

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LES DÉTERMINANTS DE LA SANTÉ ET DE LA LONGÉVITÉ AUX
ÉTATS-UNIS

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

GUILLAUME GERMAIN

JANVIER 2014

REMERCIEMENTS

Tout d'abord, je veux remercier mon directeur Pierre-Carl Michaud, premièrement parce qu'il a su me donner l'intérêt pour cette recherche dans le domaine de la santé, deuxièmement car il m'a accompagné tout au long de cette recherche et il m'a aidé avec la compréhension des méthodes économétriques utilisées dans ce mémoire et finalement, pour m'avoir offert un financement ce qui m'a permis de consacrer plus de temps à la réalisation de ce mémoire. Je remercie également mes collègues de travail au Groupe d'Analyse qui ont su prendre le temps de m'écouter lorsque j'avais besoin de réfléchir à voix haute et qui ont su me donner de bons conseils pour produire ce mémoire. Je tiens également à remercier ma copine qui m'a aidé à présenter un travail avec une bonne qualité de français et qui a su m'aider et m'encourager dans les moments les plus difficiles de cette longue aventure.

Je veux remercier le département d'économie de l'UQÀM, les professeurs ainsi que les membres du personnel administratif et tous les étudiants du programme de maîtrise en économie qui ont su faire en sorte que ces deux années de maîtrise à l'UQAM ont été si agréables. Un merci tout spécial à Martin Leblond Létourneau et Philippe Maltais qui ont été mes fidèles collègues et amis tout au long de ce parcours académique ainsi que dans la vie de tous les jours au cours de ces deux années.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	v
LISTE DES TABLEAUX	vi
RÉSUMÉ	viii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE	3
1.1 Introduction	3
1.2 Espérance de vie et santé	3
1.3 Dépenses et productivité	5
1.4 Gradient éducation/santé	6
1.5 Croissance des salaires	6
1.6 Conclusion	8
CHAPITRE II	
LES DONNÉES	9
2.1 NHIS	10
2.1.1 Description et limites	10
2.1.2 Méthodologie	11
2.2 Certificats de mortalité liés au NHIS	13
2.2.1 Description et limites	13
2.2.2 Méthodologie	13
2.3 Les enquêtes sur les dépenses médicales	14
2.3.1 Description et limites	14
2.3.2 Méthodologie	15
2.4 Données sur les salaires	16
2.4.1 Description et limites	16
2.4.2 Méthodologie	17

2.4.3 Conclusion	17
CHAPITRE III	
STATISTIQUES DESCRIPTIVES	18
3.1 Les tendances de santé par niveau d'éducation	18
3.1.1 Causes possibles	21
3.2 Dépenses médicales et revenus	23
3.3 Conclusion	27
CHAPITRE IV	
MODÈLE	28
4.1 Variables	29
4.2 Estimation	31
4.2.1 Instrument	32
4.2.2 Dynamique	34
4.2.3 Estimation semi-paramétrique	35
CHAPITRE V	
RÉSULTATS	37
5.1 Instrument	39
5.2 Régression par variables instrumentales	40
5.3 Dynamique	43
5.4 Estimation semi-paramétrique	45
5.5 Analyse de sensibilité	47
5.6 Coûts et bénéfices	52
CONCLUSION	56
BIBLIOGRAPHIE	58

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
3.1 Évolution des individus en bonne santé dans le temps	19
3.2 Évolution du taux de mortalité en fonction du temps	20
3.3 Évolution du taux d'obésité en fonction du temps	22
3.4 Évolution de la fraction des individus qui dépensent en santé en fonction du temps	24
3.5 Log des dépenses médicales totales en fonction du temps	25
3.6 Log des revenus familiaux moyens en fonction du temps	26
5.1 Estimation semi-paramétrique de la relation entre les mesures de santé et les dépenses médicales	46
5.2 Estimation semi-paramétrique de la relation entre les mesures de santé et les dépenses médicales dans la sous-population	52

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1	Statistiques descriptives sur la variable dépendante 12
2.2	Description des variables indépendantes, données NHIS 13
2.3	Sous-catégories des dépenses de santé, données NMES et MEPS 15
3.1	Évolution du tabagisme à travers le temps en pourcentage de la population 21
3.2	Taux de croissance annuel moyen des dépenses médicales et du revenu familial par niveau d'éducation 27
5.1	Régression du statut de santé et du logarithme du taux de mortalité sur les dépenses médicales 38
5.2	Régression des dépenses médicales sur le revenu familial 39
5.3	Régression du statut de santé sur les dépenses médicales 41
5.4	Régression du logarithme du taux de mortalité sur les dépenses médicales 42
5.5	Régression dynamique du statut de santé sur les dépenses médicales . . 43
5.6	Régression dynamique du logarithme du taux de mortalité sur les dépenses médicales 44
5.7	Régression des mesures de santé ajustées sur les dépenses médicales ajustées 47
5.8	Régression des mesures de santé par MCO dans la sous-population . . . 48

5.9 Régression par variables instrumentales des mesures de santé sur les dépenses médicales dans la sous-population	49
5.10 Régression dynamique des mesures de santé sur les dépenses médicales dans la sous-population	50
5.11 Coûts et bénéfices des dépenses médicales	53
5.12 Coût par vie sauvée	55

RÉSUMÉ

L'espérance de vie augmente à un rythme d'environ 3 mois par année depuis près de 160 ans dans les pays développés. Cependant, les dépenses médicales ont augmenté beaucoup plus rapidement au cours des dernières années. Est-ce qu'une continuation de cette tendance est souhaitable? Est-ce que les gens vivent en aussi bonne santé même s'ils vivent plus vieux? Nous postulons un modèle économétrique avec des effets fixes et des variables instrumentales pour estimer l'impact des dépenses médicales sur une mesure de qualité de vie et de longévité aux États-Unis. Nous évaluons le coût engendré par cette augmentation de longévité et nous postulons également un modèle semi-paramétrique pour évaluer l'hypothèse selon laquelle les dépenses médicales sont régies par des rendements marginaux décroissants. Nos résultats suggèrent qu'une augmentation des dépenses médicales entraîne une augmentation de la qualité de vie des gens ainsi que de la longévité. Cette relation est encore plus forte pour les individus âgés de 45 ans et plus et le coût par année de vie sauvée pour ce même groupe est de 315 000 \$. Ce résultat est de loin inférieur à ce que les économistes appelle la valeur statistique d'une vie humaine qui se situe autour de 7 millions de dollars par vie humaine. De plus, nous trouvons qu'il existe une relation non linéaire entre les dépenses médicales et les deux mesures de santé étudiées, ce qui vient appuyer l'hypothèse des rendements marginaux décroissants des dépenses médicales. Malgré l'augmentation plus rapide des dépenses de santé au cours des dernières années, les habitants des États-Unis vivent plus vieux et en meilleure santé qu'il y a 20 ans.

Mots clés : dépenses médicales, taux de mortalité, qualité de vie, coûts et bénéfices

INTRODUCTION

Depuis le milieu du XX^e siècle, la part du PIB investit en santé augmente constamment, à un rythme de plus en plus rapide. Cette tendance est observée dans tous les pays développés. Est-ce qu'une continuation de cette tendance est souhaitable? Pour répondre à cette question, il faut mesurer les bénéfices ainsi que les coûts directs. Est-ce que nous sommes rendus au point où les bénéfices marginaux d'investir en santé sont plus faibles que les coûts? Pratiquons-nous une médecine du «plat de la courbe»? Ces questions sont au coeur du grand débats entourant l'augmentation des dépenses médicales aux États-Unis.

D'un côté, lorsqu'on pense au fait qu'une grande partie des dépenses en santé sont encourues dans la dernière année de vie, on peut penser que les bénéfices sont peut-être moins grands que les coûts (Cutler et Meara, 1998). La quantification des bénéfices est cruciale pour les décideurs politiques qui s'occupent de la distribution des ressources dans le pays. Cependant, la quantification de ces bénéfices marginaux pose problème, car elle implique que nous connaissions la forme de la fonction de production de santé. En théorie, on fait l'hypothèse d'une fonction à rendements marginaux décroissants. Il serait intéressant de tester cette hypothèse. De plus, il serait important de savoir si, en ce moment, les dépenses effectuées ont encore un impact positif sur la santé et la longévité. Et si tel est le cas, de quantifier le coût marginal de cette amélioration de santé (c-à-d., le coût marginal de sauver une vie) et de le comparer à la mesure du coût statistique d'une vie humaine utiliser par les économistes.

Estimer la relation entre dépenses médicales et niveau de santé est difficile en raison de plusieurs facteurs. Par exemple, les variables omises et le problème de simultanéité entraînent des biais d'estimation sur l'impact des dépenses médicales. Les chercheurs ont tenté de corriger pour ces problèmes, mais ceux-ci demeurent importants.

Dans ce mémoire, nous utilisons une nouvelle stratégie empirique basée sur l'utilisation de variables instrumentales et d'effets fixes pour diminuer l'impact de ces facteurs. Nous allons exploiter le fait que les inégalités de salaires ont augmenté aux États-Unis par niveau d'éducation, ce qui est dû en grande majorité à des facteurs propres au marché du travail et qui ne sont pas reliés à la santé. Cette croissance des inégalités de revenus entraînent des divergences dans la croissance des dépenses médicales à travers le temps entre les différents niveaux d'éducation en raison de la forte relation empirique entre revenus et dépenses médicales. C'est à travers cette relation qu'il est possible d'identifier l'effet de la croissance des dépenses médicales sur la croissance des niveaux de santé. Nous utilisons des données provenant de grandes enquêtes publiques aux États-Unis (c-à-d., National Health Interview Survey [NHIS], National Death Index [NDI], Medical Expenditure Panel Survey [MEPS] et Current Population Survey [CPS]) pour estimer cet effet.

Ce mémoire débute par une revue de la littérature afin de positionner le sujet et d'en démontrer la pertinence. Par la suite, les micro-données utilisées ainsi que leur provenance sont discutées. Les deux chapitres suivants présentent les statistiques descriptives de la base de données utilisée ainsi que les modèles et les méthodes d'estimation. Le dernier chapitre présente les résultats ainsi que les limitations du mémoire et il est suivi de la conclusion.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

1.1 Introduction

Dans cette revue de la littérature, nous cherchons à recenser les travaux ayant répondu à la question suivante : «Les soins de santé entraînent une augmentation du niveau de vie, mais à quel prix?» Nous recensons d'abord l'évolution de plusieurs mesures tels que l'espérance de vie, le gradient éducation-santé, les dépenses médicales ainsi que la croissance des salaires. Nous identifions les principales stratégies empiriques appliquées et nous motivons le choix méthodologique utilisé dans ce mémoire.

1.2 Espérance de vie et santé

L'espérance de vie aux États-Unis en 2010 est de 78,9 ans (United State Census Bureau, 2010). Depuis le milieu du XX^e siècle, la majeure partie de l'augmentation de l'espérance de vie provient d'une baisse marquée du taux de mortalité aux âges avancés (Oeppen et Vaupel, 2002). Plusieurs scientifiques croient que l'espérance de vie humaine va atteindre un plafond dans les prochaines décennies ou bien croient que l'on aurait dû en atteindre un déjà. Cependant, tout porte à croire qu'ils se sont trompés (Oeppen et Vaupel, 2002). L'espérance de vie, dans les pays développés, croît à un rythme de trois mois par année et cette tendance se maintient depuis plus de 160 ans (Oeppen et Vaupel, 2002). Si elle continue, l'espérance de vie devrait atteindre 100 ans d'ici six décennies. Cependant, ceci entraîne une augmentation du nombre de personnes âgées

dans la société, car elles vivent de plus en plus longtemps. Ce phénomène apporte des questionnements aux niveaux gouvernemental et privé à propos des systèmes de pension et, surtout, des soins de santé. Les personnes âgées ont plus souvent recours au système de santé, alors il faut prévoir cette augmentation pour, par la suite, bien répondre aux besoins.

Une augmentation de l'espérance de vie est une chose, mais est-ce que les personnes qui vivent plus longtemps peuvent en profiter ou souffrent-elles d'une invalidité quelconque ? Cette invalidité est mesurée selon l'incapacité d'accomplir leurs activités quotidiennes sans avoir recours à l'aide de quelqu'un d'autre. En d'autres mots, les personnes doivent être incapables de pratiquer des activités comme l'entretien de la maison ou bien faire les courses pour être déclarées invalides. Selon Freedman *et al.* (2007), le pourcentage des Américains âgés de 65 ans et plus ayant besoin d'aide au quotidien a diminué de 1,4 % par année entre 1997 et 2004. Cependant, ils rapportent aussi une augmentation du pourcentage des personnes âgées vivant avec une maladie chronique au cours de la même période. Les dépenses pharmaceutiques servant à prévenir et guérir les maladies cardiovasculaires ont augmenté ainsi que les interventions chirurgicales ce qui pourrait expliquer que les avancées pharmaceutiques (bêta-bloquants) ou bien chirurgicales (angioplasties et cataractes) ont engendré une diminution des maladies cardiovasculaires et visuelles causant l'invalidité (Moeller, Miller et Banthin, 2004). Par contre, cet impact est diminué par l'augmentation d'un autre phénomène : l'obésité.

En effet, le taux d'obésité aux États-Unis a augmenté au cours des dernières décennies. Entre 1980 et 2000, le taux d'obésité chez les adultes aux États-Unis est passé de 22,9 % à 30,5 % (Flegal *et al.*, 2002). C'est une augmentation non négligeable sachant que l'obésité entraîne un risque plus élevé de contracter des maladies comme le diabète, l'hypertension et des troubles cardiaques (Mokdad *et al.*, 2003). Cette augmentation peut provenir du changement dans le style de vie des gens, de la diminution du taux de tabagisme ou encore du fait que les gens préparent moins de nourriture à la maison et mangent plus dans les restaurants (Cutler, Glaeser et Shapiro, 2003). L'obésité est un facteur de risque grandissant chez les Américains et pourrait apporter certaines

complications dans le futur telle une augmentation de la demande de soins de santé et peut-être même mettre un frein à l'augmentation de l'espérance de vie.

1.3 Dépenses et productivité

Au cours des dernières années, les dépenses en santé aux États-Unis en pourcentage du PIB ont augmenté considérablement. En effet, elles sont passées de 5,2 % en 1950 à 15,4 % en 2000 (Hall et Jones, 2007). La majeure partie de cette augmentation est attribuable à l'augmentation marquée des dépenses de santé chez les personnes plus âgées. Par exemple, les dépenses de santé pour les personnes âgées de 65 ans et plus étaient 1,5 à 2,5 fois plus élevées que les individus de 35 à 44 ans en 1963 et en 2000, elles sont de 3 à 5 fois plus élevées (Meara, White et Cutler, 2004). Cette même étude suggère que les dépenses médicales sont assez stables entre les groupes d'âge avant 45 ans et qu'à partir de cet âge, les dépenses augmentent continuellement. Selon Cutler et McClellan (2001), l'augmentation des dépenses est due en grande partie aux découvertes telles que les bêta-bloquants, l'angioplastie et la chirurgie des cataractes qui ont des impacts majeurs sur la santé des individus et, surtout, chez les plus âgés. Alors, il est intéressant de se demander si cette augmentation des dépenses médicales en vaut vraiment la peine. Si les bénéfices sont nuls, cela pourrait entraîner des questionnements sur la façon d'investir en santé.

De plus, plusieurs études macroéconomiques ont étudié les déterminants des dépenses de santé dans plusieurs pays au cours des dernières décennies. La majorité de ces études arrivent à la conclusion que le principal déterminant des dépenses médicales est le revenu des individus (Culyer et Newhouse, 2000). Les auteurs de ces études ont calculé l'élasticité-revenu des dépenses médicales et les résultats sont toujours plus grands que 0 et souvent près d'un ou plus élevé que un. Sachant ceci, il serait intéressant de voir si les inégalités de revenu que l'on retrouve dans la population des pays développés se traduisent dans les dépenses de santé ainsi que sur la santé des individus. Si tel est le cas, il serait intéressant de comprendre les mécanismes qui font augmenter ces inégalités (Kopczuk *et al*, 2010).

1.4 Gradient éducation/santé

Il semble y avoir un impact important du niveau d'éducation des individus sur l'augmentation de l'espérance de vie. Entre les années 1990 et 2000, les gens ayant plus de 12 années de scolarité ont connu une augmentation de leur espérance de vie de 1,6 année tandis que les gens moins éduqués ne l'ont pas vue augmenter (Meara, Richard et Cutler, 2008). La première cause envisageable est que les personnes moins éduquées sont plus enclines à avoir des comportements à risque tels que fumer, boire ou bien avoir un excès de poids, ce qui augmente le risque de maladies cardiovasculaires et respiratoires. Par exemple, aux États-Unis, le tabac est responsable de 435 000 morts prématurées par année et l'obésité, quant à elle, de 100 000 à 400 000 (Cutler *et al*, 2011). Cependant, il est démontré dans cette même étude que le tabac et l'obésité ne sont responsables que d'une petite fraction de la différence d'espérance de vie entre les gens éduqués et moins éduqués.

Une deuxième explication envisagée est que les personnes plus éduquées ont souvent un meilleur salaire, donc un plus grand accès aux soins de santé. Comme nous l'avons expliqué auparavant, le déterminant le plus important des dépenses médicales est le revenu. Il est possible d'envisager qu'une augmentation des inégalités de revenus entre les différents niveaux d'éducation puisse expliquer une bonne partie de la divergence de niveau de santé entre les gens plus et moins éduqués. En résumé, il a été démontré qu'il existe une différence de longévité selon le niveau d'éducation des individus, mais les causes de cet écart n'ont pas encore été clairement identifiées.

1.5 Croissance des salaires

Les États-Unis, comme les autres pays anglo-saxons (Canada et Angleterre) ont connu une croissance des inégalités de revenu au cours des dernières années. La décennie des années 1980 est celle où l'augmentation est la plus élevée au cours des 40 dernières années (Lemieux, 2008; Autor, Katz et Kearney, 2008). De plus, l'augmentation des inégalités n'affecte pas la totalité de la distribution des salaires horaires de la même

façon. L'impact semble plus important dans la dernière portion de la distribution. Les gens les plus riches voient leur revenu augmenter encore plus rapidement que les gens les moins riches (Lemieux, 2008).

Par la suite, les chercheurs ont démontré que l'éducation a un impact sur la croissance du niveau salarial et sur la distribution des salaires à travers cette même période. Les personnes ayant plus de 16 ans de scolarité sont les seules pour lesquelles les inégalités avec les autres groupes d'éducation ont augmenté sur toute la période. Les récentes études démontrent qu'il y a un changement à chacun des pôles de la distribution. Par exemple, l'écart entre les salaires des diplômés d'un niveau supérieur au collégial et ceux détenant un diplôme d'études secondaires est deux fois plus élevé qu'en 1973 tandis que l'écart entre les détenteurs d'un diplôme secondaire et ceux qui n'en ont pas diminue (Lemieux, 2008). Ceci suggère que l'éducation entraîne une augmentation des inégalités salariales.

La plupart des chercheurs s'entendent pour dire que les hypothèse principale sont : l'augmentation de la demande de travailleurs qualifiés qui est expliqués par le phénomène «Skill-Biased Technical Change» (SBTC), la diminution du salaire minimum en terme réel ainsi que la diminution de la syndicalisation des travailleurs (Lemieux, 2008). Tout d'abord, le phénomène SBTC s'explique en partie par l'arrivée de l'informatique sur le marché du travail. La demande de travailleurs capables d'utiliser la technologie augmente avec l'arrivée de ces appareils et diminue celle des travailleurs manuels. De plus, les récentes études tentent d'expliquer le phénomène par une version augmentée du SBTC qui prend en compte la catégorisation des emplois. Cette version suggère que les emplois demandant un niveau de scolarisation moyen peuvent être occupés par des machines comparativement aux emplois demandant des habiletés cognitives plus développées ou très faibles. Ceci explique la polarisation de la distribution des salaires (Autor *et al*, 2008). Deuxièmement, la diminution du salaire minimum en terme réel semble avoir entraîné une augmentation des inégalités salariale au cours des dernière années et plus particulièrement dans les années 1980 et début des années 1990 (Lemieux, 2008). Finalement, la baisse de la syndicalisation a entraîné une aug-

mentation des inégalité dans la partie supérieur de la distribution des salaires (Lemieux, 2008).

En résumé, nous avons vu que les inégalités de revenu sont grandissantes entre les personnes plus et moins éduquées dans la population américaine. Ceci coïncide avec l'augmentation des inégalités de santé sur la même période aux États-Unis. Cependant, aucune étude n'a tenté d'expliquer l'augmentation des inégalités de revenu par la hausse des inégalités de santé. Étant bien corrélé avec les dépenses médicales et n'expliquant pas directement le niveau de santé des individus, le revenu semble donc un bon candidat pour instrumenter les dépenses médicales.

1.6 Conclusion

Selon les experts, l'espérance de vie n'a pas encore atteint son sommet et la qualité de vie des personnes âgées s'améliore au fil des années (Oeppen et Vaupel, 2002). Les dépenses en soins de santé de ces personnes ne cessent d'augmenter, et ce, à un rythme plus élevé que les autres groupes d'âge. L'augmentation de l'espérance de vie et de la qualité de vie n'affecte pas tous les individus de la même façon et il semble que le niveau d'éducation des individus joue un rôle prépondérant dans l'ampleur de cette augmentation. En plus d'entraîner des divergences sur le niveau de santé des gens, l'éducation semble également jouer un rôle important sur les inégalités de revenu dans la population. C'est pour cette raison que nous allons exploiter cette relation entre les dépenses médicales et le revenu pour instrumenter les dépenses médicales avec le revenu des individus. De plus, nous allons postuler un modèle qui contrôle pour les facteurs de risque comme le taux d'obésité et le taux de fumeurs qui semble avoir un impact sur la santé des individus. Nous contrôlerons également pour les différences entre les niveaux d'éducation, d'âge et d'années. Ceci permettra d'isoler l'effet des dépenses médicales sur le statut de santé des individus ainsi que sur le taux de mortalité. Nous utiliserons cet effet pour voir si l'augmentation des dépenses médicales au cours des dernières années a entraîné des bénéfices supérieurs aux coûts.

CHAPITRE II

LES DONNÉES

Cette étude analyse des cohortes d'individus spécifiques selon l'année, le groupe d'âge ainsi que le niveau d'éducation. Cependant, aucune enquête de ce type regroupant toutes les variables nécessaires n'est disponible et c'est pourquoi il faut regrouper différentes enquêtes représentatives répétées pour y arriver.

Les données qui seront utilisées dans cette étude proviennent de quatre grandes enquêtes publiques aux États-Unis. Tout d'abord, l'enquête du NHIS regroupe les données nécessaires pour analyser la santé des individus à travers les années. Par la suite, celle du NDI fait un lien entre le NHIS et les certificats de décès aux États-Unis. De plus, il faut trouver une enquête qui mesure les dépenses de santé des Américains. Pour cela, il faut mettre en commun deux séries de données, soit celles du MEPS qui s'étend de 1996 jusqu'à aujourd'hui et celle du National Medical Expenditure Survey (NMES) de l'année 1987. Les données entre 1987 et 1996 seront extrapolées linéairement pour combler le manque de données entre ces années. Pour terminer, il faut réunir des données mesurant le revenu des ménages américains. Ces statistiques sont disponibles dans l'enquête du CPS.

2.1 NHIS

2.1.1 Description et limites

Cette enquête recense l'état et les habitudes de santé de la population américaine. Elle est menée par la division National Center for Health Statistics (NCHS) du Centers for Disease Control and Prevention (CDC) aux États-Unis et elle est libre d'accès sur Internet. Elle s'étend de 1957 jusqu'à aujourd'hui et est conduite tous les ans. Il y a en moyenne 100 000 répondants par année et ces répondants sont des américains non institutionnalisés.¹ De 1982 à 1996, le questionnaire était composé de deux parties. La première partie contenait le questionnaire de base qui recueillait les informations comme les conditions de santé et l'utilisation des soins de santé. Par la suite, la deuxième partie comprenait des questionnaires complémentaires qui variaient d'année en année selon le besoin de données sur des sujets précis tels que le tabagisme ou des conditions reliées à des maladies spécifiques. À partir de 1997, le contenu des questionnaires complémentaires est demeuré fixe. Entre autres, il y a un questionnaire qui est remis aléatoirement à un adulte du ménage et qui comporte des questions plus précises sur les comportements et les habitudes de vie reliés à la santé. Ce questionnaire servira pour les variables de contrôle telles que le tabagisme et l'embonpoint. La collecte se fait en récoltant des données sur les ménages et chaque membre y répond, s'il est présent lors de l'entretien. Sinon, l'adulte qui est responsable de la famille et qui a les connaissances nécessaires répond à sa place.

Cette enquête sera utilisée sur la période de 1987 à 2008, car les données sur les dépenses ne sont pas disponibles publiquement avant 1987. De plus, cette enquête est bâtie sur le principe de la déclaration volontaire, ce qui entraîne quelques erreurs de mesure telle qu'une sous-estimation de l'obésité, car les gens sous-estiment leur poids et surestiment leur grandeur (Waidmann, Bound et Schoenbaum, 1995).

1. Personnes de 16 ans et plus résidant dans un des 50 états américains ou le district de Columbia qui ne sont pas détenues dans un établissement pénitentiaire, une installation (psychiatrique ou foyer pour personnes âgées) et qui ne sont pas en service actif dans les Forces armées.

2.1.2 Méthodologie

Tout d'abord, il faut regrouper les différentes parties des enquêtes les unes avec les autres pour avoir entre les mains toutes les variables disponibles pour une année en particulier. Le questionnaire de base est resté le même au cours de toutes les années d'études. Il renferme les renseignements de base sur le répondant comme l'âge, le sexe, le niveau d'éducation, etc. De plus, il contient le numéro d'identification de chaque répondant, ce qui permet de faire le lien entre ses réponses au questionnaire de base et celles aux questionnaires complémentaires.

Pour les années 1997 et suivantes, plusieurs des variables qui seront utilisées dans le modèle se retrouvent dans le questionnaire de base comme l'âge, le sexe et le niveau d'éducation. Par contre, la grandeur ainsi que le poids sont seulement répertoriés pour les répondants qui ont été choisis afin de répondre aux questionnaires complémentaires. Pour ces années, il faut joindre deux fichiers pour avoir toutes les variables nécessaires à l'étude. Le premier constitue le questionnaire de base et le questionnaire complémentaire pour les adultes qui est attribué aléatoirement. Pour les années avant 1996, le questionnaire de base contient une grande partie des variables utiles, mais il faut tout de même joindre un ou deux questionnaires supplémentaires, en fonction de l'année, pour obtenir toutes les variables explicatives qui seront utilisées dans ce mémoire. Ces variables sont présentes à chaque année, mais sous des noms différents qu'il faut recoder. Parmi celles-ci, la plus importante est sans contredit celle du statut de santé subjectif de l'individu, dans laquelle les répondants devaient classer leur état de santé selon une échelle déterminée. Ces choix sont présentés dans le tableau 2.1. Pour cette étude, la variable de statut de santé sera reclassifiée selon deux catégories différentes. La première comprendra les gens avec un statut de santé «excellente» ou «très bonne» qui se retrouveront dans la catégorie «Bonne santé» et les gens avec un statut de santé «bonne», «passable» ou «mauvaise» constitueront la catégorie «moins bonne santé».

Concernant le niveau d'éducation, il est répertorié selon le nombre d'années scolaires réussies. Au fil des années, le niveau d'éducation moyen des gens a changé et le

Tableau 2.1: Statistiques descriptives sur la variable dépendante

Variables	Composantes
Statut de santé	Excellente
	Très bonne
	Bonne
	Passable
	Mauvaise

système d'éducation aussi. Dans le cadre de cette étude, le niveau d'éducation est comptabilisé selon trois grandes catégories. Premièrement, les gens n'ayant pas de diplôme d'études secondaires (moins de 12 ans d'études), ceux avec un diplôme d'études secondaires et quelques années de collège (entre 12 et 15 ans d'études) et les gens avec 4 ans de collège ou plus (16 ans d'études et plus). Par la suite, il y a l'indice de masse corporelle qui est calculé selon le poids de l'individu en kilogrammes divisé par sa grandeur en mètres au carré. La définition des classes concernant l'obésité est conforme avec celle de l'Organisation mondiale de la santé (OMS). Pour les adultes, un indice de masse corporelle entre 18,5 et 25 signifie que la personne est dans son poids santé alors qu'un indice de 25 et plus représente un surpoids. Un état d'obésité est considéré lorsque la personne possède un indice de 30 et plus et l'obésité extrême, un indice de 40 et plus. Pour l'étude, la variable obèse sera une variable dichotomique qui est égale à 1 lorsque les gens ont un IMC plus grand que 30 et 0 pour les autres.

Une autre variable importante que l'on retrouve dans la base de données du NHIS est l'usage du tabac. Cette variable n'est pas disponible pour deux années sur les 22 étudiées. La question fut omise pour les années 1989 et 1996. Les fumeurs sont divisés en trois catégories. L'une de celles-ci correspond aux anciens fumeurs. Elle représente les personnes qui ont fumé au moins 100 cigarettes au cours de leur vie, mais qui ne fument plus actuellement. Les autres catégories sont présentées dans le tableau 2.2 avec les autres variables indépendantes. Pour qu'il n'y ait pas de réponse manquante

Tableau 2.2: Description des variables indépendantes, données NHIS

Variables	Composantes
Année	De 1987 à 2008
Âge	Groupes d'âge de 5 ans variant de 25 à 84 ans
Niveau d'éducation	Sans diplôme d'études secondaires Diplôme d'études secondaires et quelques années de collège Gradué du collège et plus
Statut d'obésité	Normal ($18,5 < \text{IMC} \leq 25$) Surpoids ($25 < \text{IMC} \leq 30$) Obésité ($30 < \text{IMC} \leq 40$) Obésité extrême ($\text{IMC} > 40$)
Statut de fumeur	Ne fume pas Anciens fumeurs Fumeurs

lors de l'analyse, le statut de fumeur sera extrapolé de façon linéaire pour les années manquantes. Une variable indiquant le pourcentage de chacun des statuts est créée par année, niveau d'éducation, âge et la moyenne entre l'année antérieure et la suivante est prise.

2.2 Certificats de mortalité liés au NHIS

2.2.1 Description et limites

Les données du NDI font un lien entre les répondants du NHIS et les certificats de mortalité aux États-Unis. Cette enquête permet au chercheur de lier les facteurs de santé que l'on retrouve dans la base du NHIS avec les données sur la mortalité. Les fichiers sont disponibles gratuitement sur le site du CDC.

2.2.2 Méthodologie

Les numéros d'identification ne sont pas dans le même ordre que ceux utilisés précédemment. Il faut donc remanier ce numéro d'identification pour le faire correspondre avec celui de l'année qu'il faut joindre aux questionnaires du NHIS pour pouvoir

lier les données des répondants. Par la suite, les quelques variables contenues dans ce questionnaire s'ajoutent aux autres déjà entrées. Par exemple, ces questionnaires contiennent une variable qui indique si le répondant est vivant ou non et c'est à partir de cette variable que les taux de mortalité seront calculés. De plus, ils contiennent des renseignements sur l'année de la mort du répondant ainsi que sur la cause de son décès.

2.3 Les enquêtes sur les dépenses médicales

2.3.1 Description et limites

Les données utilisées pour mesurer les dépenses médicales proviennent de deux grandes bases de données sur les dépenses médicales aux États-Unis. Premièrement, les données du NMES de 1987 serviront de base pour les premières années de l'analyse. Cette enquête est conduite par l'Agency for Health Care Policy and Research (AHCPR). Le NMES comporte plusieurs catégories de données différentes. Premièrement, il y a un fichier de renseignements sur les ménages américains, un deuxième sur l'utilisation des différents types de soins médicaux et plusieurs autres sur des sujets divers concernant le domaine de la santé. Il faut joindre les deux premiers fichiers pour récupérer toutes les données nécessaires à l'étude. Cette enquête a interrogé un total de 35 000 personnes provenant de 14 000 ménages. Elle fournit des renseignements sur des répondants américains non institutionnalisés, tout comme le NHIS. Cependant, il n'existe aucune enquête du même type disponible concernant les dépenses médicales entre 1987 et 1996.

Par la suite, l'enquête la plus importante sur les dépenses de santé aux États-Unis est sans aucun doute le MEPS. Cette enquête longitudinale a été implantée en 1996 et se poursuit chaque année depuis ce temps. Elle est conduite par l'Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ) qui est une agence du U.S. Department of Health & Human Services. Tout d'abord, cette enquête est spécialisée dans la collecte de renseignements comme l'usage que les Américains font des services de santé, la fréquence qu'ils les utilisent et le coût qui y est relié. Bien entendu, ce qui est intéressant dans le cadre de cette recherche est le coût relié à ces utilisations. Le MEPS comporte deux princi-

Tableau 2.3: Sous-catégories des dépenses de santé, données NMES et MEPS

Catégorie de service	Variables utilisées
Soins hospitaliers	Dépenses pour les services d'urgence
	Dépenses d'établissement pour les patients hospitalisés
Services médicaux et cliniques	Dépenses pour les docteurs des services d'urgence
	Dépenses de docteurs pour les patients hospitalisés
	Dépenses d'établissement pour les patients non hospitalisés
	Dépenses des fournisseurs pour les patients non hospitalisés
Prescriptions et médicaments	Dépenses de bureau et d'office
	Dépenses totales pour les prescriptions et médicaments
Soins de santé à la maison	Dépenses d'agence de santé à domicile
	Dépenses totales de santé à domicile hors agence
Autres	Dépenses totales en soins dentaires
	Dépenses totales en soins de la vision (lunettes et lentilles)
	Autres dépenses totales en matériel et fournitures

pales composantes comparativement au NMES qui en comptait plusieurs. La première composante est la partie sur les ménages et la deuxième, celle sur l'assurance santé. Cette enquête est construite pour représenter la population américaine. Les répondants sont sélectionnés parmi les anciens répondants du NHIS pour former un échantillon représentatif de la population américaine non institutionnalisée. Chacun des ménages est interrogé cinq fois dans une période de deux ans et demi.

2.3.2 Méthodologie

Pour construire une base de données utile pour la recherche, il faut tout d'abord lier les années les unes avec les autres. Comme il a déjà été expliqué précédemment, il faut trouver et construire les variables qui seront utilisées dans le modèle et, par la suite, s'assurer que celles-ci sont identiques année après année avant de lier les années 1987 et 1996 à 2008. Encore une fois, il faut garder les variables principales comme l'âge, le sexe et le niveau d'éducation des répondants, mais, en plus, il faut garder toutes les mesures sur les dépenses médicales. Celles-ci permettront de calculer les dépenses totales de santé qui contiennent les dépenses énumérées dans le Tableau 2.3. Pour pouvoir comparer ces dépenses, il faut les corriger de l'inflation. Ceci est fait grâce à l'indice

des prix à la consommation relative à tous les biens du Bureau of Labor Statistics avec comme référence l'année 2012 (2012=100). Comme il est expliqué plus haut, le NMES contient des données pour l'année 1987 et le MEPS, de 1996 à 2008. Il faut donc extrapoler des données pour les années manquantes. Ce processus est fait après avoir corrigé les données de l'inflation, donc elles seront également en dollars de 2012. Elles sont extrapolées selon le niveau d'éducation ainsi que l'âge du répondant pour les années 1988 à 1995. Ce processus permettra d'analyser les dépenses médicales selon une tendance et c'est exactement ce qui est recherché. Les dépenses incluent la portion du montant total payé par le consommateur ainsi que celui payé par l'assureur.

2.4 Données sur les salaires

2.4.1 Description et limites

L'enquête du CPS est menée depuis 1942 par le Census Bureau pour le Bureau of Labor Statistics aux États-Unis. Ce dernier fait l'analyse des données depuis 1959. Elle interroge entre 50 000 et 60 000 ménages américains par mois sur plusieurs sujets comme leurs revenus, les heures travaillées et plusieurs autres caractéristiques qui permettent de tracer un portrait du marché du travail américain. Les ménages interrogés sont choisis de façon aléatoire pour représenter la population américaine non institutionnalisée, comme dans les autres enquêtes, et une variable de poids est fournie. Ils sont interrogés 8 fois sur une période de 16 mois. Les données sont disponibles tous les mois, mais le questionnaire du mois de mars contient les données annuelles et il est plus complet. Il n'a pas changé de 1967 jusqu'à 1994. Cependant, il a subi quelques modifications en 1994 et en 2003, mais ces changements n'auront pas d'impact sur les variables utilisées dans cette étude. Le revenu familial annuel est maintenant mesuré plus précisément et la façon de calculer la variable de poids a changé dû à la reconfiguration du questionnaire.

2.4.2 Méthodologie

L'enquête du CPS est accessible sur Internet et il suffit de joindre chacune des années pour former un seul fichier contenant les 22 années. Par la suite, on recode les variables d'éducation et d'âge pour qu'elles soient identiques à celles des autres enquêtes, ce qui permettra de créer une base de données finales pour l'étude avec les variables d'intérêt des quatre grandes enquêtes. À l'intérieur du CPS, la variable d'intérêt qui sera conservée est le revenu familial. Tout comme les dépenses médicales, il faut le corriger de l'inflation. Il suffit d'utiliser l'indice des prix pour convertir les revenus nominaux de chaque année en dollars de 2012.

2.4.3 Conclusion

Pour terminer, les gens sont classés par année, par groupe d'âges de 5 ans variant de 25 à 80 ans et par 3 niveaux d'éducation différents, pour un total de 792 groupes d'individus différents. Par contre, les données du NDI sont disponibles jusqu'en 2004 ce qui restreint le nombre de groupes à 648. Le groupe ayant le moins de répondants contient 106 personnes, ce qui est suffisant pour l'analyse. La moyenne pour chacune des variables est retenue pour chacun des groupes. De plus, pour conserver la représentation au niveau de la population américaine, les analyses seront pondérées par le nombre d'individus dans chacun des groupes. Ceci assurera la représentation de la population, car les données du NHIS, MEPS, CPS et NDI sont pondérées par la variable de poids fournit dans ces enquêtes qui permet une représentation de la population américaine dans son ensemble. Par contre, l'utilisation de ses sources de données entraînent certaines limitations. Ces bases de données représentent la population américaine non-institutionnalisée ce qui fait en sorte que les personnes âgées vivant dans les foyers de retraite sont exclues. Ceci peut avoir un impact relativement important sur les résultats puisque nous avons vu que l'impact des dépenses médicales est plus important chez les personnes d'un certain âge comparativement à la population entière.

CHAPITRE III

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

À l'aide des données, nous allons décrire les tendances observées des variables de l'étude pour chacun des niveaux d'éducation. Les prochaines pages aborderont les causes possibles du problème de santé actuel et futur et traiteront des tendances dans les dépenses de santé des ménages ainsi que de la croissance des inégalités de revenus. Pour bien faire ressortir ces tendances, les mesures des figures ont été lissées dans tout ce chapitre.

3.1 Les tendances de santé par niveau d'éducation

La santé des gens dépend de plusieurs facteurs et, de plus en plus, l'éducation semble jouer un rôle prépondérant. Les individus ayant un niveau d'éducation plus élevé semblent en meilleure santé, mais les mécanismes à l'origine de ce phénomène demeurent incertains. La figure 3.1 présente le pourcentage d'individus en bonne santé en fonction du temps. Le graphique de gauche présente le pourcentage de la population qui sont en bonne santé selon leur niveau d'éducation. Il semble y avoir une tendance à la baisse chez les individus n'ayant pas de diplôme d'études secondaires ainsi que chez ceux en ayant un. Pour le premier groupe, la proportion a diminué d'environ 3 points de pourcentage tandis que, chez le deuxième groupe, la diminution est d'environ 2 points de pourcentage. Le pourcentage de personnes en bonne santé pour les plus éduqués est resté relativement stable au cours des 20 dernières années. Le graphique de droite présente la même analyse, mais pour les personnes âgées de 75 à 79 ans pour voir si

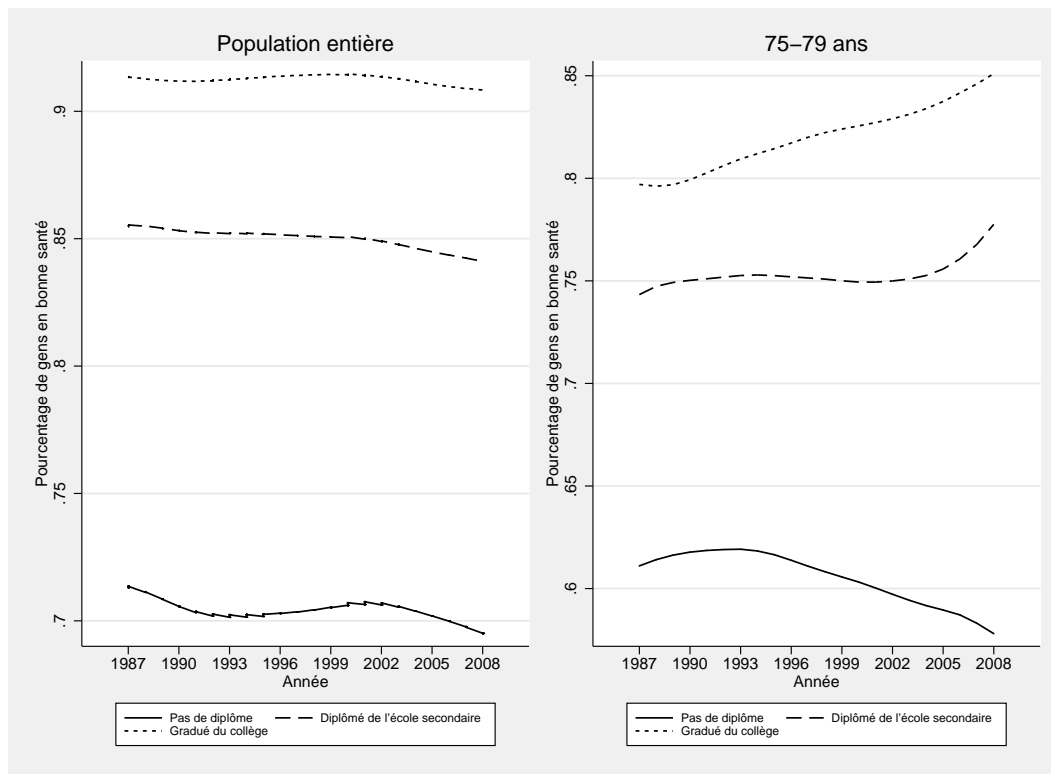


Figure 3.1: Évolution des individus en bonne santé dans le temps

la même tendance se poursuit à limite de l'espérance de vie. Le nombre de personnes qui n'ont pas de diplôme et qui sont en bonne santé continue de diminuer, mais pour les deux autres groupes, le pourcentage augmente au cours de la période. En général, il semble que les individus moins éduqués voient leur santé se détériorer au fil des années tandis que les personnes plus éduquées semblent être en meilleure santé qu'en 1987. Ceci suggère un niveau d'inégalité de santé grandissant entre les plus et les moins éduqués et cette tendance semble plus importante aux âges avancés.

Par contre, le statut de santé est une mesure subjective de la santé des gens, alors il est intéressant de comparer en utilisant une mesure plus objective, comme le taux de mortalité. La figure 3.2 présente le taux de mortalité en pourcentage par niveau d'éducation. Le graphique de gauche présente l'évolution du taux de mortalité à travers le temps de la population en général. Nous remarquons que le taux de mortalité des

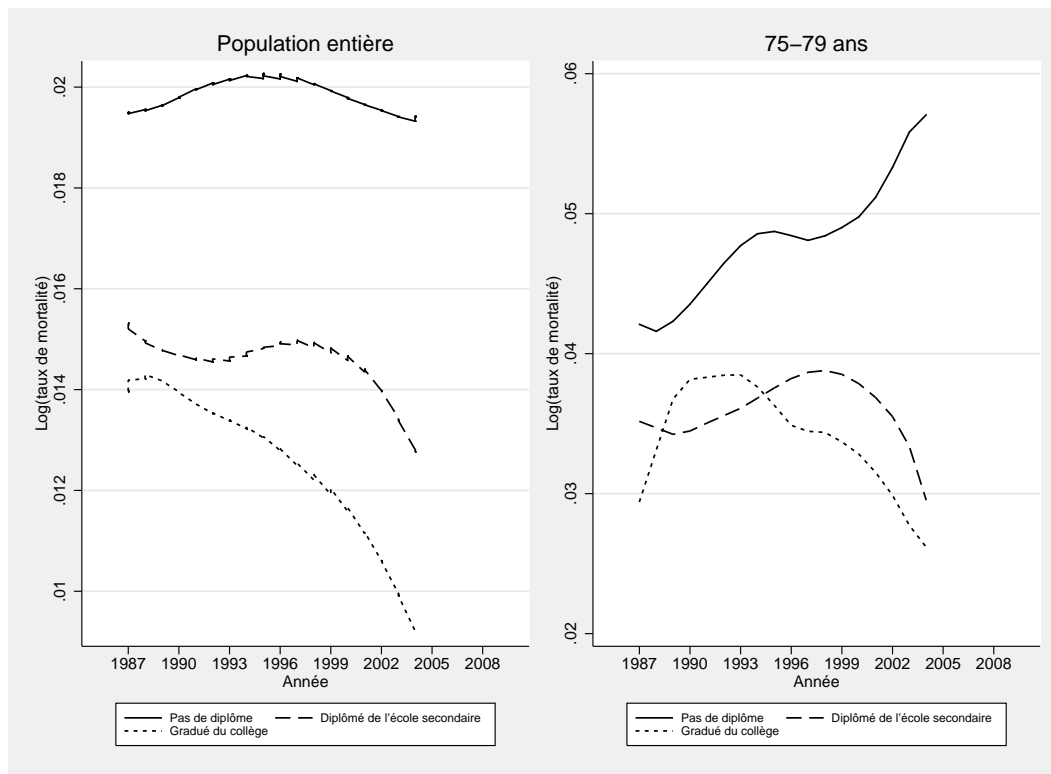


Figure 3.2: Évolution du taux de mortalité en fonction du temps

individus ayant un plus faible niveau d'éducation est resté relativement stable sur la période de 22 ans tandis que celui des individus avec un diplôme d'études secondaires a diminué. Cette chute du taux de mortalité est encore plus prononcée chez les individus ayant plus qu'un diplôme secondaire. Le graphique de droite, quant à lui, présente le taux de mortalité des gens de 75-79 ans. Nous remarquons que le taux de mortalité pour les moins éduqués augmente tandis que celui des personnes plus éduquées diminue au cours de la même période. L'éducation, à cet âge, a un impact relativement important en comparaison avec les gens un peu moins âgés. Les individus moins éduqués voient leur taux de mortalité augmenter tandis que celui des personnes ayant un diplôme secondaire ou collégial connaît une légère diminution. En résumé, la santé et la longévité des gens semblent affectées positivement par l'éducation et deux phénomènes en particulier peuvent expliquer une partie de ce gradient éducation/santé.

3.1.1 Causes possibles

L'éducation affecte la santé et le taux de mortalité à travers le temps, mais par quels mécanismes? D'après la littérature existante, les comportements changent selon les différents niveaux d'éducation et les gens moins éduqués adopteraient des comportements plus à risque. Les deux principaux comportements à risque sont le tabagisme et l'obésité.

Premièrement, le tableau 3.1 présente le pourcentage de fumeurs, non fumeurs et anciens fumeurs à travers le temps. L'usage du tabac est en baisse pour toute la population américaine sans égard au niveau d'éducation. La proportion de gens n'ayant pas de diplôme et fumant est passée de 32,9 à 30,9 % en 18 ans, ce qui représente une diminution de 2 points de pourcentage. De leur côté, les diplômés ont connu une diminution plus importante passant de 25,8 à 21 % au cours de la même période. Cette diminution de 4,8 points de pourcentage est deux fois plus importante que chez les non-diplômés (voir tableau 3.1). Cette tendance peut être expliquée par beaucoup de réglementations implantées par le gouvernement au cours des années (Glaeser et Cutler, 2005). Les réformes sur les produits du tabac et l'implantation de programmes d'information dans les écoles en sont de bons exemples. Il ne faut pas oublier que le tabagisme ne cause pas seulement le cancer du poumon, mais qu'il est à l'origine de plusieurs maladies respiratoires. La diminution du tabagisme pourrait expliquer une partie de la diminution du taux de mortalité et de l'augmentation du nombre de personnes en

Tableau 3.1: Évolution du tabagisme à travers le temps en pourcentage de la population

Statut	1990		1995		2000		2005		2008	
	SD	AD	SD	AD	SD	AD	SD	AD	SD	AD
NF	42,6	49,0	41,2	49,9	45,8	53,4	49,5	55,7	47,5	55,5
F	32,9	25,8	34,5	25,0	31,3	23,1	29,3	21,0	30,9	21,0
AF	24,5	25,2	24,4	25,1	22,9	23,5	21,2	23,4	21,6	23,4

NF : non-fumeur ; F : fumeur ; AF : ancien fumeur ; SD : sans diplôme ;
AD : avec diplôme

Source : Calcul de l'auteur fait à partir des données du NHIS et pondéré par le nombre d'individus dans chaque groupe.

bonne santé. De plus, les maladies pulmonaires représentent une des causes les plus importantes de mortalité aux États-Unis, derrière les maladies cardiovasculaires et les cancers (Center for Disease Control and Prevention, 2010). Par ailleurs, les fumeurs sont souvent moins enclins à faire de l'activité physique que les non-fumeurs, car leur capacité cardiovasculaire en est directement affectée.

Deuxièmement, un phénomène qui prend de plus en plus d'ampleur aux États-Unis et qui pourrait freiner le rythme d'augmentation de l'espérance de vie est le phénomène d'obésité. Pour bien le comprendre, il faut regarder l'évolution du taux d'obésité (IMC>30) à des niveaux d'éducation différents. Comme le démontre la figure 3.3, la croissance du taux d'obésité touche tous les groupes d'âge sans égard au niveau d'éducation. Au cours des 22 dernières années, le taux d'obésité a augmenté d'environ 15 points de pourcentage pour tous les groupes. Cependant, l'écart entre les détenteurs

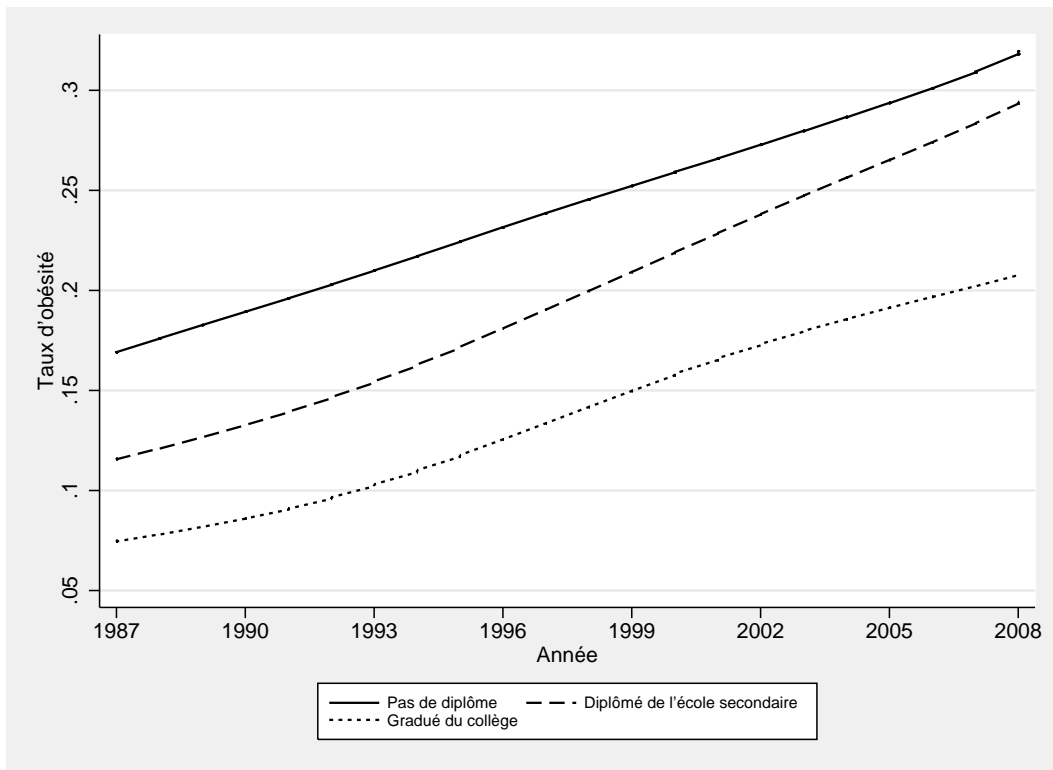


Figure 3.3: Évolution du taux d'obésité en fonction du temps

d'un diplôme secondaire et ceux sans diplôme tend à disparaître tandis que celle entre les plus éduqués et les moins éduqués est relativement stable. La tendance de croissance est sensiblement parallèle entre les niveaux d'éducation, ce qui réfute l'hypothèse selon laquelle la croissance du gradient éducation/santé est due à l'accroissement du taux d'obésité chez les individus moins éduqués. Par contre, les gens plus éduqués ont un taux d'obésité moins élevé que les individus moins éduqués et cette tendance se maintient à travers tous les groupes d'âges.

Finalement, ces deux facteurs ne sont pas susceptibles d'expliquer la totalité des différences de santé et de mortalité entre les différents niveaux d'éducation et ceci rejoint les conclusions de l'étude de Cutler *et al.* (2011) qui affirment que les facteurs de risques ne sont responsables que d'une petite partie de la différence de mortalité entre les différents niveaux d'éducation. Une autre explication possible est que les gens plus éduqués ont un revenu plus élevé, ce qui permet des dépenses de santé plus importantes pour ces groupes d'individus et ceci entraîne donc un statut de santé plus élevé et un taux de mortalité plus faible.

3.2 Dépenses médicales et revenus

Les dépenses de santé sont en constante augmentation depuis quelques années et il serait important de savoir d'où provient cette augmentation. La figure 3.4 présente la proportion d'individus dans la société qui dépensent en santé (c-à-d. dépenses > 0\$) par niveau d'éducation. Nous voyons que plus de 92 % des gens qui possèdent plus qu'un diplôme d'étude secondaire dépensent en santé au cours d'une année comparativement à moins de 90 % pour les deux autres niveaux d'éducation. Il semble aussi y avoir une tendance à la baisse de la proportion d'individus dépensant en santé au fil du temps pour les personnes qui détiennent un diplôme secondaire ou qui n'en détiennent pas. Nous remarquons que cette tendance est inversée chez les individus ayant plus qu'un diplôme secondaire. Cependant, la fraction de gens dépensant en santé ne représente qu'une partie de l'histoire.

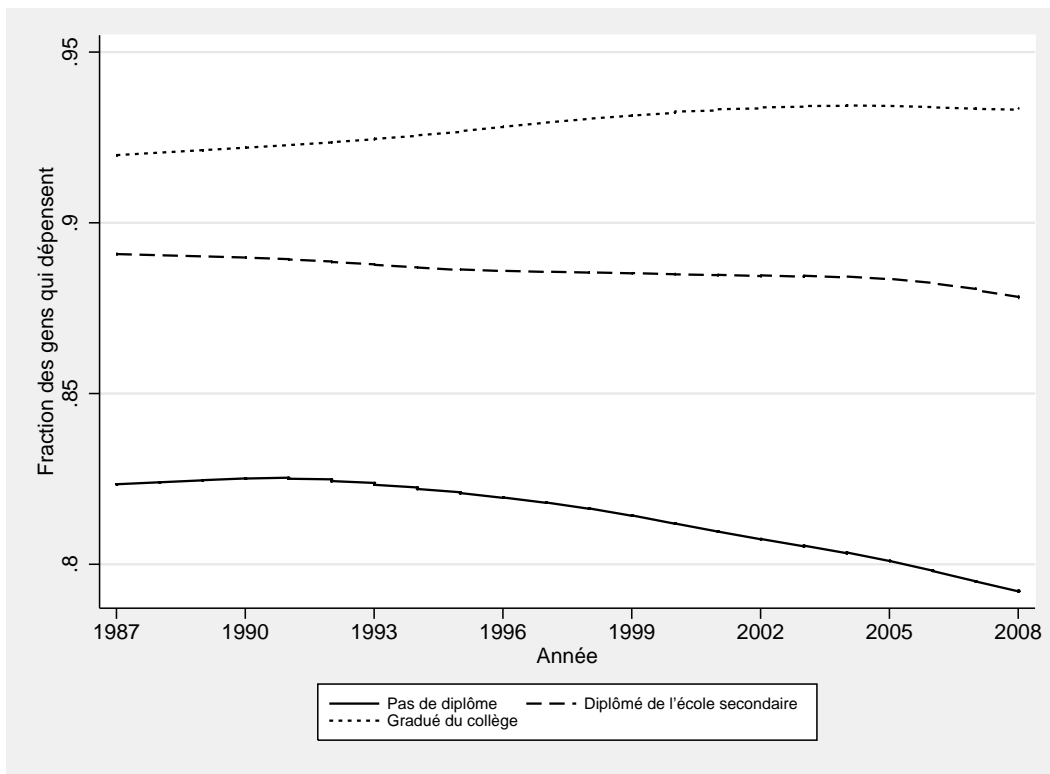


Figure 3.4: Évolution de la fraction des individus qui dépendent en santé en fonction du temps

La figure 3.5 présente l'impact de l'éducation sur le logarithme des dépenses de santé à travers le temps. Nous utilisons le logarithme des dépenses de santé pour minimiser l'impact des observations aberrantes et nous avons également mis un plafond à 50 000 \$ pour les dépenses médicales. La figure 3.5 suggère une augmentation des dépenses de santé pour tous les niveaux d'éducation à travers le temps de 1987 à 2008. Cette augmentation semble plus prononcée pour les individus ayant un diplôme secondaire comparativement à ceux n'en ayant pas. Pour les personnes détenant plus qu'un diplôme secondaire, cette augmentation est encore plus prononcée que chez les deux autres groupes. L'augmentation des dépenses devrait entraîner une augmentation de la proportion de gens en bonne santé ainsi qu'une diminution du taux de mortalité plus importante chez les plus éduqués et c'est effectivement ce que les données semblent indiquer.

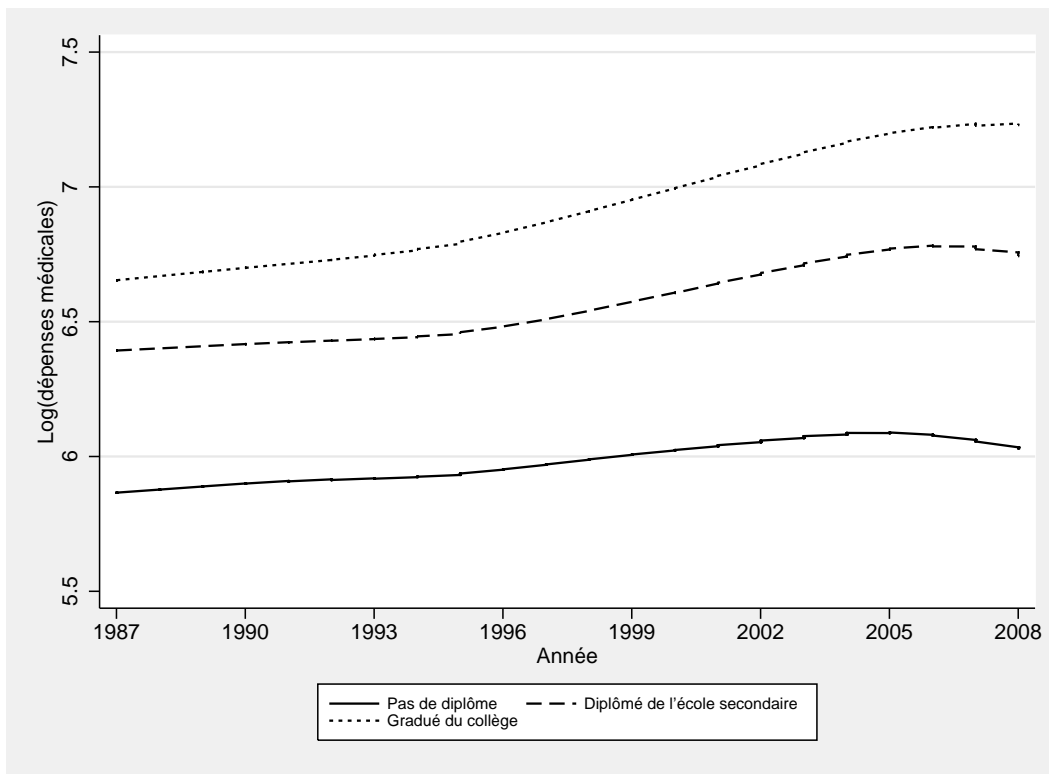


Figure 3.5: Log des dépenses médicales totales en fonction du temps

Il faut alors se poser la question suivante : pourquoi les gens moins éduqués cessent de dépenser ? Une des raisons possibles est que le revenu de ces mêmes personnes ne suffit plus à couvrir les frais médicaux. La figure 3.6 présente le logarithme du revenu familial des Américains depuis 1987 jusqu'à 2008. Nous utilisons le logarithme encore une fois pour minimiser l'impact des observations aberrantes et nous avons également laissé tomber les individus gagnant un revenu familial de plus de 750 000 \$. La figure 3.6 suggère que les personnes ayant plus qu'un diplôme d'études secondaires connaissent une légère augmentation de leur salaire corrigé de l'inflation comparativement aux deux autres niveaux d'éducation qui semblent rester stables ou même connaître une légère perte de revenus en terme réel au cours de ces mêmes années. Cette tendance est un peu plus claire en regardant le tableau 3.2 qui présente les taux de croissance annuels moyens pour les revenus familiaux et les dépenses médicales. Le taux de croissance annuel moyen du revenu familial pour les gens sans diplôme secondaire reste stable à

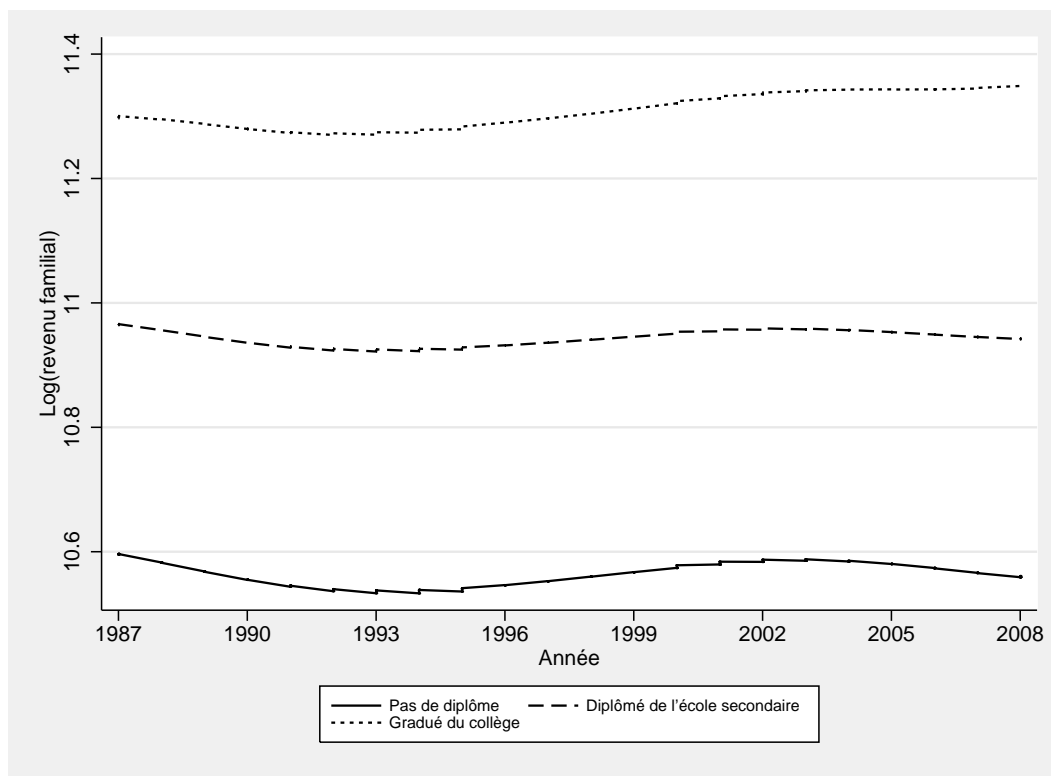


Figure 3.6: Log des revenus familiaux moyens en fonction du temps

0,02 % d'augmentation tandis que celui des détenteurs d'un diplôme secondaire connaît une légère diminution annuelle de 0,08 % sur la période. Les individus les plus éduqués voient leurs revenus augmenter en terme réel de 0,31 % par année au cours de ces mêmes années.

Le tableau 3.2 présente également une croissance et un niveau plus élevé pour les personnes les plus éduquées, aussi bien du côté des revenus que du côté des dépenses en santé. Nous voyons que les dépenses médicales pour les moins éduqués ont augmenté lentement tout au long de la période avec un taux d'augmentation annuel moyen de 0,62 % comparativement à des taux près de 2 % pour les deux autres groupes. En résumé, l'écart entre les plus et les moins éduqués est plus grand sur le plan des dépenses de santé que sur le plan des revenus, mais nous voyons tous de même qu'il semble y avoir un lien entre la croissance du revenu et celle des dépenses médicales.

Tableau 3.2: Taux de croissance annuel moyen des dépenses médicales et du revenu familial par niveau d'éducation

Éducation	Dépenses en santé		Revenu familial		Dépenses	Revenus
	1987	2008	1987	2008	TCAM	TCAM
Pas diplôme	3 474 \$	3 984 \$	39 609 \$	39 782 \$	0,62 %	0,02 %
Dip, Secondaire	2 643 \$	3 988 \$	61 702 \$	60 624 \$	1,89 %	-0,08 %
Dip, sec, plus	2 601 \$	3 924 \$	88 629 \$	94 967 \$	1,89 %	0,31 %

TCAM : taux croissance annuel moyen ; Dip : diplôme ; Sec :secondaire

Source : Calcul de l'auteur fait à partir des données du CPS et NMES/MEPS.

3.3 Conclusion

Somme toute, il semble que l'éducation représente un déterminant majeur du niveau de santé ainsi que de la longévité au sein de la population américaine. Les données suggèrent que les dépenses de santé ont augmenté, et ce, à un rythme beaucoup plus élevé pour les gens plus éduqués que pour les gens sans diplôme. La même tendance est trouvée pour les revenus des familles américaines, mais cette augmentation est de plus petite envergure. C'est à partir de cette relation empirique entre revenus et dépenses de santé que nous allons postuler un modèle d'estimation par variable instrumentale pour estimer l'impact des dépenses de santé sur la santé des américains.

CHAPITRE IV

MODÈLE

Le cadre d'analyse est un modèle de production de santé dans lequel les individus choisissent leur niveau de dépenses médicales. Nous cherchons à postuler un modèle qui permet de regarder l'effet des dépenses médicales sur la santé tout en contrôlant pour un certain nombre de facteurs. Le but du modèle est d'isoler l'impact des dépenses médicales sur le statut de santé des gens. Pour ce faire, le modèle sera résolu de façon économétrique grâce à l'emploi de microdonnées sur la santé qui ont été agrégées. Les individus sont groupés en fonction de leur éducation, de leur âge et de l'année représentés par les lettres e , a et t , respectivement. Voici la forme de celui-ci :

$$H(e, a, t) = \beta_1 \cdot \log(M(e, a, t)) + \beta_2 \cdot X(e, a, t) + \lambda(a) + \lambda(e) + \lambda(t) + \eta(e, a, t) \quad (4.1)$$

La variable dépendante est le pourcentage d'individus en bonne santé, $\log(M)$ représente le logarithme des dépenses médicales, le vecteur X est un vecteur de variables capturant les comportements à risque, les λ sont des effets fixes d'âge, d'éducation et d'année et η est le terme d'erreur. Nous ferons également la même analyse avec une mesure objective au lieu d'une mesure subjective telle que le statut de santé. Il suffit de remplacer la variable dépendante de l'équation (4.1) par le logarithme du taux de mortalité. Voici le modèle pour le taux de mortalité :

$$\log(D(e, a, t)) = \beta_1 \cdot \log(M(e, a, t)) + \beta_2 \cdot X(e, a, t) + \lambda(a) + \lambda(e) + \lambda(t) + \eta(e, a, t) \quad (4.2)$$

Nous utilisons le logarithme du taux de mortalité, car la distribution du taux de mortalité est asymétrique à gauche en raison du grand nombre de taux de mortalité très petits ou nuls. En utilisant le logarithme du taux de mortalité, ceci permet de mieux adapter la variable aux hypothèses sous-jacentes des modèles de régressions utilisées. De plus, l'utilisation d'une variable dépendante en logarithme rend l'interprétation plus facile.

Une autre façon de voir le problème est de penser aux dépenses médicales comme une fonction de production de santé. Il est fort probable que cette fonction soit régie par des rendements marginaux décroissants. Par exemple, le fait d'aller une seule fois chez le médecin par année comparativement à aucune fois apporte des résultats bénéfiques. Cependant, si le patient va chez le médecin 5 fois au lieu de 4 dans une même année, cela ne devrait pas affecter son état de santé de façon importante. Il est alors possible de développer un modèle d'estimation semi-paramétrique qui représente les fondements de cette hypothèse. L'avantage avec une approche non-paramétrique est que l'on peut relaxer les hypothèses concernant la forme fonctionnelle de la relation entre les mesures de santé et les dépenses médicales.

4.1 Variables

Contrairement aux mesures normalement utilisées en économie de la santé telles que le taux de mortalité et l'espérance de vie, la variable dépendante utilisée dans l'équation (4.1) est une mesure qualitative de santé. Cette mesure subjective de santé nous permet de regarder l'effet des dépenses non seulement sur la longévité, mais aussi sur la qualité de vie des individus. La variable $\log(M)$ représente le logarithme des dépenses médicales totales en dollars de 2012 des différents groupes. Le vecteur X contient les variables de contrôle pour les comportements à risque tels que l'obésité et le pourcentage de fumeurs. La variable utilisée pour contrôler le surpoids est une variable dichotomique qui calcule le taux d'obésité dans le groupe d'individus. Les variables de contrôle pour le statut de fumeur sont aussi des variables dichotomiques qui calculent la proportion de fumeurs et d'ancien fumeurs dans le groupe. Les effets λ sont

des effets fixes qui contrôlent pour les années, pour les niveaux d'éducation ainsi que pour l'âge. Ils vont capter les variations qui touchent tous les individus de la même façon pour une année, pour un niveau d'éducation ainsi que pour un groupe d'âges en particulier et qui ne seraient pas captées par des variables explicatives. Par exemple, la qualité de l'air à travers le pays affecte tous les individus de la même façon sans que ce facteur soit quantifiable. Pour terminer, la dernière variable est le terme d'erreur.

Toutes les variables de ce modèle contiennent 792 observations. Elles sont séparées par groupes d'âges de 5 ans variant de 25 à 80 ans, par année, de 1987 à 2008 ainsi qu'en 3 niveaux d'éducation (voir chapitre II). Pour toutes ces variables, la moyenne du groupe est retenue. Ce processus permet de suivre des groupes d'individus avec des caractéristiques semblables sur une plus longue période. De plus, cette moyenne est pondérée par le nombre d'individus utilisés pour calculer la moyenne de chacun des groupes. Cette pondération est nécessaire pour garder la représentation au niveau de la population américaine. Les données ont déjà été pondérées auparavant par une variable de poids fournie dans les enquêtes pour que l'échantillon soit représentatif de la population.

Dans ce modèle, il faut faire attention à certains détails qui, potentiellement, apporteraient un biais d'estimation. Une des hypothèses principales est que les dépenses de santé font seulement varier le statut de santé des gens. Par contre, il se peut que le statut de santé influence les dépenses médicales et ceci est possible pour deux raisons. Premièrement, plusieurs comportements et préférences peuvent engendrer des différences de dépenses médicales entre les groupes d'éducatifs et d'âge dû au fait que ces dépenses sont en grande partie un choix fait par les individus. Deuxièmement, une personne en bonne santé va dépenser moins qu'une personne en mauvaise santé ce qui représente l'impact des chocs de santé sur les dépenses médicales. La variable dépendante influence négativement les dépenses en santé tandis que les dépenses médicales influencent positivement l'état de santé. Ce problème d'endogénéité nous laisse croire que le terme d'erreur de l'équation est corrélé avec une ou des variables indépendantes, ce qui entraîne des biais sur les coefficients lors de l'estimation du modèle par moindres carrés

ordinaires (MCO). Par contre, l'utilisation de termes d'effets fixes d'année, d'éducation et d'âge ainsi que des variables contrôlant pour des comportements à risques tel que le tabagisme et l'obésité permettent de contrôler pour les comportements et préférences des individus sur leurs choix de dépenses en santé. En ce qui concerne la deuxième partie du problème d'endogénéité, il faut trouver une variable qui affecte les dépenses de santé sans affecter la santé directement, conditionnellement aux effets fixes de temps, d'âge et d'éducation.

Nous avons vu dans la revue de la littérature que les salaires des gens plus éduqués avait cru à un rythme plus important que les gens moins éduqués et que cette croissance inégale des salaire était dû à des facteurs tel que le progrès technologique biaisé, la baisse du salaire minimum en terme réel et la baisse de la syndicalisation. Il est donc possible d'utiliser la croissance des salaire pour expliquer la croissance inégale des dépenses de santé entre les individus de différents niveaux d'éducation. Pour cela, nous devons faire l'hypothèse que que la croissance des revenus par groupe d'éducation n'est pas corrélé avec la croissance des dépenses médicales. Il est a noter que la littérature économique sur les inégalités de revenus ne semble pas faire état de la santé comme élément important dans l'explication de l'augmentation des inégalités de revenus. Cependant, il est impossible de tester cette hypothèse, car il n'y a qu'une seule restriction pour une variable endogène dans le modèle.

4.2 Estimation

Premièrement, le modèle peut être estimé par MCO, mais comme nous l'avons expliqué plus haut, il faut tenir compte du problème de simultanéité. Ce problème engendre des estimateurs biaisés qui, dans notre cas, seraient biaisés négativement pour le statut de santé et positivement pour le taux de mortalité. Il faut donc relaxer certaines hypothèses d'estimation utilisées pour contrer ce problème. Dans notre cas, l'hypothèse que le terme d'erreur n'est pas corrélé avec aucun des régresseurs doit être relâchée. Une des solutions est d'estimer le modèle par variable instrumentale. De plus, en raison de la procédure de collecte de données, nous utilisons une spécification avec des erreurs

«cluster» pour corriger pour les chocs macroéconomiques d'années qui font que les erreurs sont corrélées.

Nous allons estimer le modèle par la méthode des moindres carrés en deux étapes. Comme le nom l'explique, l'estimation se fait en deux étapes et la première consiste à faire la régression suivante par MCO :

$$\log(M(e, a, t)) = \beta_1 \cdot \log(R(e, a, t)) + \beta_2 \cdot X(e, a, t) + \lambda(a) + \lambda(e) + \lambda(t) + \psi(e, a, t) \quad (4.3)$$

La variable R représente le revenu familial des individus. Nous allons utiliser la prédiction linéaire de $\log(\hat{M})$ prédit par l'équation 4.3, l'introduire dans la prochaine équation et estimer la prochaine équation par MCO.

$$H(e, a, t) = \beta_1 \cdot \log(\hat{M}(e, a, t)) + \beta_2 \cdot X(e, a, t) + \lambda(a) + \lambda(e) + \lambda(t) + \eta(e, a, t) \quad (4.4)$$

Cette façon d'estimer fait en sorte que la variable $\log(\hat{M})$ n'est pas corrélée avec le terme d'erreur tant que le revenu n'affecte pas la santé directement. Il faut cependant que l'instrument ne soit pas faible pour que le problème soit réglé.

4.2.1 Instrument

Tout d'abord, pour qu'une variable soit un bon instrument, elle ne doit pas être corrélée avec le terme d'erreur $\eta(e,a,t)$. Une possibilité est d'instrumenter les dépenses médicales par le revenu familial. Pour cela, il faut faire l'hypothèse que le revenu familial affecte la santé seulement par le biais des dépenses médicales. Nous contrôlons pour l'éducation et les comportements à risque tels que l'obésité et le tabagisme. Une augmentation du revenu peut engendrer une augmentation des dépenses médicales qui vont affecter l'état de santé, mais le fait d'avoir plus d'argent disponible n'entraîne pas directement un gain de santé. De plus, contrôler pour le niveau d'éducation permet de retirer l'impact du type d'emploi sur l'état de santé. Plusieurs emplois sont plus stressants ou plus exigeants physiquement, mais le contrôle pour l'éducation capte une

partie de cette divergence. Alors, il est possible d'affirmer que la corrélation entre notre instrument et le terme d'erreur η va tendre vers 0.

Par la suite, pour que notre instrument soit valide, il doit présenter une corrélation partielle avec notre variable à instrumenter après avoir contrôlé pour les autres variables de l'équation 4.1. Dans notre cas, la variable à instrumenter est la variable de dépenses médicales. Il faut donc utiliser une variable qui ne soit pas corrélée avec le statut de santé, mais qui suit la même tendance que les dépenses médicales. Nous avons vu dans la section 3.2 que les dépenses médicales ainsi que les revenus ont augmenté plus rapidement chez les individus plus éduqués comparativement aux individus moins éduqués. Il semble y avoir un lien de corrélation entre revenus et dépenses médicales dans les données. De plus, certaines études suggèrent que les élasticités revenus des dépenses de santé sont aux alentours de 1, ce qui explique la divergence trouvée dans la section 3.2 entre les différents niveaux d'éducation (Gerdthán and Jonsson, 2000 ; Hall et Jones, 2007). Dans notre étude, nous allons utiliser cette relation empirique entre les dépenses médicales et le revenu pour instrumenter les dépenses médicales et régler notre problème de simultanéité.

Cependant, ce modèle est contraint par certaines limitations. Tout d'abord, nous avons utilisé le revenu familial pour instrumenter les dépenses médicales pour ensuite expliquer la variation de santé à travers cette relation. Cependant, nous n'avons pas pris en compte les chocs de santé sur les revenus. Par exemple, il se peut qu'un groupe d'individus soit en moins bonne santé et que ceci ait un impact sur ses revenus de la période présente, mais aussi de la période suivante. Ceci pourrait entraîner certains problèmes lors de l'estimation des coefficients dus à l'instrumentation par le revenu. De plus, l'instrument utilisé pour corriger le problème de simultanéité est près de la limite acceptable pour un instrument faible avec une statistique F tout près de 10. Ceci peut entraîner un problème de précision sur les estimations ainsi qu'un problème de biais même en grand échantillon lorsque l'instrument est faible. Cependant, la limite entre un bon instrument et un instrument faible est mince et il n'y a pas de mesure officielle dans la littérature à ce sujet. Malgré ces limitations, cette recherche a plusieurs avantages,

dont l'utilisation d'une technique qui permet de corriger pour certains facteurs comme la simultanéité ainsi que les variables omises et un grand nombre d'observations qui nous permet de tracer un portrait représentatif de la société américaine

4.2.2 Dynamique

Le statut de santé des individus suit possiblement une tendance à travers le temps. Il est donc réaliste que le statut de santé de l'année précédente puisse être corrélé avec le statut de santé de l'année en cours. C'est pour cette raison que nous cherchons à postuler un modèle tenant compte de cet aspect dynamique à travers le temps. Nous introduisons cette corrélation en modifiant les équations 4.1 et 4.2 de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 H(e, a, t)_t = & \beta_1 \cdot \log(M(e, a, t))_t + \beta_2 \cdot H(e, a, t)_{t-1} + \beta_3 \cdot X(e, a, t)_t \\
 & + \lambda(a)_t + \lambda(e)_t + \lambda(t)_t + \eta(e, a, t)_t \quad (4.5)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \log(D(e, a, t))_t = & \beta_1 \cdot \log(M(e, a, t))_t + \beta_2 \cdot H(e, a, t)_{t-1} + \beta_3 \cdot X(e, a, t)_t \\
 & + \lambda(a)_t + \lambda(e)_t + \lambda(t)_t + \eta(e, a, t)_t \quad (4.6)
 \end{aligned}$$

Dans ces deux équations, nous avons ajouté la variable du statut de santé retardé d'une année comme variable explicative pour capter cet effet de dépendance à travers le temps. Dans le cas du taux de mortalité, la variable retardée est aussi le statut de santé, car le fait d'être en mauvaise santé explique mieux la dépendance dans le temps que le taux de mortalité retardé. Comparativement aux effets fixes, l'introduction d'une variable retardée ne permet pas d'identifier des variables non observées qui restent constantes à travers le temps, mais elle nous informe sur le processus autorégressif du statut de santé à travers le temps.

L'estimation de ce modèle se fait toujours par moindre carré en deux étapes, car le problème de simultanéité demeure présent. Pour ce faire, le terme retardé du statut de santé est introduit dans la première étape du moindre carré en deux étapes pour capter

la variation des dépenses qui serait due à la mauvaise ou la bonne santé de l'année précédente.

4.2.3 Estimation semi-paramétrique

L'estimation semi-paramétrique suivante est faite à partir d'une décomposition par régression linéaire. Tout d'abord, il faut isoler l'impact des dépenses médicales en retirant toutes les autres variations possibles qui affectent nos variables d'intérêt. Il faut utiliser le modèle de régression de la forme suivante où $Y(e, a, t)$ représente à tour de rôle les deux mesures de santé, les dépenses médicales et le revenu familial.

$$Y(e, a, t) = \beta_1 \cdot X(e, a, t) + \lambda(a) + \lambda(e) + \lambda(t) + \psi(e, a, t) \quad (4.7)$$

Après avoir enlevé les variations correspondantes aux facteurs de risques et aux effets fixes, il suffit de faire une prédiction sur les erreurs « ψ » pour chacune des variables $Y(e, a, t)$ citées plus haut. Les résidus contiennent la variation qui est engendrée par les dépenses médicales pour lesquelles il n'y a pas encore eu de contrôle. Par la suite, il faut introduire la notion de variable instrumentale en utilisant les résidus obtenus de la régression des dépenses médicales ($\hat{\psi}_{Dep}$) et du revenu familial ($\hat{\psi}_{Rev}$). Pour ce faire, il faut utiliser la régression suivante qui correspond à la première étape du moindre carré en deux étapes utilisé dans la section précédente :

$$\hat{\psi}_{Dep}(e, a, t) = \gamma_1 \cdot \hat{\psi}_{Rev}(e, a, t) + \epsilon(e, a, t) \quad (4.8)$$

À partir de cette régression, il faut générer une prédiction linéaire du terme d'erreur $\hat{\psi}_{Dep}$ en utilisant $\hat{\gamma}_{Rev}$. Il est maintenant possible d'utiliser les termes d'erreurs ajustés des mesures de santé prédites de l'équation 4.7 pour faire une représentation graphique de la variation du statut de santé ajusté des gens en fonction des dépenses médicales ajustées prédites en utilisant le terme d'erreur ajusté du revenu familial. Pour ce faire, il faut utiliser une régression «lowess» qui effectue une régression pondérée pour chacune des observations de la relation entre les mesures de santé ajustées et les dépenses médicales

ajustées prédites par le revenu familial. Ceci nous donne une représentation graphique de la relation entre les dépenses médicales et le statut de santé qui nous permet de voir la forme de cette relation. Il est possible de faire le même raisonnement pour le taux de mortalité et de voir l'impact des dépenses médicales sur le taux de mortalité. Il suffit de remplacer la variable d'état de santé par le taux de mortalité et de poursuivre le même cheminement que celui ci-dessus. Les résultats sont présentés dans le chapitre suivant.

CHAPITRE V

RÉSULTATS

Tout d'abord, il faut s'assurer que l'utilisation de variables instrumentales soit nécessaire en confirmant l'hypothèse que les dépenses médicales sont bel et bien une variable endogène au modèle. Nous estimons les équations 4.1 et 4.2 par MCO pour voir si les coefficients estimés sont de mauvais signes étant donné que le biais que nous envisageons est inverse au signe de l'estimation que nous attendons du coefficient sur les dépenses médicales.

Le tableau 5.1 présente les résultats des régressions par MCO pour le statut de santé ainsi que le logarithme du taux de mortalité. La première colonne rapporte les résultats pour la régression du statut de santé et le coefficient sur les dépenses médicales est -0,0520 et il est significatif, ce qui est l'inverse du résultat attendu ($P < 0,01$). De plus, la colonne deux présente les résultats pour le logarithme du taux de mortalité et encore une fois, le coefficient est de signe inverse comparativement à ce qui était attendu, mais non significatif (0,060 ; $P=0,47$). Dans les deux cas, nous remarquons que le signe du coefficient est de signe opposé à ce que l'on attendait et ceci peut être expliqué par un problème d'endogénéité.

Pour confirmer la présence d'endogénéité, nous utilisons le test de Durbin-Wu-Hausman (DWH) qui teste l'hypothèse que les erreurs de la première étape du moindre carré en deux étapes n'expliquent pas la variable dépendante de la deuxième étape.

Tableau 5.1: Régression du statut de santé et du logarithme du taux de mortalité sur les dépenses médicales

VARIABLES	MCO	
	Statut de santé	log(taux mortalité)
log(dépenses médicales)	-0,052*** (0,003)	0,060 (0,084)
Taux d'obésité	-0,386*** (0,046)	1,640 (1,106)
Taux d'ancien fumeur	0,221*** (0,026)	-0,400 (0,619)
Taux de fumeur	0,096*** (0,021)	1,327*** (0,485)
Nombre d'observation	792	622
R-carré	0,961	0,906

MCO : moindres carrés ordinaires; Écart-types entre parenthèses
 *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Voici la première étape :

$$\log(M(e, a, t)) = \beta_1 \cdot \log(R(e, a, t)) + \beta_2 \cdot X(e, a, t) + \lambda(a) + \lambda(e) + \lambda(t) + v(e, a, t) \quad (5.1)$$

Il faut donc estimer l'équation suivante, où \hat{v} sont les erreurs de la première étape et tester l'hypothèse que le coefficient ρ est égal à 0 dans le modèle de régression suivant :

$$H(e, a, t) = \beta_1 \cdot \log(M(e, a, t)) + \beta_2 \cdot X(e, a, t) + \rho \cdot \hat{v}(e, a, t) + \lambda(a) + \lambda(e) + \lambda(t) + \phi(e, a, t) \quad (5.2)$$

Le coefficient estimé pour ρ est -0,0857 ce qui corrobore l'hypothèse faite sur le sens du biais d'endogénéité. De plus, le test rejette l'hypothèse nulle que $\rho=0$ avec une p-value de 0,0003. Il faut prendre en considération le problème d'endogénéité des dépenses médicales comme il était envisagé auparavant. Nous allons utiliser le revenu familial pour instrumenter les dépenses médicales, mais il faut tout de même tester la validité de notre instrument avant de poursuivre.

5.1 Instrument

Premièrement, nous testons la pertinence de notre instrument à l'aide de la première étape du moindre carré en deux étapes selon différentes spécifications. Pour ce faire, le tableau 5.2 présente les résultats des différentes spécifications. La première colonne présente l'impact du revenu familial sur les dépenses médicales sans tenir compte des comportements à risque des individus. Le coefficient indique une augmentation de 10,1 % des dépenses médicales lorsque le revenu familial augmente de 10 % ce qui peut être interprété comme une élasticité-revenu des dépenses médicales. La deuxième spécification inclut les variables de contrôle et l'on remarque une diminution de l'impact du revenu sur les dépenses. Pour une augmentation de 10 % du revenu, les dépenses augmentent maintenant de 7,3 %. La dernière colonne présente la même spécification, mais les écarts-types sont différents. Le tableau présente les p-values des coefficients et celle sur le revenu familial est toujours significative à un seuil inférieur à 1 %. Donc, il semble que le revenu familial ait un impact positif et significatif sur les dépenses de santé. Ces résultats vont dans le même sens que ceux trouvés par les études précédentes sur l'élasticité-revenu des dépenses médicales. Par exemple, les élasticités-revenu trouvées

Tableau 5.2: Régression des dépenses médicales sur le revenu familial

VARIABLES	log(dépenses médicales)		
	MCO	MCO	MCO ¹
log(revenu familial)	1,080*** (0,209)	0,733*** (0,212)	0,733*** (0,205)
Taux d'obésité		1,188** (0,498)	1,188* (0,626)
Taux d'anciens fumeurs		0,705** (0,291)	0,705* (0,359)
Taux de fumeurs		-1,517*** (0,230)	-1,517*** (0,222)
Nombre d'observations	792	792	792
R-carré	0,934	0,938	0,938

MCO : moindre carré ordinaire ; Écarts-types entre parenthèses
 *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

1. Écart-types clusters

d'un point de vue macroéconomique sont souvent unitaires ou plus élevées que 1, tandis que celles trouvées par des études microéconomiques sont souvent moindre qu'un. (Culyer et Newhouse, 2000 ; Pauly, McGuire et Barros, 2012).

De plus, il est important de regarder la corrélation entre la variable à instrumenter et l'instrument. Le coefficient de corrélation entre les deux est de 0,031. Le R carré partiel et la statistique F partielle sont aussi de bons indicateurs pour déceler de mauvais instruments. Le R carré partiel représente la variation de la variable dépendante captée par l'instrument. Pour la troisième spécification du tableau 5.2, le R carré partiel est de 0,016 ce qui est quelque peu faible, cependant la statistique F est de 11.951 ($P < 0,001$). Donc, on rejette l'hypothèse que l'ajout de l'instrument n'explique pas les dépenses médicales. En règle générale, lorsque la statistique F est plus grande que 10, l'instrument n'est pas considéré faible (Cameron et Trivedi, 2005). Les statistiques sont quelque peu différentes dans le cas du taux de mortalité, car la période d'estimation est plus courte. Le R carré partiel dans ce cas est de 0,023 ce qui est plus élevé que dans le cas du statut de santé tout comme la statistique F avec une valeur de 13,511 ($P < 0,001$). Tout comme la statistique F du statut de santé, elle est au-dessus de 10 et l'on peut considérer l'instrument pertinent.

5.2 Régression par variables instrumentales

Après avoir discuté de la validité de l'instrument, nous estimons le modèle avec variable instrumentale par moindres carrés en deux étapes et analysons l'impact des dépenses médicales sur le pourcentage d'individus en bonne santé ainsi que sur le logarithme du taux de mortalité en corrigeant le problème d'endogénéité.

Le tableau 5.3 présente les résultats des différentes spécifications étudiées du modèle avec le statut de santé comme variable dépendante. Les estimations par variable instrumentale prédisent une augmentation du niveau de santé des gens suivant une augmentation des dépenses médicales. Les colonnes 1 et 2 présentent les estimations par variable instrumentale avec des écarts-types non corrigés. La différence entre

Tableau 5.3: Régression du statut de santé sur les dépenses médicales

VARIABLES	Statut de santé		
	VI	VI	VI ¹
log(dépenses médicales)	0,091*** (0,034)	0,153** (0,064)	0,153*** (0,052)
Taux d'obésité		-0,602*** (0,128)	-0,602*** (0,127)
Taux d'anciens fumeurs		0,039 (0,085)	0,039 (0,081)
Taux de fumeurs		0,445*** (0,119)	0,445*** (0,108)
Nombre d'observations	792	792	792

VI : variable instrumentale ; Écart-types entre parenthèses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

1. Écart-types clusters

l'estimation du tableau 5.1 fait par MCO et ceux du tableau 5.3 fait par moindre carré en deux étapes confirme la présence d'endogénéité et le sens du biais. Alors, une augmentation des dépenses en santé de 10 % entraîne une augmentation de 0,9 points de pourcentage de la proportion d'individus en bonne santé lorsqu'on ne contrôle pas pour les comportements à risque et de 1,5 points de pourcentage lorsqu'on contrôle pour ceux-ci. La dernière colonne présente la même spécification que la deuxième, mais les écart-types sont corrigés.

Pour ces spécifications par variable instrumentale, les dépenses médicales ont un impact significatif à un niveau inférieur à 1 % sauf pour le modèle de la deuxième colonne (P=0,016). En ce qui concerne les comportements à risque, le taux d'obésité a un impact négatif et significatif sur le statut de santé. Le taux de fumeurs à un impact positif et significatif sur le statut de santé, ce qui peut sembler contre-intuitif. Une des raisons possibles est que les gens retirent un certain bien-être de l'action de fumer, ce qui entraîne une amélioration de leur humeur ou les détend, ce qui leur apparaît comme un gain en santé. Le taux d'anciens fumeurs, quant à lui, n'est pas significatif et a un impact positif. L'impact des dépenses médicales est toujours positif sur le statut de santé malgré l'ampleur de l'augmentation des dépenses médicales au cours des dernières années. Par

contre, la variable de statut de santé est une mesure basée sur l'interprétation personnelle du niveau de santé des gens. Elle peut facilement diverger d'un individu à l'autre. C'est pour cette raison qu'il est important de regarder l'impact des dépenses médicales sur le taux de mortalité et d'interpréter les deux résultats simultanément.

Le tableau 5.4 présente les résultats des modèles ayant comme variable dépendante le logarithme du taux de mortalité. Les trois colonnes du tableau présentent les régressions par variable instrumentale et l'impact du logarithme des dépenses médicales sur le logarithme du taux de mortalité est toujours significatif. La spécification sans les comportements à risque présente une diminution de 12 % sur le taux de mortalité lorsque les dépenses augmentent de 10 %. Lorsqu'on corrige pour les comportements à risque, l'impact des dépenses est encore plus important avec une diminution du taux de mortalité de 16,5 % toujours pour une augmentation de 10 % des dépenses. L'impact du taux d'obésité est positif et significatif, ce qui indique que le phénomène qui frappe les habitants des États-Unis sans égard au niveau d'éducation entraîne une augmentation du taux de mortalité au fur et à mesure que le pourcentage de personnes obèses augmente. Pour les fumeurs et les anciens fumeurs, l'impact n'est pas significatif et le signe des coefficients sur ces variables est contre-intuitif tout comme dans le modèle avec le

Tableau 5.4: Régression du logarithme du taux de mortalité sur les dépenses médicales

VARIABLES	log(taux de mortalité)		
	VI	VI	VI ¹
log(dépenses médicales)	-1,213*** (0,385)	-1,649** (0,710)	-1,649** (0,716)
Taux d'obésité		3,573** (1,612)	3,573* (2,106)
Taux d'anciens fumeurs		1,553 (1,123)	1,553 (1,168)
Taux de fumeurs		-1,908 (1,465)	-1,908 (1,953)
Nombre d'observations	622	622	622

VI : variable instrumentale ; Écart-types entre parenthèses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

1. Écart-types clusters

Tableau 5.5: Régression dynamique du statut de santé sur les dépenses médicales

VARIABLES	Statut de santé		
	VI	VI	VI ¹
log(dépenses médicales)	0,110*** (0,031)	0,111*** (0,039)	0,111*** (0,027)
Taux d'obésité		-0,022 (0,076)	-0,022 (0,096)
Taux d'anciens fumeurs		-0,046 (0,058)	-0,046 (0,045)
Taux de fumeurs		-0,002 (0,042)	-0,002 (0,059)
Statut de santé _{t-1}	1,398*** (0,180)	1,410*** (0,222)	1,410*** (0,157)
Nombre d'observations	561	561	561

VI : variable instrumentale ; Écart-types entre parenthèses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

1. Écart-types clusters

statut de santé comme variable dépendante.

En résumé, les résultats de la régression sur le taux de mortalité suggèrent que les dépenses médicales sont encore productives. Certains phénomènes, comme l'augmentation du taux d'obésité, viennent diminuer l'impact des dépenses médicales. Malgré tout, elles induisent une diminution plus grande du taux de mortalité que l'augmentation des dépenses médicales. De plus, l'impact des dépenses médicales sur le statut de santé est lui aussi positif. Somme toute, ces résultats suggèrent que les gens vivent plus longtemps et qu'ils sont en meilleure santé qu'auparavant.

5.3 Dynamique

Nous avons vu, dans le chapitre précédent, qu'un modèle dynamique permet de contrôler pour l'évolution du niveau de santé des individus à travers le temps. Le tableau 5.5 présente les résultats de la régression du statut de santé sur les dépenses médicales et le statut de santé de l'année précédente. La première colonne présente la spécification sans les variables de contrôle pour les comportements à risque. L'impact des dépenses

Tableau 5.6: Régression dynamique du logarithme du taux de mortalité sur les dépenses médicales

VARIABLES	log(taux de mortalité)		
	VI	VI	VI ¹
log(dépenses médicales)	-1,233** (0,540)	-1,392* (0,815)	-1,392** (0,642)
Taux d'obésité		0,690 (1,506)	0,690 (1,210)
Taux d'anciens fumeurs		1,020 (1,131)	1,020 (0,861)
Taux de fumeurs		-0,400 (1,113)	-0,400 (1,075)
Statut de santé _{t-1}	-5,779** (2,897)	-6,440 (3,935)	-6,438** (3,233)
Nombre d'observations	419	419	419

VI : variable instrumentale ; Écart-types entre parenthèses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

1. Écart-types clusters

médicales est significatif à un niveau inférieur à 1 % et le modèle suggère un impact similaire à celui estimé par les modèles précédents, soit une augmentation de 1,1 point de pourcentage de la fraction des individus en bonne santé suivant une augmentation de 10 % des dépenses médicales. Les deux autres colonnes du tableau présentent les résultats incluant les variables de contrôle pour les comportements à risque. Nous remarquons que l'impact des coefficients sur les comportements à risque n'est pas du tout significatif et que celui sur la variable de statut de santé retardé l'est à un seuil inférieur à 1 % pour ces deux spécifications. Ceci est probablement dû au fait que la variable du statut de santé retardé capte l'effet de ses comportements. De plus, l'impact des dépenses médicales demeure similaire avec un impact de 1,1 point sur le pourcentage d'individus en bonne santé engendré par une augmentation de 10 % des dépenses. Encore une fois, il est possible de relier ces résultats avec ceux obtenus par régression du logarithme du taux de mortalité sur le logarithme des dépenses médicales.

Les résultats pour le logarithme du taux de mortalité sont présentés dans le tableau 5.6. La première colonne présente les résultats pour la spécification sans les va-

riables de contrôle pour les comportements à risque tandis que les deux autres colonnes présentent les spécifications dans lesquelles nous contrôlons pour ces comportements. Tout comme dans la régression dynamique du statut de santé, les coefficients des variables de contrôle pour l'obésité et les fumeurs ne sont pas significatifs dû à l'introduction du statut de santé retardé. Par contre, l'impact des dépenses médicales est encore significatif et similaire à ceux trouvés par le modèle précédent estimé par variable instrumentale sans variable de retard sur le statut de santé. Le modèle suggère qu'une augmentation de 10 % des dépenses médicales engendre une diminution de 12 % et de 14 % pour les spécification avec et sans contrôle pour les comportements à risque, respectivement. Il est à noter que l'utilisation de l'état de santé retardé d'une année donne des résultats similaires à ceux trouver sans l'ajout d'une variable dynamique dans le modèle. Si l'instrument n'était pas valide en raison du fait que les chocs de revenus étaient déterminés par le stock de santé de la période passé, nous pourrions penser que les résultats du modèle dynamique auraient été différents de ceux du modèle statique.

En résumé, toutes les méthodes d'estimation précédentes suggèrent que les dépenses médicales entraînent une diminution du taux de mortalité et une augmentation du pourcentage d'individus en bonne santé. Cependant, il serait intéressant de regarder si les hypothèses de rendements marginaux décroissant sont bel et bien présentes dans la population étudiée.

5.4 Estimation semi-paramétrique

Le cheminement présenté à la section 4.2.3 a servi à construire la figure 5.1. Le graphique de gauche présente la forme non linéaire qui avait été envisagée par l'hypothèse de rendements marginaux décroissants des dépenses médicales. Les résidus ajustés du statut de santé des gens et des dépenses médicales sont présentés en ordonnée et en abscisse, respectivement. Les résidus sont concentrés aux alentours de 0, car l'espérance des erreurs est supposée tendre vers 0 en grand échantillon. Le graphique présente une diminution du gain en santé à mesure que les dépenses augmentent, ce qui suggère une relation non linéaire de forme logarithmique entre le logarithme des dépenses médicales

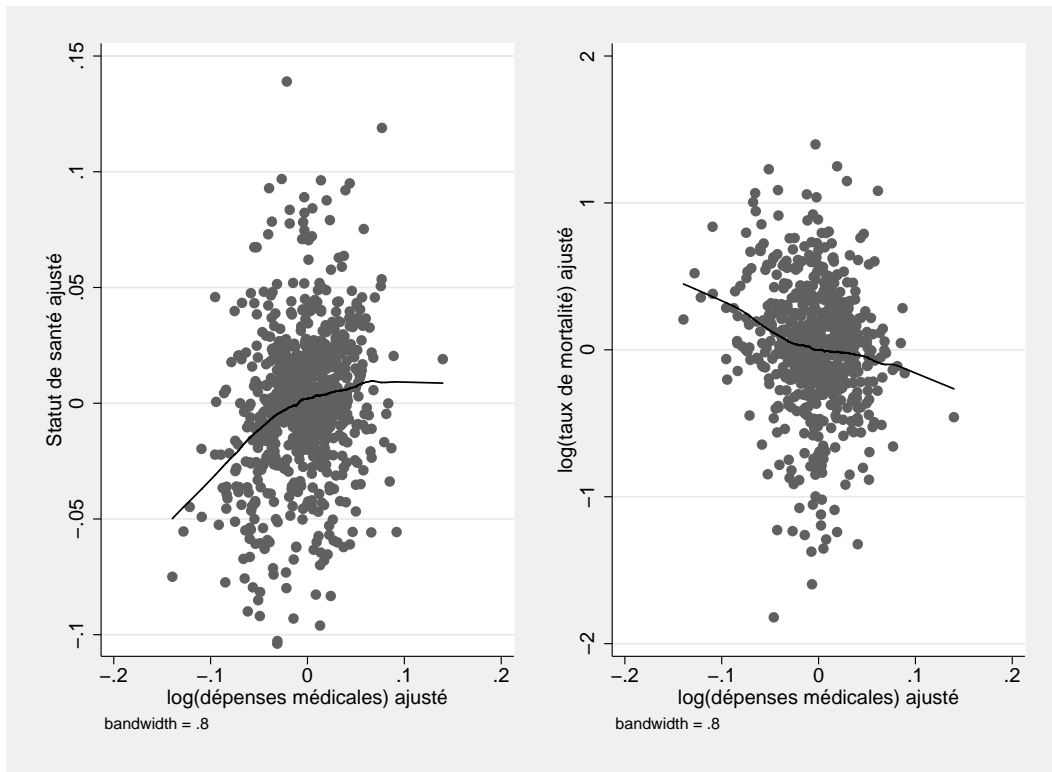


Figure 5.1: Estimation semi-paramétrique de la relation entre les mesures de santé et les dépenses médicales

et le statut de santé des gens. De plus, cette relation reste non linéaire lorsque l'on retire le logarithme de la variable des dépenses médicales. Ce résultat corrobore l'hypothèse des rendements marginaux décroissants liés aux dépenses médicales. Le même raisonnement peut être fait avec le graphique de droite qui représente l'évolution du taux de mortalité expliqué par la variation des dépenses médicales. La forme semble plus linéaire comparativement au graphique de gauche. Cependant, nous avons pris le logarithme de chacune des variables et lorsqu'une représentation graphique d'un logarithme en fonction d'un autre logarithme est de forme linéaire, cette représentation correspond à une relation exponentielle entre deux variables lorsqu'elles sont remises sous forme non logarithmique. Alors, nous pouvons conclure que la relation entre le taux de mortalité et les dépenses médicales est de forme exponentielle, ce qui nous indique que plus les dépenses médicales augmentent et plus le taux de mortalité diminue lentement.

De plus, il est possible de tester cette hypothèse en postulant une régression linéaire des résidus ajustés de la variable dépendante sur les résidus ajustés et ceux au carré des dépenses médicales. L'ajout du terme des dépenses médicales ajustées au carré permet de capter la non-linéarité de la relation. Les résultats sont présentés dans le tableau 5.7. Nous remarquons que, pour la régression des résidus du statut de santé, le coefficient sur les résidus ajustés au carré du logarithme des dépenses médicales est significatif à un seuil inférieur à 1 %, ce qui signifie que ce terme capte la forme non linéaire de la relation. Dans le cas des résidus ajustés du taux de mortalité, nous voyons que le coefficient des dépenses au carré n'est pas significatif. Comme le graphique de droite de la figure 5.1 le suggérait, la relation entre le logarithme des dépenses médicales et le logarithme du taux de mortalité semble linéaire, ce qui signifie que la relation entre les deux variables sans le logarithme est exponentielle. Somme toute, ces résultats corroborent l'hypothèse des rendements marginaux décroissants des dépenses médicales sur le statut de santé des gens ainsi que sur le taux de mortalité.

5.5 Analyse de sensibilité

Nous avons vu dans les récentes études que la plus grande portion des dépenses se font à partir d'un certain âge. Par exemple, Meara (2003) présente un graphique dans lequel nous voyons les dépenses médicales par groupe d'âges en comparaison avec celles des 35-44 ans et le ratio des dépenses est plus élevé que 1 à partir des individus de 45-54

Tableau 5.7: Régression des mesures de santé ajustées sur les dépenses médicales ajustées

VARIABLES	MCO	
	Statut de santé	log(taux mortalité)
log(dépenses médicales)	0,176*** (0,031)	-1,731*** (0,509)
log(dépenses médicales) _{t-1}	-1,680*** (0,544)	11,19 (8,326)
Nombre d'observation	792	622

MCO : moindres carrés ordinaires ; Écart-types entre parenthèses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

ans. Ceci nous indique que les gens commencent à dépenser plus en soins de santé à partir de 45 ans. Nous allons donc refaire l'analyse précédente à l'intérieur d'une sous-population constituée de personnes âgées de 45 ans et plus. Le tableau 5.8 présente les régressions par MCO de nos deux mesures de santé sur les dépenses médicales dans la sous-population. Tout comme dans l'analyse précédente, le coefficient sur les dépenses médicales dans la régression du statut de santé est négatif, mais non significatif. Par contre, le coefficient des dépenses médicales dans la spécification avec le taux de mortalité comme variable dépendante est négatif, mais il est non significatif. Il semble y avoir un problème dans la spécification du modèle tout comme il y en avait un dans la population. Pour corriger ce problème, nous allons utiliser la même technique que précédemment et instrumenter les dépenses médicales par le revenu familial.

Les élasticités-revenus des dépenses médicales, tout comme dans la population, sont toutes significatives à un seuil inférieur à 1 % pour les trois spécifications (coefficients du revenu : 1,57 ; 1,21 et 1,21 respectivement ; $P < 0,01$). Ces résultats sont près de 1 comme ceux trouvés précédemment et par les études sur les élasticités-revenus des dépenses médicales reportées dans le Handbook of Health Economics (Culyer et

Tableau 5.8: Régression des mesures de santé par MCO dans la sous-population

Variable	MCO	
	Statut de santé	Log(taux mortalité)
log(dépenses médicales)	-0,003 (0,006)	-0,080 (0,123)
Taux d'obésité	-0,123** (0,049)	-0,334 (1,099)
Taux d'anciens fumeurs	0,071*** (0,027)	-0,660 (0,589)
Taux de fumeurs	-0,088*** (0,027)	2,228*** (0,567)
Nombre d'observations	528	431
R-carré	0,972	0,899

MCO : moindre carré ordinaire ; Écarts-types entre parenthèses

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Newhouse, 2000). De plus, les statistiques F sont beaucoup plus élevées que celles dans la population avec des valeurs de 55,62 et 33,83 pour le statut de santé et le taux de mortalité, respectivement ($P < 0,01$). Ces résultats suggèrent que le revenu familial est un meilleur instrument pour corriger le problème de simultanéité du modèle MCO dans la sous-population que dans la population.

Les trois premières colonnes du tableau 5.9 présente les résultats pour les différentes spécifications de régression du statut de santé sur les dépenses médicales ainsi que certaines variables de contrôle. Nous voyons que les résultats sont similaires à ceux trouvés dans la population. Le modèle sans les variables de contrôle pour les comportements à risque suggère qu'une augmentation de 10 % des dépenses médicales entraîne une augmentation de 1,1 point de pourcentage de la fraction des individus en bonne santé et, lorsque nous contrôlons pour ces facteurs, cette même augmentation des dépenses entraîne une augmentation de 1,4 point de pourcentage des individus en bonne santé. Les coefficients des dépenses médicales sont tous significatifs à un seuil inférieur à 1 %. De plus, le taux d'obésité a un impact négatif et significatif sur la proportion des gens en bonne santé et les coefficients sur les statuts de fumeurs sont encore une fois de signe contraire à ceux qui étaient attendus. Cependant, nous pouvons expliquer ces résultats

Tableau 5.9: Régression par variables instrumentales des mesures de santé sur les dépenses médicales dans la sous-population

VARIABLES	Statut de santé			log(taux de mortalité)		
	VI	VI	VI ¹	VI	VI	VI ¹
log(dépenses médicales)	0,112*** (0,016)	0,142*** (0,026)	0,142*** (0,023)	-0,935*** (0,282)	-0,574 (0,432)	-0,574 (0,424)
Taux d'obésité		-0,205*** (0,072)	-0,205*** (0,077)		-0,147 (1,091)	-0,147 (1,033)
Taux d'anciens fumeurs		-0,111** (0,050)	-0,111*** (0,038)		-0,0815 (0,756)	-0,0815 (0,920)
Taux de fumeurs		0,117** (0,053)	0,117*** (0,042)		1,550* (0,796)	1,55 (1,049)
Nombre d'observations	528	528	528	431	431	431

VI : variable instrumentale ; Écart-types entre parenthèses

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

1. Écart-types clusters

par les mêmes raisons qu'en 5.2.1.

Nous retrouvons les mêmes spécifications dans les trois dernières colonnes du tableau 5.9, mais cette fois pour le logarithme du taux de mortalité comme variable dépendante. La première colonne présente la spécification sans les variables de contrôle pour les comportements à risque. Le coefficient sur les dépenses médicales est négatif et significatif. Il suggère qu'une augmentation des dépenses médicales de 10 % entraîne une diminution du taux de mortalité de 9,35 %. Cet impact est moins important dans la sous-population que dans la population entière, mais le ratio est tout de même près de 1. Les deux autres colonnes présentent les spécifications avec les variables de contrôle pour les comportements à risque, mais cette fois les coefficients sur les dépenses médicales ne sont pas significativement différents de 0.

Le tableau 5.10 présente les résultats des régressions incluant la variable du niveau de santé retardé d'une année ce qui permet de prendre en compte l'autocorrélation du statut de santé à travers les années. Les trois premières colonnes présentent les spécifications avec la fraction d'individus en bonne santé comme variable dépendante.

Tableau 5.10: Régression dynamique des mesures de santé sur les dépenses médicales dans la sous-population

VARIABLES	Statut de santé			log(taux de mortalité)		
	VI	VI	VI ¹	VI	VI	VI ¹
log(dépenses médicales)	0,141*** (0,023)	0,118*** (0,024)	0,118*** (0,018)	-1,345*** (0,384)	-1,516*** (0,570)	-1,516*** (0,566)
Taux d'obésité		-0,196*** (0,070)	-0,196*** (0,064)		0,102 (1,282)	0,102 (1,456)
Taux d'anciens fumeurs		-0,128*** (0,049)	-0,128** (0,052)		1,085 (1,052)	1,085 (1,275)
Taux de fumeurs		-0,103** (0,046)	-0,103 (0,063)		-0,164 (0,871)	-0,164 (0,992)
Statut de santé _{t-1}	0,246*** (0,087)	0,262*** (0,078)	0,262*** (0,081)	0,548 (1,248)	0,638 (1,339)	0,638 (1,166)
Nombre d'observations	357	357	357	272	272	272

VI : variable instrumentale; Écart-types entre parenthèses

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

1. Écart-types clusters

Tous les coefficients sont significatifs et positifs et leur effet suggère une augmentation du pourcentage de personnes en santé entre 1,1 % et 1,4 point de pourcentage pour toutes les spécifications. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus dans la population avec un écart maximal entre les coefficients estimés de 0,1 % pour des spécifications similaires. Les prochaines spécifications du tableau 5.10 ont comme variable dépendante le logarithme du taux de mortalité. Nous obtenons des coefficients négatifs et significatifs à un seuil inférieur à 1 % pour chacune des spécifications. Les résultats suggèrent qu'une augmentation des dépenses médicales de 10 % entraîne une diminution entre 13,5 % et 15 % du taux de mortalité. Cet effet est plus important que celui calculé dans la population. Ces résultats suggèrent que, de nos jours, les dépenses médicales servant à diminuer le taux de mortalité sont plus productives à un âge plus avancé que chez les jeunes adultes. Ce n'était pas le cas avant la fin du XX^e siècle où la baisse principale des taux de mortalité était due à la diminution des maladies infectieuses et au taux de mortalité infantile qui affectaient l'ensemble de la population ou bien seulement les plus jeunes (Cutler, Deaton et Lleras-Muney, 2006).

Par la suite, nous utilisons la décomposition par régression linéaire présentée en 4.2.3 pour faire une représentation graphique de l'estimation semi-paramétrique. La figure 5.2 présente le résultat de cet exercice. Le graphique de gauche représente le statut de santé ajusté en fonction du logarithme des dépenses médicales ajustées. Nous remarquons que la forme concave est moins prononcée que celle de la figure 5.1, ce qui suggère que la productivité marginale des dépenses médicales diminue moins rapidement dans la sous-population que dans la population. Le graphique de gauche de la figure 5.2 représente le logarithme du taux de mortalité ajusté toujours en fonction du logarithme des dépenses médicales ajustées et comparativement au graphique de la figure 5.1, la relation semble moins linéaire dans la sous-population. Cependant, la relation est assez linéaire pour corroborer l'hypothèse des rendements marginaux décroissants des dépenses médicales sur le taux de mortalité dans la sous-population.

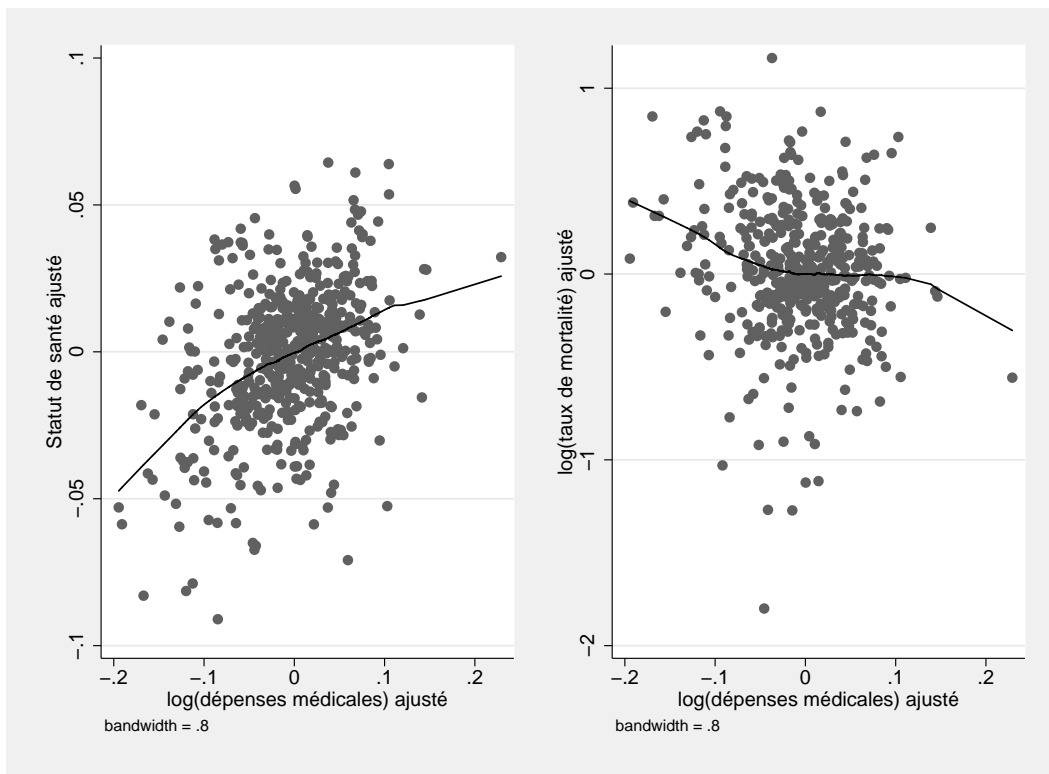


Figure 5.2: Estimation semi-paramétrique de la relation entre les mesures de santé et les dépenses médicales dans la sous-population

5.6 Coûts et bénéfices

Dans les sections précédentes, nous avons estimé l'impact des dépenses de santé sur la fraction des gens en bonne santé et sur le taux de mortalité. Nous avons vu que les dépenses ont un impact positif sur le statut de santé et un impact négatif sur le taux de mortalité. Cependant, il faut se demander quels coûts supplémentaires ces bénéfices ont engendré dans la population et la sous-population étudiées.

Tout d'abord, nous avons estimé qu'une augmentation de 10 % des dépenses médicales était associée avec une augmentation d'environ 1 point de pourcentage de la fraction d'individus en bonne santé. Cette estimation résulte d'un modèle qui prend en compte plusieurs facteurs autres que les dépenses médicales qui affectent nos mesures de santé. Il est possible d'exprimer la variation des mesures de santé en fonction des

dépenses médicales en calculant un ratio à partir des données. Ceci nous permet de relier l'augmentation des dépenses médicales à la fraction d'individus en bonne santé et d'en voir les coûts et les bénéfices.

La partie supérieure du tableau 5.11 présente les variations de la fraction des gens en bonne santé, des taux de mortalité ainsi que des dépenses de santé sur la période d'étude pour l'ensemble de la population. Nous voyons que la fraction de personnes en bonne santé n'a augmenté que de 0,27 % au cours de la période de 22 ans comparativement aux dépenses médicales moyennes par individu qui ont augmenté de 1144,12 \$ au cours de la même période, ce qui représente une augmentation de 40,5 %. À partir de ce résultat, nous pouvons calculer qu'une augmentation des dépenses médicales moyennes de 4163,46 \$ par habitant entraînerait une augmentation de 1 % de la fraction d'individus en bonne santé dans la population. De plus, nous avons fait le même calcul pour le taux de mortalité au cours de la période où les données sont disponibles, soit 1987 à 2004. La variation des dépenses moyennes est de 1108,69 \$ pour une diminution du taux de mortalité de 1,82 pour mille. En effectuant le même ratio qu'auparavant, nous obtenons qu'une augmentation des dépenses médicales moyennes par habitant de 608,47 \$ a entraîné une diminution du taux de mortalité de 1 pour mille au cours de cette période. Sachant que les États-Unis comptaient environ 292 millions de personnes en 2004, un pour mille représente une diminution de 292 000 personnes qui décèdent.

Comme nous l'avons vu dans la revue de la littérature, les personnes qui dépensent

Tableau 5.11: Coûts et bénéfices des dépenses médicales

	2008	2004	1987	Δ 87-04	Δ 87-08	Δ par unité ¹
<u>Population</u>						
% de gens en santé	86,303 %	-	86,0282 %	-	0,2748 %	4 163,46 \$
Taux de mortalité ¹	-	7,7086	9,5307	-1,8221	-	608,47 \$
Dépenses médicales	3964,31 \$	3928,88 \$	2820,19 \$	1108,69 \$	1144,12 \$	-
<u>45 ans et plus</u>						
% de gens en santé	81,508 %	-	78,004 %	-	3,504 \$	434,81 \$
Taux de mortalité ¹	-	12,9581	17,9895	-5,0314	-	315,07 \$
Dépenses médicales	5208,8 \$	5270,49 \$	3685,24 \$	1585,25 \$	1523,56 \$	-

1. Statut de santé : Δ 1 % ; Taux de mortalité : Δ 1 pour mille

le plus en soins et en prévention en santé sont les personnes d'un certain âge. Nous avons donc reproduit les mêmes calculs dans l'échantillon de personnes de 45 ans et plus. Nous voyons que la part de gens en bonne santé dans la population plus âgée a augmenté plus rapidement que dans la population entière avec une augmentation de 3,5 %. Au cours de la même période, les dépenses médicales moyennes ont augmenté de 1523,56 \$ par personne, ce qui est aussi plus élevé que dans la population en entier. Ces résultats suggèrent qu'une augmentation de 1 % de la population en bonne santé est reliée à une augmentation moyenne des dépenses par individu de 434,81 \$. Le coût pour une diminution de 1 pour mille du taux de mortalité, quant à lui, est relié à une augmentation de 315,56 \$. Nous remarquons que l'impact des dépenses médicales semble plus important sur un échantillon d'individus plus âgés, car les coûts pour un même bénéfice sont plus faibles que dans la population.

De plus, il est possible de calculer le coût par vie sauvée en utilisant la variation des dépenses médicales et la variation de la probabilité de survie engendrée par cette augmentation des dépenses.¹ Ces résultats sont présentés dans le tableau 5.12 pour la population et la sous-population de personnes âgées de 45 ans et plus. Nous obtenons un coût par vie sauvée de 608 468 \$ dans la population et de 315 071 \$ dans la sous-population. Nous pouvons comparer ces coûts par vie sauver à ce que les économistes appelle : la valeur statistique d'une vie humaine (VSV).

Pour bien comprendre ce que ces deux coûts représentent, voici un petit exemple. Si un individu est prêt à payer 1000\$ pour réduire ses chances de mourir de 1 pour mille, sa VSV est de 1000\$ divisé par 1 pour mille ou 1 000 000\$. Le concept de VSV peut aussi être interpréter pour une population. Par exemple, si 1000 personnes étaient prêtes à payer 1000\$ pour réduire leur chance de mourir de 1 pour 1000, un montant globale de 1 million de dollars serait dépensé et ceci sauverait une vie humaine.

Dans la littérature, plusieurs études ont tenté de quantifier la valeur d'une vie humaine et les résultats sont très différents d'une études à une autre. Par exemple,

1. La probabilité de survie se calcule comme suit : $1 - (\text{taux de mortalité})$

Tableau 5.12: Coût par vie sauvée

	2004	1987	Δ	Δ Dep/ Δ Pr(survie)
<u>Population</u>				
Pr(survie)	0,9922 %	0,9904 %	0,0018 %	
Dépenses médicales	3928,88 \$	2820,19 \$	1108,69 \$	608 468,25 \$
<u>45 ans et plus</u>				
Pr(survie)	0,9870 %	0,9820 %	0,0050 %	
Dépenses médicales	5270,49 \$	3685,24 \$	1585,25 \$	315 071,35 \$

Δ : variation ; Dep : dépenses ; Pr : probabilité

une méta-analyse de Viscusi et Aldy (2003) sur plus de 100 études présente une valeur médiane de 7 millions par VSV au États-Unis. De plus, une étude récente de Knieser *et al.* (2012) contrôlant pour plusieurs facteurs telle que les erreurs de mesures, l'endogénéité, les effets d'états et de cohortes présente un résultats estimé de VSV entre 4 et 10 millions. Alors, si l'on compare nos résultats obtenus avec ceux de ces études, nous remarquons que le coût par vie sauvé dans la population en entier et la sous-population sont de loin inférieurs aux VSV estimées par ces études.

En résumé, nous avons vu qu'au cours de la fin du XX^e siècle et du début du XXI^e, les dépenses médicales ont fait diminuer les taux de mortalité et ce, à un prix encore sous le seuil de ce que les économiste appelle la VSV pour l'ensemble de la population et encore plus pour la sous-population de personnes âgés de 45 ans et plus. Il apparait donc plus clair que l'augmentation des dépenses médicales n'est pas rendu au point où nous pratiquons une médecine du «plat de la courbe». Malgré l'augmentation soutenue des dépenses de santé au cours des dernières années, il est toujours préférable de continuer a dépenser en santé ce qui semble générer plus de bénéfices que les investissements encore aujourd'hui. De plus, les résultats obtenues dans ce mémoire rejoignent les conclusions d'un bon nombre d'études telles que Newhouse (1992), Cutler et McLellan (2001) et Hall et Jones (2007).

CONCLUSION

Pour terminer la discussion de ce mémoire, il est important de rappeler les principaux résultats qui permettent de répondre à la question «Est-ce qu'une continuation à la hausse des dépenses médicales aux États-Unis est souhaitable?». Pour répondre à cette question, il faut réussir à bien isoler l'impact des dépenses médicales sur la santé des individus malgré les problèmes potentiels d'estimation. De plus, les mesures traditionnelles utilisées, telles que l'espérance de vie et le taux de mortalité, ne permettent pas de prendre en compte la qualité de vie des individus. Pour corriger ces problèmes, nous avons utilisé une nouvelle mesure de santé qui représente une mesure de qualité de vie des gens et nous avons également postulé un modèle d'estimation avec variable instrumentale et des effets fixes qui permet de corriger pour certains facteurs qui pourraient biaiser nos résultats. Nous avons également utilisé le taux de mortalité comme mesure objective de santé pour appuyer nos résultats obtenus avec le statut de santé. De plus, nous avons exploré la piste des rendements marginaux décroissants des dépenses médicales aussi bien pour la mesure subjective que pour la mesure objective de santé et nous avons quantifié les coûts et les bénéfices de cette augmentation des dépenses médicales.

Nous avons trouvé que les dépenses médicales ont permis, au cours des dernières années, de diminuer le taux de mortalité de façon importante et qu'au cours de la même période, elles ont permis d'augmenter la qualité de vie des gens. Nous avons également trouvé que le problème d'obésité aux États-Unis venait diminuer l'impact des dépenses médicales aussi bien sur la mesure de qualité de vie des gens que sur le taux de mortalité. Nous avons produit une représentation graphique des mesures de santé en fonction des dépenses médicales et les résultats corroborent l'hypothèse des rendements marginaux décroissants aussi bien pour le statut de santé que pour le taux

de mortalité. Ces résultats ont également été reproduits dans une sous-population de personnes plus âgées et les résultats sont similaires, mais l'impact des dépenses de santé sur le statut de santé ainsi que sur le taux de mortalité est encore plus prononcé chez ces personnes. En dernier lieu, nous avons trouvé qu'en comparant le prix d'une vie sauvée à une mesure de VSV dans les récentes études, il était encore avantageux de poursuivre cette augmentation des dépenses dans la population en entier et dans la sous-population de personnes âgées de 45 ans et plus.

En conclusion, nous avons démontré que l'augmentation des dépenses médicales aux États-Unis avait entraîné une augmentation de la longévité et de la qualité de vie de la population, et ce, à un prix bien en deçà de la valeur statistique d'une vie sauvée. Sachant que ces dépenses entraînent encore des bénéfices plus grands malgré une augmentation des coûts, il serait intéressant d'approfondir la compréhension entre dépenses médicales et niveau de santé pour voir les limites qui peuvent être atteintes dans les prochaines décennies.

BIBLIOGRAPHIE

- Agency for healthcare research and quality. 2011. En ligne. <<http://meps.ahrq.gov/mepsweb/index.jsp>>. Consulté le 17 juillet 2012.
- Autor, D. H., L. F. Katz et M. S. Kearney. 2008. « Trends in u.s. wage inequality : Revising the revisionists ». *The Review of Economics and Statistics*, vol. 90, no. 2, p. 300–323.
- Braithwaite, R., D. O. Meltzer, J. T. K. Jr, D. Leslie et M. S. Roberts. 2008. « What does the value of modern medicine say about the \$50,000 per quality-adjusted life-year decision rule ? ». *Medical Care*, vol. 46, no. 4, p. 349–56.
- Bureau of Labor Statistics. 2013. En ligne. <ftp://ftp.bls.gov/pub/special_requests/cpi/cpi.ai.txt>. Consulté le 15 Avril 2013.
- Center for disease control and prevention. 2009. En ligne. <http://wonder.cdc.gov.proxy.bibliotheques.uqam.ca:2048/wonder/sci_data/surveys/nmes/type_txt/puf18.asp>. Consulté le 15 avril 2013.
- . 2012. En ligne. <<http://www.cdc.gov.proxy.bibliotheques.uqam.ca:2048/nchs/nhis.htm>>. Consulté le 14 juillet 2012.
- Colon, C. A., et P. K. Trivedi, éditeurs. 2005. *Microeconometrics : Methods and Applications*. T. 1. Cambridge University Press, 8 édition.
- Culyer, A. J., et J. Newhouse, éditeurs. 2000. *Handbook of Health Economics*. T. 1. Elsevier, 1 édition.
- Cutler, D. M., A. Deaton et A. Lleras-Muney. 2006. « The determinants of mortality ». *Journal of Economic Perspectives*, vol. 20, no. 3, p. 97–120.
- Cutler, D. M., E. Glaeser et J. Shapiro. 2003. Why have americans become more obese ? Working Paper no. 9446, National Bureau of Economic Research.
- Cutler, D. M., F. Lange, E. Meara, S. Richards-Shubik et C. J. Ruhm. 2011. « Rising educational gradients in mortality : The role of behavioral risk factors ». *Journal of Health Economics*, vol. 30, no. 6, p. 1174–1187.
- Cutler, D. M., et A. Lleras-Muney. 2010. « Understanding differences in health behaviors by education ». *Journal of Health Economics*, vol. 29, no. 1, p. 1–28.

- Cutler, D. M., et M. McClellan. 2001. « Is technological change in medicine worth it ? ». *Health Affairs*, vol. 20, no. 5, p. 11–29.
- Flegal, K. M., M. D. Carroll, C. L. Ogden et L. R. Curtin. 2010. « Prevalence and trends in obesity among US adults, 1999-2008 ». *JAMA : The Journal of the American Medical Association*, vol. 303, no. 3, p. 235–241.
- Freedman, V., R. Schoeni, L. Martin et J. Cornman. 2007. « Chronic conditions and the decline in late-life disability ». *Demography*, vol. 44, no. 3, p. 459–477.
- Hall, R. E., et C. I. Jones. 2007. « The value of life and the rise in health spending ». *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 122, no. 1, p. 39–72.
- Hoyert, D. L., et J. Xu. 2012. Deaths : Preliminary data for 2011. National Vital Statistics Reports no. 6, U.S. Department of Health and Human Services.
- James, K. H. 2008. « Valuing "lives saved" vs. "life-year saved" ». *Risk in Perspective*, vol. 16, no. 1, p. 34–37.
- Kniesner, T. J., W. K. Viscusi, C. Woock et J. P. Ziliak. 2012. « The value of a statistical life : Evidence from panel data ». *The Review of Economics and Statistics*, vol. 94, no. 1, p. 74–87.
- Kopczuk, W., T. T. Atkinson, C. Brown, D. Card, J. Guillory, R. Hudson, J. Hunt, A. Krueger, D. Lee, T. Lemieux, M. Leonesio, J. Manchester, R. Margo, D. Patison, M. Reich, L. Katz, N. Seminar, G. Diez, F. Galeas, B. Kestenbaum, W. Piet et J. Rossi. 2010. « Earnings inequality and mobility in the united states : Evidence from social security data since 1937, quarterly ». *Journal of Economics*, p. 91–128.
- Lemieux, T. 2007. The changing nature of wage inequality. NBER Working Papers no. 13523, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Meara, E., C. White et D. M. Cutler. 2000. « Trends in medical spending by age, 1963-2000 ». *Health Affairs*, vol. 23, no. 4, p. 176–183.
- Meara, E. R., S. Richards et D. M. Cutler. 2008. « The gap gets bigger : changes in mortality and life expectancy, by education, 1981-2000. ». *Health affairs (Project Hope)*, vol. 27, no. 2, p. 350–360.
- Moeller, J. F., G. E. Miller et J. S. Bantlin. 2004. « Looking inside the nation's medicine cabinet : trends in outpatient drug spending by medicare beneficiaries, 1997 and 2001. ». *Health Aff (Millwood)*, vol. 23, no. 5, p. 217–25.
- Mokdad, A. H., E. S. Ford, B. A. Bowman, W. H. Dietz, F. Vinicor, V. S. Bales et J. S. Marks. 2003. « Prevalence of obesity, diabetes, and obesity-related health risk factors, 2001 ». *Journal of the American Medical Association*, vol. 289, p. 76–79.
- Oeppen, J., et J. W. Vaupel. 2002. « Broken limits to life expectancy ». *Science*, vol. 296,

p. 1029–1031.

- Pauly, M. V., T. G. McGuire et P. P. Barros, éditeurs. 2012. *Handbook of Health Economics*. T. 2. Elsevier, 1 édition.
- U.S. Census Bureau. 2013. En ligne. <www.census.gov/compendia/statab/2012/tables/12s0078.pdf>. Consulté le 29 Juin 2013.
- Viscusi, W. K., et J. E. Aldy. 2003. « The value of a statistical life : A critical review of market estimates throughout the world ». *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 27, no. 1, p. 5–76.
- Waidmann, T., J. Bound et M. Schoenbaum. 1995. The illusion of failure : Trends in the self-reported health of the u.s. elderly. NBER Working Papers no. 5017, National Bureau of Economic Research, Inc.