui est du X , on pourrait le remplacer par trois catégories de variables indépendantes : les déterminants sociodémographiques (SD) de l'état de santé, les habitudes de vie (HV), et les dépenses en santé (DS). Le modèle deviendrait donc :

$$EV_{it} = f(SD_{it}, HV_{it}, DS_{it}) \text{ pour tout } i = 1, \dots, N \text{ et } t = 1, \dots, T.$$

Hitiris et Posnett (1992) utilisent le taux de mortalité dans leur étude en démontrant son impact dans l'explication de l'élasticité du revenu par rapport aux dépenses de santé. Newhouse (1977) utilise les mêmes indicateurs afin de démontrer l'importance du revenu par personne dans les dépenses de santé. Rappelons qu'en utilisant des données canadiennes et en contrôlant pour les différences sociodémographiques des provinces, Crémieux, Ouellette et Pilon (1999) ont réussi à montrer qu'un plus bas niveau de dépenses en santé pouvait être associé à un niveau significativement plus élevé de mortalité infantile et une

espérance de vie réduite. Crémieux *et al.* (2001) étaient arrivés aux mêmes conclusions en utilisant des données sur les États-Unis et en contrôlant pour les différences régionales à l'intérieur du pays.

5.1 Moindres carrés ordinaires (MCO)

Lorsque vient le temps de comparer différents modèles de régression, il est préférable de commencer par présenter le modèle le plus simple, à partir duquel pourront être développés les autres modèles. C'est pourquoi nous débuterons par le modèle des MCO. Comme extension de la fonction de production vue précédemment, la méthode des MCO est la suivante (où la constante apparaît afin de simplifier la présentation des méthodes subséquentes) :

$$S_i = \beta_0 + f(X_i, \beta_1) + \mu_i \quad \forall i = 1, \dots, N.$$

S_i , l'état de santé, est la variable dépendante (taux de survie et espérance de vie dans ce travail), x_i et $\beta \equiv (\beta_0, \beta_1)$ sont respectivement le vecteur des déterminants de l'état de santé et le vecteur des paramètres à estimer et μ_i est le terme d'erreur (suivant une distribution normale, de moyenne nulle et dont la variance est la même pour toutes les observations). On suppose qu'il n'existe pas de relation (corrélation nulle) entre les termes d'erreurs des différentes régions, ni entre le terme d'erreur et les variables explicatives:

$$\mu \sim N[0, \sigma^2_\mu], \quad E(\mu_i \mu_j) = 0 \quad \text{et} \quad E(\mu_i | x_i) = 0.$$

La méthode des moindres carrés ordinaires revient à minimiser la somme des carrés des termes d'erreurs par choix des paramètres :

$$\min_{\beta} \sum_{i=1}^N [S_i - \beta_0 - f(X_i, \beta_1)]^2.$$

La solution à ce problème sera un vecteur $\hat{\beta}$ sans biais et à variance minimale. En anglais, on dit d'un tel estimateur qu'il est BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*).

Il n'est pas idéal d'utiliser la méthode des moindres carrés ordinaires dans ce projet de mémoire, car les données recueillies ne sont que pour 15 régions et quelques années

seulement. En effet, un trop grand nombre de paramètres sont à estimer pour le nombre d'observations recueillies par région. Cela nous force à essayer des méthodes de panel.

5.2 Introduction aux méthodes d'estimation des données de panel

Les données de panel sont des données observées sur un ensemble d'individus et de périodes. On pourrait penser aux données sur l'état de santé du Canada de 1981 à 2009. En ajoutant l'indice t au modèle des MCO, on estime le modèle de régression suivant :

$$S_{it} = \beta_0 + f(X_{it}, \beta_1) + \mu_{it},$$

où i et t représentent respectivement la région et la période d'observation de la variable dépendante et des variables explicatives.

On dispose ainsi d'observations sur plusieurs années, ce qui donne un plus grand nombre d'observations pour procéder à l'estimation. Il est également permis de tenir compte de l'hétérogénéité des observations et de percevoir les effets à court et à long terme de l'échantillon.

Avec les données de panel, on peut avoir recours à plusieurs méthodes d'estimation. Il serait possible d'utiliser l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires en mettant en commun (pooling) les variables sans égard à leur provenance. Il y a cependant un fort prix à payer, puisque cela reviendrait à standardiser les comportements des agents, des pays et des régions dans l'échantillon, ainsi de les rendre homogènes sans tenir compte de l'hétérogénéité des données. On supposerait donc que les paramètres estimés sont les mêmes pour toutes les régions et à travers les années.

Une façon couramment employée par les économistes pour tenir compte de l'hétérogénéité est d'avoir recours à des modèles d'estimation avec effets fixes ou avec effets aléatoires. Ces derniers posent une hypothèse importante, soit l'exogénéité stricte des variables par rapport aux termes d'erreurs. Bien-sûr, il s'agit d'une hypothèse forte.

5.2.1 Méthode de panel avec effets fixes (ou modèle de la covariance)

Dans le modèle d'estimation avec effets fixes, il s'agit d'utiliser un effet individuel afin de modéliser l'hétérogénéité. Une variable constante est ajoutée au modèle précédent. Le modèle devient donc:

$$\begin{aligned} S_{it} &= \beta_0 + f(X_{it}, \beta_1) + z_i + \mu_{it} \\ &= (\beta_0 + z_i) + f(X_{it}, \beta_1) + \mu_{it} \\ &= \beta_{0i} + f(X_{it}, \beta_1) + \mu_{it} \end{aligned}$$

où z_i modélise des effets constants et non aléatoires grâce auxquels la constante β_0 dans l'équation précédente évolue en fonction de la région et où z_i peut être corrélé avec les variables explicatives. Le but ici est d'obtenir un modèle où la constante (β_{0i}) est propre à chaque région. Nous avons maintenant une fonction de production qui permet de définir différentes matrices de covariance et ainsi obtenir différents estimateurs.

5.2.2 Méthode de panel avec effets aléatoires (ou modèle à erreurs composées)

Une autre variante de méthode de panel est le modèle avec effets aléatoires, où l'élément fixe est remplacé par un élément aléatoire et non observé. L'hypothèse d'homogénéité totale est donc rejetée. La fonction de production devient :

$$S_{it} = \beta_0 + f(X_{it}, \beta_1) + \mu_{it} + w_{it}$$

où w_{it} est l'élément aléatoire non corrélé avec les variables explicatives. Il n'y a plus d'effet constant. On suppose donc que w_{it} et μ_{it} sont aléatoires, non corrélés l'un avec l'autre, centrés (d'espérance nulle), homoscedastiques et d'écart-type égal à σ_w et σ_μ . On peut estimer ce modèle par la méthode des moindres carrés généralisés (MGC), mais cela requiert que la variance de w et μ soit différente pour chaque observation et qu'il y ait une corrélation non nulle entre les deux termes.

Les deux méthodes (modèle avec effets fixes ou aléatoires) peuvent être utilisées pour l'estimation de fonction de production de santé et ont l'avantage de tenir compte de l'hétérogénéité des données. Cependant, les hypothèses à faire afin de les utiliser diffèrent d'un modèle à l'autre. Pour le modèle à effet fixe, les effets peuvent être corrélés avec les

variables explicatives alors que dans le modèle à effets aléatoires, cette corrélation doit être nulle.

Même si ces deux méthodes permettent de tenir compte de l'hétérogénéité des données, si les données ne sont pas disponibles pour toutes les années et toutes les régions étudiées, leur emploi peut devenir compliqué. De plus, ces deux modèles ont en commun une hypothèse non compatible avec les objectifs d'analyse d'efficacité de ce travail, soit que la fonction de production est efficace. Si on veut relâcher cette hypothèse d'efficacité et supposer que certaines régions du Québec font une utilisation plus efficace de leur ressource que d'autres régions afin de produire l'état de santé, on peut se tourner vers les modèles de frontières stochastiques.

5.3 Modèle de frontières stochastiques

Il est possible de supposer que chaque région arrive, avec une performance qui lui est propre, à faire varier son état de santé en fonction des caractéristiques qui lui sont propres (on peut penser aux déterminants sociodémographiques de l'état de santé) et de l'utilisation qu'elle fait des ressources à sa disposition.

Il s'agit donc de définir la notion de performance (efficacité) à produire de la santé. Imaginons d'abord une fonction « optimale » de production de santé. Cette fonction optimale serait établie ici par la frontière de production. La performance à produire de la santé d'une région peut être évaluée en fonction de la proximité (ou de la distance) entre la production de santé observée de cette région et la fonction de production optimale telle qu'elle vient d'être décrite. C'est donc dire qu'une région pleinement efficace se retrouve sur la fonction de production optimale (ce qui est supposé d'emblée pour toutes les régions par les modèles de panel avec effets fixes et aléatoires), une production presque efficace s'en rapproche, alors qu'une région avec une production inefficace s'en éloigne.

La distance qui servira de mesure est notée v_{it} et on obtient ainsi Greene (2004b) :

$$S_{it} = \beta_0 + f(X_{it}, \beta_1) + \mu_{it} - v_{it}.$$

Il pourrait être dit de cet ensemble qu'il contient deux termes d'erreur vis-à-vis de la fonction optimale de production. Il y a tout d'abord μ_{it} , un écart aléatoire à la fonction de production, résultant d'événements favorables ou défavorables externes et imprévisibles (espérance de 0 et distribution symétrique), tel un événement naturel. Ensuite il y a v_{it} , le terme d'inefficience, soit l'écart (strictement positif) de la performance observée par rapport à une performance optimale se trouvant sur la frontière de production. La distribution de μ_{it} est normale est indépendante de v_{it} alors que la distribution de l'inefficience v_{it} est donnée par les valeurs comprises entre 0 et la valeur maximale sur la fonction de production optimale. Afin de calculer l'efficacité propre à chaque région, on récupère le taux d'inefficience par la relation suivante (Battese et Coelli, 1992) :

$$efficiency_{it} = E \left\{ \exp(v_{it}) \middle| \mu_{it} \right\}.$$

Le modèle de frontières stochastiques a, comme les modèles de panel à effets fixes et aléatoires, l'avantage de tenir compte de l'hétérogénéité des données, mais il possède un avantage supplémentaire, soit la capacité de mesurer l'écart entre les observations inefficaces et celles qui seraient optimales. Ceci étant établi, il ne faut pas écarter complètement les modèles de panel à effets fixes et aléatoires. Ces derniers peuvent servir de modèles complémentaires à l'analyse, car ils permettent de relâcher plusieurs hypothèses et d'adapter le modèle de frontières stochastiques en imbriquant des effets fixes ou aléatoires en panel.

5.3.1 Modèle de frontières stochastiques avec données de panel

Selon Greene (2004b), le modèle de frontière implique deux restrictions : la première est l'absence d'hétérogénéité dans le temps et l'invariabilité de l'inefficience dans le temps. Le modèle de panel avec effets fixes pourrait être utilisé, dans quel cas on ajouterait un terme constant (élément fixe z_i) au modèle de frontière, mais des limites seront rencontrées, car le fait d'introduire une variable fictive constante dans toutes les observations annule

l'hétérogénéité des données et car un biais du paramètre apparaît lorsque le nombre de périodes est relativement petit. Greene propose donc d'estimer le modèle de frontières stochastiques avec effets aléatoires. Dans ce cas, la variable fictive constante ne varie pas avec le temps et n'est pas corrélée avec les autres variables du modèle. C'est plutôt l'inefficience « composée » qui varie dans le temps, puisque seul le traitement du terme idiosyncratique varie. L'hétérogénéité est incluse, car elle a un effet sur la frontière de production et qu'elle est introduite à travers la distribution du terme d'inefficience. On obtient la variation de l'inefficience à travers le temps en modifiant les hypothèses de restriction sur l'erreur idiosyncratique. Le modèle devient donc :

$$S_{it} = \alpha + X'_{it} \beta + w_i + \mu_{it} - v_{it}$$

Il est possible de faire varier l'inefficience dans le temps. Si l'inefficience ne varie pas, alors

$$v_{it} = v_i$$

Si on autorise l'inefficience à varier dans le temps, on peut, tel que proposé par Greene (2004b), utiliser le modèle de Battese et Coelli (1995). Dans ce modèle, le terme d'inefficience est modélisé comme une variable aléatoire ayant une distribution de type normale tronquée, multipliée par un terme spécifique fonction du temps. On obtient ainsi (Greene 2004b) :

$$v_{it} = \exp \left\{ -\eta(t-T_i) \right\} v_i$$

où η représente un terme spécifique fonction du temps qui multiplie l'inefficience v_i . Si η est non significatif dans l'estimation, le modèle de frontières stochastiques invariant est suffisant. Si c'est le terme v_i qui est non significatif, alors le modèle de panel sans terme d'inefficience fera l'affaire.

CHAPITRE VI RÉSULTATS

La section sur les résultats de l'étude sera divisée en deux parties : la première partie couvrira les résultats des estimations avec comme variable dépendante l'espérance de vie à la naissance, et la deuxième partie couvrira les résultats des estimations avec comme variables dépendantes l'espérance de vie à 65 ans et le taux de survie à 65 ans et plus. Pour chaque variable dépendante, il y aura tout d'abord la discussion sur le choix de la méthode d'estimation et les variables retenues. Ensuite, il y aura une discussion sur les coefficients associés au modèle et l'interprétation des effets marginaux des déterminants de l'état de santé. La section des résultats sera complétée par une analyse d'efficience de chacune des régions, pour chaque variable dépendante pour laquelle il sera pertinent de le faire (s'il y a présence d'inefficience dans l'estimation). Le modèle de frontières stochastiques avec efficience variant dans le temps et le modèle de données de panel avec effets aléatoires ont dû être écartés de l'étude suite aux difficultés de convergence rencontrées. Plusieurs ajustements à l'algorithme ont été essayés, sans toutefois parvenir à atteindre une convergence significative. Il est en effet possible qu'un ensemble de données soit moins compatible avec ces deux méthodes et il semble que ce soit le cas.

Tout d'abord, afin de mieux comprendre les différents tableaux, le Tableau 6.1 dresse une liste des variables retenues pour l'enquête et leur appellation dans les tableaux, alors que le Tableau 6.2 présente des statistiques intéressantes sur les variables de l'étude, soit le nombre d'observations, la moyenne, le minimum, le maximum et les corrélations avec chaque variable dépendante. Les moyennes présentées pour les variables sont celles observées en 2006, soit l'année la plus récente pour laquelle les données sur l'espérance de vie étaient disponibles. Les variables précédées d'un « ln » sont des variables transformées en valeurs logarithmiques, et ces transformations n'ont été réalisées que pour les variables qui ne représentaient pas des taux ou des pourcentages, afin de procéder aux régressions. Au Tableau 2, aucune transformation logarithmique n'a été réalisée, puisqu'aucune régression n'était nécessaire pour obtenir les résultats qui y sont présentés.

Tableau 6.1 Variables de l'étude : définition et appellation dans les tableaux

Variables dépendantes	État de santé
<i>ln_evn</i>	Espérance de vie à la naissance
<i>ln_ev65</i>	Espérance de vie à 65 ans
<i>survie65plus</i>	Taux de survie des 65 ans et plus
Variables sociodémographiques	Variables qui ont une influence sur l'état de santé d'un citoyen, mais qui ne découlent pas des habitudes de vie ou d'une dépense en santé
<i>ln_densite</i>	Densité de population (nombre d'habitants par km ²)
<i>homme</i>	Pourcentage d'hommes dans la population totale de la région
<i>chomage</i>	Taux de chômage de la région
<i>ln_sco_naissance</i>	Nombre d'années de scolarité des nouvelles mères (en moyenne)
<i>diplome_post_sec</i>	Pourcentage de la population de 25 ans et plus ayant obtenu un diplôme d'études postsecondaires
<i>ln_revdisp</i>	Revenu disponible moyen par habitant
Habitudes de vies	Variables sur lesquelles une personne exerce un certain contrôle et qui ont à leur tour une influence sur l'état de santé
<i>alc3_un_et_plus_par_sem</i>	Pourcentage de la population de 12 ans et plus qui consomme cinq consommations d'alcool dans une même occasion en moyenne une fois et plus par semaine
<i>medicaments</i>	Nombre moyen de médicaments différents consommés par personne par deux jours
<i>fumregulier</i>	Pourcentage de fumeurs réguliers dans la population de 12 ans et plus
<i>ln_blessures</i>	Nombre moyen de blessures limitant les activités régulières par habitant dans la dernière année
<i>imc_sup_trente</i>	Pourcentage de la population présentant un indice de masse corporelle supérieur à 30 (obésité)
<i>ln_activite_phys</i>	Dépense moyenne d'énergie par jour (kcal/kg/jour) par habitant pour les activités de loisir
Ressources de santé	Ressource utilisée par le système public et privé pour améliorer l'état de santé
<i>ln_nbmed</i>	Nombre total de médecins (omnipraticiens et spécialistes inclus) affectés à une région (par personne)
<i>ln_persaffect</i>	Nombre d'infirmières, d'infirmières auxiliaires et de préposées aux bénéficiaires en équivalent temps complet affectés à une région (par personne)

Tableau 6.2 Variables : Nombre d'observations, moyennes, minimum et maximum

Variable	Nb obs (1981- 2009)	Moyenne (2006)	Écart- Type (2006)	Minimum (2006)	Maximum (2006)	Corr avec evn	Corr avec ev65	Corr avec survie 65plus
<i>evn</i>	330	79,893	0,852	78,600	81,300	1	0,935	0,808
<i>ev65</i>	330	19,267	0,570	18,300	20,000	0,935	1	0,895
<i>survie65plus</i>	360	0,956	0,002	0,953	0,960	0,808	0,895	1
<i>densite</i>	435	374,528	1 022,363	0,401	3 804,367	0,208	0,170	0,198
<i>homme</i>	435	0,497	0,007	0,487	0,511	-0,283	-0,287	-0,376
<i>chomage</i>	210	0,085	0,033	0,055	0,183	-0,450	-0,233	-0,234
<i>sco_naissance</i>	270	13,873	0,477	12,900	14,800	0,645	0,531	0,679
<i>diplome_post_sec</i>	120	0,370	0,102	0,111	0,567	0,280	0,141	0,169
<i>revdisp</i>	180	22,360	1,710	18,862	24,618	0,753	0,622	0,672
<i>alc3_un_et_plus par sem</i>	105	0,075	0,053	0,000	0,165	-0,279	-0,151	-0,116
<i>medicaments</i>	120	1,774	0,283	1,340	2,256	0,374	0,535	0,597
<i>fumregulier</i>	120	0,184	0,039	0,111	0,242	-0,578	-0,487	-0,399
<i>blessures</i>	120	0,174	0,053	0,053	0,234	0,295	0,223	0,276
<i>imc_sup_trente</i>	120	0,161	0,049	0,076	0,256	0,187	0,087	0,313
<i>activite_phys</i>	120	2,275	0,302	1,829	2,815	0,140	0,180	0,071
<i>nbmed</i>	270	0,002	0,001	0,001	0,003	0,065	0,257	0,318
<i>persaffect</i>	255	0,011	0,003	0,007	0,015	0,125	0,363	0,453

6.1 Modèles avec comme variable dépendante l'espérance de vie à la naissance.

Le tableau 6.3 présente les résultats des estimations avec les différentes méthodes vues précédemment, avec comme variable dépendante l'espérance de vie à la naissance. Le tableau présente également la capacité de chaque groupe de variables explicatives d'expliquer le niveau de la variable dépendante (evn). Les cases vertes sont celles qui présentent des résultats significatifs à 5% et moins. En comparant les méthodes en fonction des coefficients qu'elles génèrent pour les différentes variables explicatives, il devient évident que les coefficients sont très sensibles à la méthode utilisée pour l'estimation. Ceci implique donc que la significativité des coefficients varie également en fonction de la méthode économétrique employée (tel que démontré par Yao en 2009). En fait, la méthode des moindres carrés ordinaires (*pooling*) et la méthode MCO avec données de panel et effets aléatoires ont en commun trois coefficients significatifs à moins de 5 %, soit la scolarité des nouvelles mères, la consommation de médicaments et l'indice de masse corporelle. À l'inverse, la méthode MCO avec données de panel et effets fixes et la méthode des frontières stochastiques avec effets fixes ont aussi trois coefficients significatifs communs, mais ceux-ci diffèrent des coefficients significatifs des deux autres méthodes. Il s'agit du revenu disponible, de l'activité physique et du nombre de médecins. Certains coefficients changent même de signe, selon qu'on utilise une méthode plutôt qu'une autre (corrobore également les résultats de Yao). C'est le cas pour les coefficients suivants : taux de chômage, diplôme d'études postsecondaires, la consommation de cinq verres d'alcool en une occasion plus d'une fois par semaine, le nombre de médicaments consommés, le pourcentage de fumeurs réguliers, le nombre de médecins, et le personnel affecté aux soins. De plus, la capacité des groupes de variables d'expliquer le niveau de l'espérance de vie d'une région varie également en fonction de la méthode employée.

Le modèle de frontières stochastiques avec effets fixes contribue-t-il à l'explication des variations de l'espérance de vie à la naissance ? Le coefficient v_i qui représente l'inefficience (constante) est significatif à 4,7 %, nous permettant d'accepter la modélisation du terme d'erreur unilatère. La conséquence est que les modèles des moindres carrés ordinaires

(pooling, effets fixes et effets aléatoires) sont écartés pour ce qui est de l'analyse des déterminants de l'espérance de vie à la naissance.

Une première constatation provenant du modèle de frontières stochastiques avec effets fixes (inefficience invariante dans le temps) est la présence de déterminants aux coefficients significatifs qui sont reconnus par des études antérieures comme des déterminants significatifs de l'état de santé (revenu disponible, activité physique et nombre de médecins, qu'on peut qualifier de dépense publique en santé).

En effet selon les observations retenues pour cette étude (69 observations) avec cette méthode, le revenu disponible est la variable la plus corrélée avec l'espérance de vie à la naissance (0,753), mais il est également la variable la plus corrélée pour l'espérance de vie à 65 ans (0,622) et le taux de survie des 65 ans et plus (0,672). Aussi les deux autres coefficients significatifs (activité physique et le nombre de médecins) obtenus par cette méthode ont également le même signe que leurs coefficients de corrélation respectifs. Un deuxième constat se dégageant du modèle des frontières stochastiques est le signe qu'il accorde aux coefficients du niveau de scolarisation des nouvelles mères (positif) et du pourcentage de fumeurs réguliers (négatif), alors qu'il sont respectivement les deuxième et troisième éléments les plus corrélés (positivement et négativement) avec l'espérance de vie et le taux de survie.

Il a été mentionné au chapitre 4 que les Québécois à faible revenu ont moins tendance à poser des gestes pour améliorer leur santé que les mieux nantis, alors que les gens plus éduqués ont de meilleures chances de gagner un revenu supérieur, fument moins et mangent mieux, ce qui améliore leur espérance de vie.

Les régions où le revenu moyen disponible est le plus élevé sont-elles plus en santé ? Les cinq régions les plus riches ont une espérance de vie moyenne de 80,3 ans, alors que les cinq régions les plus pauvres ont une espérance de vie de 79,68 ans.

Tableau 6.3 Résultats en fonction des méthodes d'estimation pour l'espérance de vie à la naissance

Variables explicatives	Espérance de vie à la naissance					
	MCO Pooling $R^2 = 0,7506$		MCO effets fixes $R^2 = 0,312$		Frontières Stochastiques modèle invariant effets fixes	
	Coefficients	P> t	Coefficients	P> t	Coefficients	P> z
Variables sociodémographiques						
<i>ln_densite</i>	0,002	0,064	-0,001	0,952	0,000	0,862
<i>homme</i>	0,089	0,828	0,029	0,952	0,325	0,356
<i>chomage</i>	-0,019	0,762	0,059	0,146	0,048	0,164
<i>ln_sco_naissance</i>	0,212	0,003	0,098	0,110	0,062	0,164
<i>diplôme_post_sec</i>	-0,034	0,053	0,010	0,499	0,009	0,388
<i>ln_revdisp</i>	0,028	0,106	0,077	0,000	0,085	0,000
Habitudes de vie						
<i>alc3_un_et_plus_par_sem</i>	-0,020	0,369	0,007	0,374	0,004	0,535
<i>medicaments</i>	0,011	0,018	-0,001	0,659	-0,001	0,451
<i>fumregulier</i>	-0,019	0,438	0,001	0,950	0,000	0,966
<i>ln_blessures</i>	0,002	0,372	0,000	0,865	0,000	0,754
<i>imc_sup_trente</i>	-0,092	0,001	-0,014	0,275	-0,010	0,347
<i>ln_activite_phys</i>	0,011	0,054	0,004	0,080	0,004	0,015
Ressources de santé						
<i>ln_nbmed</i>	-0,021	0,095	0,046	0,012	0,026	0,016
<i>ln_persaffect</i>	0,012	0,349	-0,018	0,080	-0,016	0,068
<i>constante</i>	3,611	0,000	4,070	0,000	3,897	0,000
vi (constante de l'inefficience)	n/a	n/a	n/a	n/a	0,015	0,047
Capacité d'explication des modèles par les groupes de variables						
Groupes de variables explicatives	MCO Pooling $R^2 = 0,7506$ (Prob > F)	MCO effets fixes $R^2 = 0,312$ (Prob > F)	Frontières Stochastiques modèle invariant effets fixes (Prob > χ^2)			
Sociodémographiques	0,0000	0,0000	0,0000			
Habitudes de vie	0,0013	0,1236	0,1185			
Ressources de santé	0,1843	0,0370	0,0551			

Ces résultats indiquent donc la voie à emprunter pour améliorer l'espérance de vie à la naissance : investir en mesures sociales et économiques afin d'augmenter le revenu disponible moyen ainsi que le niveau de scolarité moyen de la population, plutôt que d'investir davantage directement en ressources humaines dans le domaine de la santé. Ainsi, sur une plus longue période, s'attaquer au décrochage scolaire et inciter la poursuite d'études supérieures peut avoir une portée qui dépasse l'horizon économique et social, en permettant l'atteinte d'objectifs en matière de santé. Bien sûr, l'analyse de cette étude ne mesure que l'effet marginal de chaque variable. Le rôle des médecins est essentiel pour répondre aux besoins médicaux directs des patients, et le vieillissement de la population exigera peut-être la formation d'un plus grand nombre de médecins. Toutefois, il semble que le nombre actuel de médecins soit plus près de l'optimum (en matière d'efficience) que le niveau d'éducation moyen de la population, où des progrès pourraient encore être largement bénéfiques. À long terme, une société plus éduquée sera plus riche et plus en santé, et cela concorde avec les fortes corrélations mentionnées plus haut entre le niveau d'éducation moyen, le revenu moyen et l'espérance de vie. Peut-être les personnes plus éduquées sont-elles plus informées en général sur les bonnes habitudes de vie qui permettent de préserver un bon état de santé ? Peut-être est-ce la capacité de mieux communiquer (expliquer les symptômes et comprendre les indications) avec les spécialistes du milieu de la santé ? Le mandat de la présente étude ne s'étend pas jusqu'à répondre à ces questions, mais une étude plus poussée de la relation entre le niveau moyen d'éducation et l'état de santé pourrait s'avérer pertinente.

Il a été montré que le revenu disponible et le niveau d'éducation avaient un impact significatif sur l'espérance de vie à la naissance. Ont-ils également un impact sur l'efficience à produire de la santé ? Même si l'efficience est considérée comme stable à travers le temps selon la méthode des frontières stochastiques avec effets invariants et que les variables explicatives de notre modèle évoluent constamment, une simple régression MCO a été réalisée afin de déterminer si certaines des variables explicatives de notre modèle pouvaient avoir un impact sur l'efficience elle-même. Les résultats du Tableau 6.4 nous permettent de constater que le revenu a un impact significatif sur l'efficience, mais qu'il s'agit d'un impact négatif. La relation est identique pour les variables d'éducation et du taux de survie des 65 ans et plus. Le but ultime du système de santé est d'augmenter le niveau de santé de sa population. Si l'espérance de vie est influencée positivement par une augmentation du

revenu, et que ce dernier a un impact négatif sur l'efficacité, il semble qu'il faille sacrifier un peu d'efficacité pour augmenter l'espérance de vie.

Afin de calculer l'efficacité propre à chaque région, on récupère le taux d'inefficacité via la relation suivante (Battese et Coelli, 1992) :

$$efficacite_{it} = E \left\{ \exp(v_{it}) \middle| \mu_{it} \right\}.$$

Tableau 6.4 Effet des variables explicatives sur l'efficacité

Variabes	Coefficients	P> t
evn	0,001	0,000
ev65	0,001	0,072
survie65plus	-0,132	0,012
densite	0,000	0,080
homme	-0,027	0,036
chomage	-0,014	0,000
sco_naissance	0,000	0,781
diplome_post_sec	-0,005	0,000
revdisp	-0,001	0,000
alc3_un_et_plus_par_sem	-0,001	0,267
medicaments	0,000	0,054
fumregulier	0,001	0,259
blessures	0,001	0,307
imc_sup_trente	0,001	0,302
activite_phys	0,000	0,523
nbmed	-2,597	0,000
persaffect	0,370	0,000
_cons	1,027	0,000

Le Tableau 6.5 montre les résultats en matière d'efficacité pour les régions sociosanitaires du Québec (données de 2006), ces dernières étant classées selon l'ordre décroissant de leur revenu par habitant. Ce tableau permet ainsi de comparer les régions en fonction de leur efficacité à utiliser les inputs dans la production de santé. Mentionnons que l'efficacité à

produire de la santé répertoriée n'est pas seulement le niveau d'efficience des gouvernements, des médecins ou du milieu de santé en général, mais de toute la société québécoise et canadienne à produire de la santé dans une région donnée, puisque cette efficience est le résultat de décisions provenant des gouvernements, des individus et des acteurs du milieu de la santé.

Le Tableau 6.6 présente les mêmes résultats que le tableau 6.5, mais en regroupant les régions en fonction de leur revenu disponible par habitant pour 2006.

Les résultats présentés aux Tableau 6.5 et 6.6 permettent un constat rapide. Le niveau de revenu disponible moyen n'est pas un prédicateur de l'efficience. Ce résultat vient appuyer celui de Yao (2009), qui ne trouvait pas de relation entre le niveau d'efficience à produire de la santé et le niveau de revenu dans une région. En fait, la corrélation entre ces deux variables pour l'année 2006 seulement est négative, à $-0,26$, même que les cinq régions où le revenu disponible est le plus élevé sont celles qui se classent (en moyenne pour le groupe) le moins bien en fonction de leur efficience. Cependant, les régions les plus riches sont celles avec en moyenne l'espérance de vie la plus élevée, comme pour confirmer les propos précédents, où était évoquée la possibilité qu'il faille sacrifier un peu d'efficience pour augmenter l'espérance de vie des habitants d'une région.

On remarque aussi que l'écart n'est pas dramatique entre l'espérance de vie à la naissance observée et celle qui serait efficiente. Pour Montréal, où l'écart est le plus grand, on parle de moins d'une demi-année d'écart. L'écart moyen entre l'espérance de vie à la naissance observée et celui qui serait sur la fonction de production optimale est de $0,22$ année, soit près de trois mois.

Tableau 6.5 Efficience des inputs de santé par région en 2006

Régions sociosanitaires	Revenu disponible moyen (2006) A	EVN observée (2006) B	EVN efficiente (2006) C	Écart dû à l'inefficience (2006) B x C x 79,8	Position selon l'efficience	Position selon EVN observée
Montréal	24 618	80,4	80,812	0,412	15	5
Montérégie	24 365	80,1	80,402	0,302	10	7
Laval	24 167	81,3	81,413	0,113	5	1
Capitale-Nationale	24 137	80,5	80,797	0,297	9	4
Laurentides	23 687	79,2	79,564	0,364	13	11
Côte-Nord	23 254	78,9	78,925	0,025	1	14
Lanaudière	22 387	81,3	81,332	0,032	2	2
Outaouais	22 304	79,1	79,482	0,382	14	12
Chaudière-Appalaches	22 249	80,6	80,697	0,097	4	3
Abitibi-Témiscamingue	21 661	78,6	78,953	0,353	12	15
Estrie	21 591	80,3	80,496	0,196	7	6
Mauricie et Centre-du-Québec	21 228	79,6	79,728	0,128	6	9
Saguenay-Lac-Saint-Jean	21 118	79,1	79,436	0,336	11	13
Bas Saint-Laurent	19 774	80,1	80,140	0,040	3	8
Gaspésie-Iles-de-la-Madeleine	18 862	79,3	79,526	0,226	8	10
Moyenne de l'espérance de vie à la naissance en 2006 : 79,893						

Tableau 6.6 Efficience des inputs de santé par groupe de région en 2006

Régions	Revenu disponible	EVN observée	EVN efficiente	Écart dû à l'inefficience	Position selon l'efficience	Position selon EVN observée
5 régions les plus riches	24 194,80	80,30	80,60	0,30	10,40	5,60
5 régions intermédiaires	22 371,00	79,70	79,88	0,18	6,60	9,20
5 régions les moins riches	20 514,60	79,68	79,87	0,19	7,00	9,20

L'analyse des impacts des variables explicatives sur l'espérance de vie à la naissance est complétée. Ce travail de mémoire analysera également l'impact des variables explicatives (inputs de santé) sur l'espérance de vie à 65 ans et sur le taux de survie des 65 ans et plus. Sans refaire toutes les étapes, l'analyse se concentrera plutôt sur les écarts entre les résultats

obtenus pour l'espérance de vie à la naissance et les résultats pour les deux autres variables dépendantes représentant l'état de santé.

6.2 Modèles avec comme variables dépendantes l'espérance vie à 65 ans et le taux de survie à 65 ans et plus

Le tableau 6.7 présente les résultats des estimations avec les différentes méthodes vues précédemment, avec comme variable dépendante l'espérance de vie à 65 ans, alors que le Tableau 6.8 présente les résultats des estimations avec comme variable dépendante le taux de survie des 65 ans et plus. Les tableaux présentent également la capacité de chaque groupe de variables explicatives d'expliquer le niveau de la variable dépendante (*ev65* et *survie65plus*).

En comparant les méthodes en fonction des coefficients qu'elles génèrent pour les différentes variables explicatives, il devient évident que les coefficients sont très sensibles à la méthode utilisée pour l'estimation, tout comme pour l'espérance de vie à la naissance. Ceci implique donc que la significativité des coefficients varie également en fonction de la méthode économétrique employée. De plus, la capacité des groupes de variables d'expliquer le niveau de l'espérance de vie d'une région varie également en fonction de la méthode employée.

Les mêmes coefficients sont souvent significatifs pour les mêmes méthodes qu'avec le calcul pour l'espérance de vie à la naissance (*evn*), mais il y a quelques coefficients supplémentaires qui sont significatifs pour *ev65* et *survie65plus*. En effet, pour *ev65* comme variable dépendante, la méthode des moindres carrés ordinaires (pooling) et la méthode MCO avec données de panel et effets aléatoires ont sept coefficients significatifs en commun (quatre de plus que pour le calcul de l'*evn*) soit la scolarité des nouvelles mères, le taux de diplomation postsecondaire, la consommation de médicaments, l'indice de masse corporelle, l'activité physique, le nombre de médecins et le personnel affecté aux soins. À l'inverse, la méthode MCO avec données de panel et effets fixes et la méthode des frontières stochastiques avec effets fixes sont les deux seules méthodes avec le revenu disponible comme coefficient significatif, et ce, pour *ev65* et *survie65plus*. Rappelons que la variable de revenu a été identifiée comme la variable la plus influente sur l'espérance de vie à la naissance et qu'elle est la variable explicative la plus corrélée avec *ev65* et *survie65plus*.

Certains coefficients changent de signe, selon qu'on utilise une méthode plutôt qu'une autre. C'est le cas pour les coefficients suivant : densité de population, taux de chômage, diplôme d'études post-secondaires, le nombre de médicaments consommés, le pourcentage de fumeurs réguliers, le nombre de médecins, et le personnel affecté aux soins. Un changement particulier à *ev65* par rapport au calcul avec *evn* et *survie65plus* est que la variable *alc3_un_et_plus_par_sem*, associée à la consommation fréquente d'une grande quantité d'alcool a un coefficient négatif pour toutes les méthodes économétriques employées.

Pour ce qui est de la méthode retenue pour évaluer l'impact de chaque variable explicative sur *ev65* et *survie65plus*, il est impératif de débiter par l'élimination de la méthode des frontières stochastiques, puisque leurs coefficients respectifs associés à l'inefficience ne sont pas significatifs. On accepte donc obligatoirement l'hypothèse d'efficience pour ce qui est de la production de santé avec comme objectif de maximiser l'espérance de vie à 65 ans et le taux de survie à 65 ans et plus.

Le recours à des méthodes de panel serait souhaitable, vu la nature des données (15 régions sur une trentaine d'années). C'est exactement ce que sont les données de panel, soit un ensemble de données compris dans un échantillon sur plusieurs années. On peut ainsi tenir compte de l'hétérogénéité des observations et saisir des effets à court et à long terme, ce qui est principalement l'objectif de nos estimations. Cependant les R^2 trouvés (0,069 et 0,0927) pour cette méthode pour les deux variables dépendantes ne sont pas suffisants, démontrant ainsi que le modèle n'explique pas bien la relation entre la variable dépendante et les variables explicatives. On écarte donc la méthode de données de panel avec effets fixes pour les deux variables dépendantes (*ev65* et *survie65plus*), ne laissant que la méthode MCO pooling comme modèle potentiellement pertinent.

La méthode des moindres carrés ordinaires (pooling) a plusieurs coefficients significatifs et un R^2 (capacité d'expliquer les variations de la variable dépendante) respectable de 0,7102 pour *ev65* et de 0,7532 pour *survie65plus*, mais il n'est pas idéal vu le petit nombre d'observations utilisées pour les estimations. Appliquer cette méthode revient à supposer que les paramètres estimés soient identiques pour toutes les régions et toutes les années. Toutefois, un résultat intéressant avec cette méthode est que pour *ev65* et *survie65plus*, les

trois groupes de variables explicatives ont une valeur ajoutée significative dans l'explication de la variable dépendante.

Tableau 6.7 Résultats des estimations pour l'espérance de vie à 65 ans

Variables explicatives	Espérance de vie à 65 ans					
	MCO Pooling $R^2 = 0,7102$		MCO effets fixes $R^2 = 0,069$		Frontières Stochastiques modèle invariant effets fixes	
	Coefficients	P> t	Coefficients	P> t	Coefficients	P> z
Variables sociodémographiques						
<i>ln_densite</i>	0,006	0,131	-0,059	0,454	-0,011	0,021
<i>homme</i>	-0,258	0,840	-0,804	0,620	-0,758	0,484
<i>chomage</i>	-0,014	0,941	0,232	0,092	0,192	0,079
<i>ln_sco_naissance</i>	0,581	0,009	0,323	0,120	0,297	0,040
<i>diplome_post_sec</i>	-0,146	0,009	-0,013	0,803	0,006	0,854
<i>ln_revdisp</i>	0,059	0,284	0,275	0,000	0,257	0,000
Habitudes de vie						
<i>alc3_un_et_plus_par_sem</i>	-0,071	0,313	-0,005	0,857	-0,007	0,762
<i>medicaments</i>	0,037	0,014	-0,007	0,266	-0,006	0,268
<i>fumregulier</i>	-0,051	0,512	0,013	0,759	0,009	0,783
<i>ln_blessures</i>	0,008	0,252	0,000	0,934	0,001	0,695
<i>imc_sup_trente</i>	-0,299	0,001	-0,052	0,251	-0,042	0,233
<i>ln_activite_phys</i>	0,036	0,055	0,020	0,012	0,018	0,001
Ressources de santé						
<i>ln_nbmed</i>	-0,097	0,014	0,098	0,105	0,090	0,015
<i>ln_persaffect</i>	0,095	0,018	-0,074	0,037	-0,062	0,031
<i>constante</i>	1,206	0,170	2,118	0,004	2,102	0
vi (constante de l'inefficience)	n/a	n/a	n/a	n/a	-0,007	0,951
Capacité d'explication des modèles par les groupes de variables						
Groupes de variables explicatives	MCO Pooling $R^2 = 0,7102$ (Prob > F)		MCO effets fixes $R^2 = 0,069$ (Prob > F)		Frontières Stochastiques modèle invariant effets fixes (Prob > χ^2)	
Sociodémographiques	0,0000		0,0000		0,0000	
Habitudes de vie	0,0001		0,0371		0,0150	
Ressources de santé	0,0393		0,0956		0,0428	

Les résultats pour l'espérance de vie à 65 ans et le taux de survie des 65 ans et plus obtenus avec la méthode des MCO (pooling) sont quelque peu différents de la méthode de frontières

stochastiques pour l'espérance de vie. En effet, pour ces deux variables dépendantes, la variable explicative *ln_nbmed*, soit le nombre de médecins par habitant dans une région, a un coefficient négatif et significatif, alors que c'était positif et significatif pour l'espérance de vie à la naissance avec la méthode des frontières stochastiques. La variable *medicaments*, soit le nombre de médicaments différents consommés en moyenne par deux jours, a un coefficient positif et significatif pour l'espérance de vie à 65 ans et le taux de survie à 65 ans et plus.

Il y a deux variables dont les coefficients sont significatifs pour *ev65*, mais non pour *survie65plus*, soit *imc_sup_trente* (coefficient négatif) et *ln_activite_phys* (positif). Contrairement à ce qui pourrait être attendu, ces deux variables d'habitudes de vies ne sont pas le moins corrélées (0,044, soit une corrélation positive) entre elles et elles ne sont pas beaucoup plus corrélées (0,11 et 0,28) avec l'espérance de vie à 65 ans.

Tableau 6.8 Résultats des estimations pour le taux de survie des 65 ans et plus

Variables explicatives	Taux de survie des 65 ans et plus					
	MCO Pooling $R^2 = 0,7532$		MCO effets fixes $R^2 = 0,0927$		Frontières Stochastiques modèle invariant effets fixes	
	Coefficients	P> t	Coefficients	P> t	Coefficients	P> z
Variables sociodémographiques						
<i>ln_densite</i>	0,000	0,270	-0,003	0,693	-0,001	0,038
<i>homme</i>	-0,041	0,658	-0,249	0,105	-0,192	0,042
<i>chomage</i>	-0,004	0,798	0,012	0,356	0,007	0,484
<i>ln_sco_naissance</i>	0,062	0,000	0,030	0,121	0,027	0,051
<i>diplôme_post_sec</i>	-0,014	0,001	0,000	0,994	-0,001	0,746
<i>ln_revdisp</i>	0,007	0,086	0,024	0,000	0,023	0,000
Habitudes de vie						
<i>alc3_un_et_plus_par_sem</i>	0,000	0,954	0,001	0,707	0,001	0,762
<i>medicaments</i>	0,002	0,046	-0,001	0,101	-0,001	0,123
<i>fumregulier</i>	0,003	0,588	0,001	0,874	0,001	0,821
<i>ln_blessures</i>	0,001	0,065	0,000	0,946	0,000	0,723
<i>imc_sup_trente</i>	-0,008	0,189	-0,005	0,253	-0,004	0,173
<i>ln_activite_phys</i>	0,001	0,490	0,002	0,020	0,002	0,003
Ressources de santé						
<i>ln_nbmed</i>	-0,010	0,001	0,006	0,291	0,005	0,152
<i>ln_persaffect</i>	0,012	0,000	-0,005	0,141	-0,003	0,297
<i>constante</i>	0,781	0,000	0,949	0,000	0,932	0,000
vi (constante de l'inefficience)	n/a	n/a	n/a	n/a	0,003	0,223
Capacité d'explication des modèles par les groupes de variables						
Groupes de variables explicatives	MCO Pooling $R^2 = 0,7532$ (Prob > F)		MCO effets fixes $R^2 = 0,0927$ (Prob > F)		Frontières Stochastiques modèle invariant effets fixes (Prob > χ^2)	
Sociodémographiques	0,0000		0,0000		0,0000	
Habitudes de vie	0,0331		0,0537		0,0105	
Ressources de santé	0,0006		0,3212		0,3574	

CONCLUSION

Ce travail de mémoire avait comme objectif d'identifier les déterminants de l'état de santé d'une personne et par le fait même de la population québécoise. Un deuxième objectif de cette étude était d'évaluer si la « production de santé » était réalisée de manière efficiente au Québec en comparant des données provenant des différentes régions sociosanitaires du Québec, également appelées régions administratives. Puisque plusieurs variables importantes ont été construites à partir de données trouvées dans les huit cycles (1994 à 2008) de l'Enquête Nationale sur la Santé de la Population (ENSP), les régressions réalisées dans ce mémoire ne s'en tiennent qu'aux données de ces huit cycles.

Pour y parvenir, quatre catégories de données ont été collectées. Tout d'abord, l'état de santé, un concept difficile à définir et à mesurer, est représenté par trois variables dépendantes soit l'espérance de vie à la naissance et à 65 ans, ainsi que le taux de survie des personnes âgées de 65 ans et plus. Ensuite comme variables explicatives trois types de déterminants de l'état de santé ont été recueillis soit des variables sociodémographiques (sexe, éducation, revenu, chômage et densité de population), des variables représentant les habitudes de vies (alcool, tabac, médicaments, obésité, blessures et activité physique) et des variables représentant des « inputs » du système de santé (médecins et autres ressources humaines).

Ces variables ont été soumises à des estimations au moyen de différentes méthodes économétriques, soit les moindres carrés ordinaires (pooling), les méthodes avec données de panel (effets fixes d'abord, puis effets aléatoires) et des méthodes de frontières stochastiques (effets fixes seulement, la méthode avec effets aléatoires montrant des difficultés de convergence).

Pour les estimations avec comme variable dépendante l'espérance de vie à la naissance, la méthode retenue est la méthode des frontières stochastiques proposée par Greene. En effet, l'hypothèse d'efficience à produire de la santé a été relâchée, car les estimations ont montré un coefficient significatif pour le terme unilatère d'inefficience. Les coefficients significatifs pour cette estimation sont ceux sur le revenu disponible moyen par habitant, d'activité physique (énergie quotidienne dépensée à des fins de loisirs) et de nombre de médecins par habitant. Si le revenu peut influencer l'état de santé, cela n'exclut pas la possibilité que la

santé influence à son tour le revenu, ou même que l'effet pourrait agir dans les deux sens simultanément. Mentionnons que la rétroaction entre la santé et les autres variables explicatives de la présente étude est également possible, quoique non-étudiée par nos régressions.

Une limite importante de ce travail se révèle par son incapacité à déterminer les effets retardés des variables explicatives sur l'espérance de vie et le taux de mortalité. En effet, il est fort possible que des variables telles que le tabagisme, le niveau d'éducation, le surpoids et l'alcoolisme aient des impacts plutôt à long terme qu'immédiatement sur la santé des individus. Aussi, le présent travail ne prend pas en compte la durée du tabagisme, de l'alcoolisme, de la prise de médicaments ou de l'obésité. Il est légitime de supposer que la durée d'une condition a un impact majeur sur l'effet de cette condition sur l'espérance de vie. Une personne qui a été alcoolique toute sa vie adulte risque de voir son alcoolisme affecter sa santé dans une plus grande mesure qu'une personne qui n'a été alcoolique que pendant quelques mois.

En ce qui concerne les estimations avec comme variables dépendantes l'espérance de vie à 65 ans et le taux de survie des personnes de 65 ans et plus, l'hypothèse d'efficience est maintenue puisque les estimations ont montré un coefficient non significatif pour le terme unilatère d'inefficience. La méthode des frontières stochastiques a donc été écartée, et le modèle retenu est celui des MCO (pooling), pour sa capacité d'expliquer les variations des variables dépendantes et le nombre de coefficients significatifs. Pour ce qui est des déterminants de l'état de santé, les résultats obtenus sont quelque peu différents de la méthode de frontières stochastiques pour l'espérance de vie. En effet, pour ces deux variables dépendantes, la variable explicative *ln_nbmed*, soit le nombre de médecins par habitant dans une région, a un coefficient négatif et significatif, alors que c'était positif et significatif pour l'espérance de vie à la naissance avec la méthode des frontières stochastiques. La variable *medicaments*, soit le nombre de médicaments différents consommés en moyenne par deux jours, a un coefficient positif et significatif pour l'espérance de vie à 65 ans et le taux de survie à 65 ans et plus.

Ces résultats indiquent donc la voie à emprunter pour améliorer l'état de santé de la population québécoise : investir en mesures sociales et économiques afin d'augmenter le

revenu disponible moyen ainsi que le niveau de scolarité moyen de la population (contrer le décrochage scolaire et inciter la poursuite d'études postsecondaires), plutôt que d'investir davantage directement en ressources humaines dans le domaine de la santé. Bien sûr, il est question ici d'effet marginal. Le rôle des médecins est essentiel pour répondre aux besoins médicaux directs des patients, mais il semble que le nombre de médecins actuel soit plus près de l'optimum (en matière d'efficience) que le niveau d'éducation moyen de la population, où des progrès pourraient encore être largement bénéfiques. À long terme, une population plus éduquée sera plus riche et plus en santé.

Le niveau d'efficience (dans la production de santé) de chaque région a également été mesuré. Mentionnons que l'efficience à produire de la santé répertoriée n'est pas seulement le niveau d'efficience des gouvernements, des médecins ou du milieu de santé en général, mais de toute la société québécoise et canadienne à produire de la santé dans une région donnée, puisque cette efficience est le résultat de décisions provenant des gouvernements, des individus et des acteurs du milieu de la santé.

On remarque aussi que l'écart n'est pas très grand entre l'espérance de vie à la naissance observée et celle qui serait efficiente. Pour Montréal, où l'écart est le plus grand, on parle de moins d'une demi-année d'écart. L'écart moyen entre l'espérance de vie à la naissance observée et celui qui serait sur la fonction de production optimale est de 0,22 année, soit près de trois mois.

Une autre révélation de notre étude en ce qui concerne l'efficience est que le niveau de revenu disponible moyen n'est pas un prédicateur de l'efficience. En effet, les cinq régions où le revenu disponible est le plus élevé sont celles qui se classent (en moyenne pour le groupe) le moins bien en fonction de leur efficience. Cependant, les régions les plus riches sont celles avec en moyenne l'espérance de vie la plus élevée et ces résultats concordent avec plusieurs autres résultats de notre étude et d'études antérieures qui démontrent un lien fort entre le revenu disponible et l'espérance de vie.

Une nuance très importante reste toutefois à faire au sujet de l'efficience. Cette dernière, calculée au moyen de la méthode des frontières stochastiques, n'est qu'une efficience relative, c'est-à-dire que la fonction « optimale » de production est déterminée en fonction de la région la plus efficiente et des variables incluses dans le modèle, et non en fonction du

niveau d'efficience absolue atteignable par notre société. Ce niveau d'efficience absolue est impossible à calculer, puisqu'il dépend d'une infinité de facteurs et est déterminé par des phénomènes qui dépassent largement le champ d'études de la science économique. Ceci dit, ce n'est pas parce que notre modèle économétrique produit un résultat où l'inefficience est minimale, que notre société ne pourrait pas être largement plus efficiente à produire de la santé qu'elle l'est actuellement.

Ce travail de mémoire se veut une contribution à l'amélioration de l'état de santé des Québécois. Il présente comme résultat principal un lien positif fort entre l'espérance de vie des Québécois, leur revenu disponible moyen et leur niveau de scolarisation. Cette étude présente également comme résultat notable que l'inefficience à « produire de la santé » est mince pour toutes les régions du Québec et que le niveau d'efficience d'une région est lié négativement au revenu disponible moyen de ses habitants.

BIBLIOGRAPHIE

- Arrow K.J. 1963. « Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care », *American Economic Review* 53 (5): 941-73
- Battese G. E. et Coelli T. J. 1992. « Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India », *The Journal of Productivity Analysis*, Volume 3, pp. 153-169.
- Berthé A. 2003. « Lien entre le revenu, les dépenses de santé et l'état de santé des populations », Mémoire de maîtrise en science économique, Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal.
- Castonguay J., Castonguay C. et Montmarquette C. 2006. « La pérennité du système de santé : Un enjeu de finances publiques. Mémoire présenté à la commission des affaires sociales ». Québec
- Crémieux P.-Y., Ouellette P. et Pilon C. 1999. « Health Care Spending as Determinants of Health Outcomes ». *Health Economics*, Volume 8, pp. 627-639.
- Crémieux P.-Y., Ouellette P., Meilleur M.-C., Leong S., Greenberg P. et Birnbaum H. 2001. « Pharmaceutical spending and health outcomes in the United-States ». *Investing in Health : The Social and Economic Benefits of Health Care Innovation*, Volume 14, pp. 59-75.
- Cutler, D, Deaton, A, Lleras-Muney, A. 2006, «The Determinants of Mortality», *Journal of Economic Perspectives*, Volume 20, pp. 97-120.
- Greene W. 2004a. « Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models ». *Journal of Productivity Analysis*, Volume 23, pp. 7-32.
- Greene W. 2004b. «Distinguishing Between Heterogeneity and Inefficiency: Stochastic Frontier Analysis of the World Health Organization's Panel Data on National Health Care Systems», *Health Economics*, Volume 13, pp. 959-980.
- Hitiris T. et Posnett J. 1992. «The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries», *Journal of Health Economics*, Volume 11, pp. 173-181.

- Leu R. E. 1986 « The Public-Private Mix and International Health Care Costs. » dans A.J. Culyer et B. Jönsson (Eds.), *Public and Private Health Services*, Oxford: Basil Blackwell, Oxford, R. E.
- Newhouse J. 1977. « Medical Care Expenditure: A Cross-National Survey ». *Journal of Human Resources*, Volume 12, pp. 115-125.
- Québec, ministère de la Santé et des Services Sociaux. 2010. « L'état de santé des Québécois en 2010 » La Direction des communications du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec, 36 p.
- Scitovsky A. 1967. « Changes in the Costs of Treatment of Selected Illnesses, 1951–1965 ». *American Economic Review* 57: 128–47.
- Yao D.C. 2009. « Les déterminants de la santé en Chine : une approche de frontières stochastiques », Mémoire de maîtrise en science économique, Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal.