UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LES EFFETS DES PROGRAMMES UNIVERSELS D'ASSURANCE MÉDICAMENTS SUR LES DÉPENSES PRIVÉES EN MÉDICAMENTS, L'EXPÉRIENCE QUÉBÉCOISE

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

JONATHAN FORTIER

FÉVRIER 2014

REMERCIEMENTS

La réalisation de ce mémoire n'aurait pu être rendue possible sans la contribution de plusieurs personnes que je tiens à remercier sincèrement.

Je voudrais d'abord exprimer ma reconnaissance envers mes deux directeurs de recherche, Marie Connolly et Pierre-Carl Michaud, pour leur disponibilité et leurs précieux conseils qui m'ont guidé tout au long de ma rédaction.

Par ailleurs, je ne peux passer sous silence la contribution de ma conjointe, Geneviève. Son aide et ses encouragements jusqu'à la toute fin m'ont grandement aidé à compléter ce travail laborieux.

Enfin, merci à ma fille Lillian, source d'inspirations et de découvertes.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES v

LISTE DES TABLEAUX vi

RÉSUMÉ ix

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I
PROBLÉMATIQUE 5

1.1 Revue de la littérature 5

1.1.1 Effets sur les dépenses 6

1.1.2 Effets sur les types de médicaments 9

1.1.3 Autres facteurs mécanismes influençant les dépenses en médicaments prescrits 11

1.2 Présentation de la réforme 13

1.2.1 Contexte de la réforme 13

1.2.2 Caractéristiques de la réforme 15

1.2.3 Constats suite à la réforme 16

CHAPITRE II
MODÉLISATION THÉORIQUE 20

2.1 Fonction d'utilité 20

2.2 Dépenses en médicaments prescrits 21

2.3 Assurances 24

2.3.1 Secteur privé 24

2.3.2 Secteur public 25

2.4 Effets de la réforme 26

2.4.1 Les prestataires de la sécurité de revenu et les personnes de 65 ans et plus 26

2.4.2 Les personnes non assurées 26

2.4.3 Les personnes assurées par le régime privé 27

CHAPITRE III
DONNÉES ET ANALYSE DESCRIPTIVE 29

3.1 Sources 29

3.2 Variables 30

3.3 Caractéristiques des ménages 32

3.4 Variables contrôles 33

3.5 Analyse descriptive 36

CHAPITRE IV
MODÉLISATION EMPIRIQUE 41

4.1 Différence en différences 41

4.2 Création des quintiles de revenu 43

4.3 Grands consommateurs de médicaments 46

CHAPITRE V
ANALYSE DES RÉSULTATS 47

5.1 Les effets généraux de la réforme sur les dépenses en médicaments 48

5.1.1 Les effets généraux de la réforme sur les autres dépenses 51

5.1.2 Les effets indirects de la réforme 52

5.2 Les effets généraux de la réforme sur les dépenses des personnes âgées . . . 55

5.3 Les effets généraux de la réforme sur les prestataires de la sécurité du revenu 57

5.4 Tests de robustesse et de falsification 62

CHAPITRE VI
DÉCOMPOSITION DES EFFETS 66

6.1 Effets en fonction des quintiles de revenus 66

6.2 Effets en fonction des groupes d'âge 69

6.3 Grands consommateurs de médicaments 71

CONCLUSION 73

BIBLIOGRAPHIE 76

LISTE DES FIGURES

Figure Page

0.1 Évolution des dépenses en médicaments, 1985 à 2008 au Québec et au Canada 3

1.1 Modèle en décision de Grootendorst 11

1.2 Déterminants des dépenses 12

2.1 Fonction de dépenses en médicaments prescrits 22

2.2 Courbe budgétaire 23

3.1 Densité de noyau, 1996 et 1998 37

3.2 Part du budget en médicaments prescrits par décile de revenu, 1996 et 1998 38

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

1.1 Répartition de la population assurée, du nombre d'adhérents et du taux de participation selon le groupe d'âge, adhérents, 1998-2000 17

1.2 Coût annuel moyen par participant selon le sexe et le groupe d'âge, ensemble des participants, 1998-2000 18

3.1 Dépenses en médicaments prescrits par groupe d'âge 34

3.2 Statistiques descriptives des variables contrôles 35

3.3 Dépenses en médicaments prescrits, 1996 et 1998 36

3.4 Moyenne des autres dépenses par catégorie 39

4.1 Régression du revenu des ménages 44

5.1 Différence en différences, tableau synthèse, effets directs 49

5.2 Différence en différences, tableau synthèse, effets indirects 54

5.3 Différence en différences, population 65 ans et plus, tableau synthèse des effets directs 56

5.4 Différence en différences, population 65 ans et plus, tableau synthèse des effets indirects 58

5.5 Différence en différences, prestataires de la sécurité du revenu, tableau synthèse des effets directs 59

5.6 Différence en différences, prestataires de la sécurité du revenu, tableau synthèse des effets indirects 60

5.7 Tests de robustesse et de falsification pour la population en général sur les dépenses en médicaments prescrits 63

5.8 Tests de robustesse et de falsification pour les personnes de 65 ans et plus sur les dépenses en médicaments prescrits 64

6.1 Différence en différences par quintiles de revenu 68

6.2 Différence en différences pour la population de 65 ans et plus par quintiles de revenu 69

6.3 Différence en différences pour la population en général par groupe d'âge 70

6.4 Différence en différences pour les grands consommateurs de médicaments 72

LISTE DES ACCRONYMES, DES SIGLES ET DES ABRÉVIATIONS

CIHI Canadian Institute for Health Information

DM Dépenses en médicaments prescrits

EDF Enquête sur les dépenses des familles

EDM Enquête sur les dépenses des ménages

EEM Enquête sur l'équipement ménager

FAM Fonds de l'assurance médicaments

IHI Institute for Healthcare Informatics

MCO Moindres carrés ordinaires

NOOP « Non out-of-pocket »

OCDE Organisation de Coopération et de Développement Économique

OOP « Out-of-pocket »

PIB Produit intérieur brut

PME Petites et moyennes entreprises

RAMQ Régie de l'assurance maladie du Québec

SIDA Syndrome de l'immunodéficience acquise

SR Sécurité du revenu

SRG Supplément de revenu garanti

RÉSUMÉ

Ce mémoire évalue les impacts de la réforme de l'assurance médicaments au Québec sur les différentes populations assurées. En utilisant des données de dépenses, soit l'Enquête sur les dépenses des familles (EDF) de 1996 et de l'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) de 1998, il nous a été possible d'évaluer les impacts sur différentes catégories de dépenses, qualifiés d'« effets directs » pour les dépenses en médicaments prescrits et assurance publique et d'« effets indirects » pour les médicaments non prescrits et les assurances privées en santé. La réforme a affecté de façon distincte trois sous populations, soit les prestataires de la sécurité du revenu, les personnes de plus de 65 ans et la population en général via les nouveaux adhérents.

Globalement, la réforme a entraîné une diminution des dépenses « out-of-pocket » (OOP) pour les médicaments prescrits pour la population en général de 95 $, alors qu'elle a entraîné une augmentation moyenne de 125 $ pour les personnes de 65 ans et plus et de 22 $ pour les prestataires de la sécurité du revenu. Ces effets ont été accompagnés d'augmentations des dépenses pour l'assurance publique de 71 $ pour la population en général, de 143 $ pour les personnes de 65 ans et plus et de 48 $ pour les prestataires de la sécurité du revenu. Les effets nets sont faibles pour la population en général, alors que les personnes de 65 ans et plus et les prestataires de la sécurité du revenu ont vu leurs dépenses sensiblement augmenter.

Par contre, lorsque nous évaluons les impacts redistributeurs de la réforme, nous remarquons que les individus dans les quintiles de revenu les plus faibles ont bénéficié davantage de la réforme, ainsi que les personnes de 55 à 65 ans. L'assurance a aussi permis de réduire sensiblement les dépenses pour les grands consommateurs de médicaments. Ces différents effets étaient des objectifs clairs de la réforme. Néanmoins, il semblerait que la réforme soit aussi à l'origine d'une tendance au Québec qui mène la province vers une croissance des dépenses en médicaments plus rapide que dans le reste du Canada.

Mots clés : Assurance médicaments, dépenses en médicaments, économie de la santé

INTRODUCTION

Les dépenses en santé ont connu une croissance importante depuis les années soixante dans l'ensemble des pays de l'Organisation de Coopération et de Développement Économique (OCDE), et le Canada n'a pas fait exception à cette tendance. Effectivement, alors que les dépenses représentaient en moyenne 5 % du produit intérieur brut (PIB) des pays de l'OCDE en 1960 (5,4 % pour le Canada), ces dépenses ont crû pour atteindre plus de 10 % du PIB en 2008 (10,3 % pour le Canada) (OCDE, 2011). Le Canada se classait alors 6ième dans les pays de l'OCDE, devancé par les États-Unis (16,4 %), la France (11,1 %), l'Allemagne (10,7 %), la Suisse (10,7 %) et l'Autriche (10,4 %). Ces dépenses sont en grande partie assumées par l'État. Le pourcentage assumé par les dépenses publiques allait de 47,7 % aux États-Unis à 85 % au Danemark en 2008. Le Canada est très près de la moyenne avec 70,6 %. Cette tendance à l'augmentation des dépenses en santé est attribuable tant à des évolutions démographiques et technologiques qu'à des effets de richesse et de préférences.

De cette hausse, ce sont les dépenses en médicaments qui ont subi la croissance la plus rapide depuis une vingtaine d'années. Les dépenses en médicaments au Canada sont passées de 6,9 milliards en 1985 à 28 milliards en 2008 (en dollars constants de 2008). En termes de pourcentage des dépenses totales en santé, les médicaments sont passés de moins de 10 % en 1985 à plus de 15 % dans les années 2000 (CIHI, 2010). La croissance moyenne annuelle de 1985 à 2008 était de 5,9 % (pour les médicaments prescrits ou non). Cette croissance des dépenses en médicaments s'explique par plusieurs effets simultanés : vieillissement de la population, croissance du coût des médicaments, quantité de médicaments prescrits et développement du marché des médicaments non-prescrits. De plus, ces dépenses sont influencées par l'implantation de régimes d'assurance médicaments et relèvent tant de changement dans les traitements prescrits que de comportements

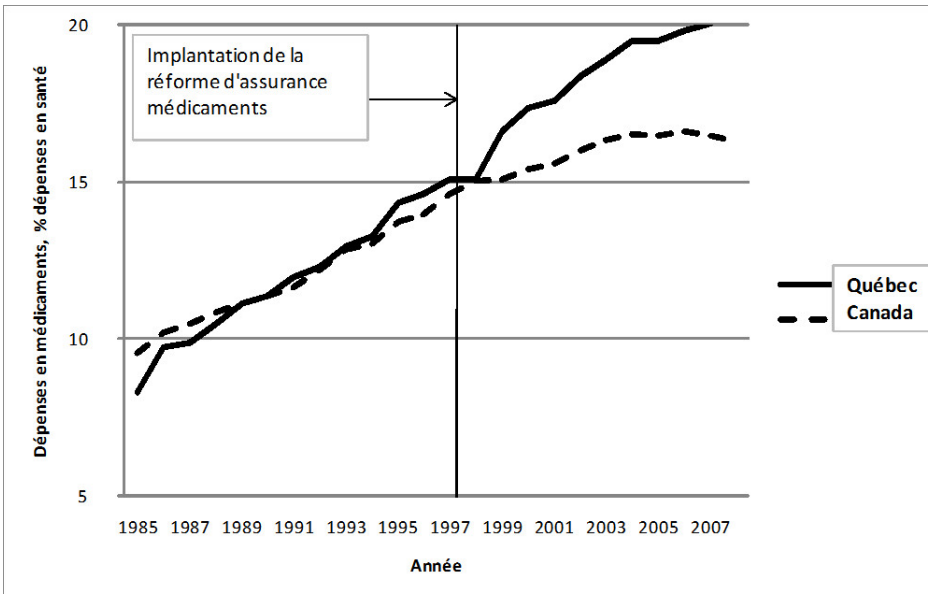
individuels.

Pour tenter de répondre à la nécessité d'accès à ce type de traitements pour l'ensemble de la population tout en contrôlant les dépenses publiques en santé, la mise sur pied de régimes universels d'assurance médicaments s'est avérée la réponse privilégiée dans l'ensemble des pays de l'OCDE. Du côté du Québec, c'est en 1997 que la province instaure un régime d'assurance médicaments universelle. Dans ce programme, le régime public de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) et la couverture d'assurance en milieux de travail permettent de couvrir l'ensemble de la population. Cette « expérience » unique en Amérique du Nord permet d'approfondir nos connaissances sur plusieurs aspects et a déjà inspiré quelques recherches. Dans ce mémoire, nous analyserons l'impact de cette réforme sur les dépenses en médicaments prescrits, plus particulièrement sur la quote-part personnelle des ménages. Cette quote-part inclut la franchise et la coassurance payées par le ménage lors de l'achat de médicaments prescrits. Elle fait référence au concept anglais « out-of-pocket » (OOP) souvent évoqué dans la littérature sur le sujet. Pour les fins de ce mémoire nous utiliserons d'ailleurs le sigle OOP pour faciliter la référence aux modèles mathématiques étudiés.

Comme nous pouvons l'observer à la Figure 0.1, l'instauration du régime général d'assurance médicaments au Québec semble effectivement avoir affecté la tendance des dépenses en médicaments.

Nous remarquons que, suite à la réforme de l'assurance médicaments de 1997, le Québec a vu ses dépenses globales en médicaments augmenter plus rapidement que le reste du Canada. Bien que certaines provinces aient légèrement modifié leur couverture pour les personnes âgées et les prestataires de la sécurité du revenu, aucune province n'a apportée de modification de l'ampleur de la réforme au Québec. De plus pendant cette période, la part des dépenses publiques est passée de 41,5 % en 1996 à 51,6 % en 2008. Une des particularité de la réforme au Québec, comme nous l'exposerons plus amplement dans la prochain chapitre, est que celle-ci comporte simultanément un élargissement de la couverture publique pour les personnes non-assurées, une nouvelle politique pour le contrôle

Figure 0.1: Évolution des dépenses en médicaments, 1985 à 2008 au Québec et au Canada



Source : Canadian Institute for Health Information (2010)

des coûts pour le régime public et la légifération dans le domaine des assurances privées. Comme nous l'avons souligné, la réforme semble correspondre avec un changement de trajectoire pour les dépenses en médicaments. Néanmoins, il est essentiel de mieux comprendre comment les différentes populations ont été affectées par cette réforme et quels sont les éléments qui ont le plus contribué à cette augmentation des dépenses.

Notre démarche est inspirée par le travail entrepris par Alan *et al.* (2003) qui ont étudié l'implantation des différentes assurances médicaments pour les aînés au Canada avant 1996. Nous allons évaluer l'impact de l'implantation du programme universel québécois en 1997 sur les dépenses privées en médicaments prescrits. En utilisant les données de l'Enquête sur les dépenses des familles (EDF) de 1996 et de l'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) de 1998 de Statistique Canada, nous allons estimer l'impact de ce programme sur les différents groupes d'âge et de revenus en utilisant, entre autres, une analyse de différence en différences. Cette analyse compare les dépenses en santé de différents groupes de la population québécoise, avant et après la réforme en utilisant le reste du Canada comme groupe contrôle. Nous serons ainsi en mesure d'observer

quel groupe a bénéficié davantage de cette réforme en termes de dépenses privées en médicaments.

Globalement, nous trouvons que la réforme a entraîné une diminution des dépenses OOP annuelles pour les médicaments prescrits pour la population en général de 95 $, alors qu'elle a entraîné une augmentation moyenne de 125 $ pour les personnes de 65 ans et plus et de 22 $ pour les prestataires de la sécurité du revenu. Ces effets ont été accompagnés d'augmentations des dépenses pour l'assurance publique de 71 $ pour la population en général, de 143 $ pour les personnes de 65 ans et plus et de 48 $ pour les prestataires de la sécurité du revenu. Les effets nets sont faibles pour la population en général, alors que les personnes de 65 ans et plus et les prestataires de la sécurité du revenu ont vu leurs dépenses sensiblement augmenter.

Par contre, lorsque nous évaluons les impacts redistributeurs de la réforme, nous remarquons que les quintiles de revenu les plus faibles ont bénéficié davantage de la réforme, ainsi que les personnes de 55 à 65 ans. L'assurance a aussi permis de réduire sensiblement les dépenses pour les grands consommateurs de médicaments. Ces différents effets étaient des objectifs clairs de la réforme. Néanmoins, il semblerait que la réforme soit aussi à l'origine d'une tendance au Québec qui mène la province vers une croissance des dépenses en médicaments plus rapide que dans le reste du Canada.

Le présent mémoire débute au chapitre I avec la revue de la littérature qui s'attarde aux effets influençants les dépenses en médicaments et qui présente la réforme de l'asurance médicaments au Québec. Le chapitre II décrit la modélisation théorique et présente la fonction d'utilité, les dépenses en médicaments prescrits, les assurances et les effets de la réforme sur les trois sous-groupes à l'étude. Le troisième chapitre définit les données et les variables utilisées dans notre modèle. La modélisation empirique est ensuite décrite au chapitre IV. Nous y expliquons le modèle de différence en différences, la création des quintiles de revenu ainsi que la création de la catégorie des grands consommateurs de médicaments. Finalement, les chapitres V et VI présentent les résultats et l'analyse qui en découle. Une conclusion suivra, soulignant les apports et les limites de ce mémoire.

CHAPITRE I

PROBLÉMATIQUE

Ce chapitre expose les concepts importants en économie de la santé pertinents à notre mémoire par une revue de la littérature. Cette dernière s'attarde aux effets influençants les dépenses en médicaments. Par la suite, les grandes lignes de la réforme de l'assurance médicaments sont exposées, ainsi que les constats de cette réforme.

1.1 Revue de la littérature

La croissance rapide des dépenses en médicaments a soulevé un intérêt marqué pour mieux comprendre les causes et les effets de cette augmentation, ainsi que les impacts de stratégies de partage et de contrôle des coûts. Dans cette section, une attention particulière sera portée à la littérature concernant le partage des coûts des médicaments prescrits (i.e. le concept de « prescription drug cost sharing » en anglais) ce qui inclut, entre autres, les systèmes d'assurance médicaments. De plus, nous examinerons davantage la littérature concernant le Canada, notamment en ce qui concerne les méthodes utilisées et les résultats obtenus. Cette revue de la littérature a deux objectifs principaux. Elle tente initialement de bien situer notre démarche dans une littérature déjà bien développée. En effet, le cas de la réforme au Québec peut aider à approfondir certains questionnements pertinents à notre compréhension en économie de la santé. De plus, certaines démarches seront explicitées, nous permettant de mieux exposer la démarche méthodologique que nous avons entreprise.

Les articles étudiés et les éléments de synthèse sont inspirés principalement, bien que non exclusivement, de trois articles sur l'état des connaissances. Le premier, Goldman *et al.* (2007), met en relation les résultats de 131 études, tant sur le plan des résultats que des méthodes utilisées. Un effort notable a été apporté pour intégrer des écrits autres que sur les États-Unis, dont une vingtaine portent sur le Canada ou l'une de ses provinces. De leur côté, Lexchin et Grootendorst (2004) se sont concentrés sur l'effet des stratégies de partage des coûts sur les populations vulnérables. Bien que basé sur un échantillon beaucoup plus petit (25 études) et que plusieurs des articles relevés dans cette étude font partie de la revue de Goldman *et al.* (2007), cet article est d'intérêt pour deux raisons. Tout d'abord Grootendorst et Lexchin étudient depuis plusieurs années l'univers des médicaments au Canada et le découpage de leur analyse reflètent les enjeux du système canadien et à plusieurs égards ceux du Québec. Ensuite, la question des effets sur les populations vulnérables fût l'un des principaux débats suite à la réforme de l'assurance médicaments au Québec. L'article de Gibson *et al.* (2005) soulève des effets peu discutés dans les deux autres textes et d'intérêts pour notre compréhension dont les effets de substitutions.

Globalement, nous pouvons diviser notre revue de la littérature en trois grands thèmes : les effets des stratégies de partage des coûts sur les dépenses en médicaments, les effets sur les types de médicaments et l'utilisation d'autres services de santé et finalement les autres éléments affectant les dépenses en médicaments prescrits

1.1.1 Effets sur les dépenses

L'effet initial attendu qu'une augmentation de la composante OOP entraîne une faible diminution de la consommation de médicaments est présent dans la vaste majorité des études. Cette relation faible est similaire à ce que l'on observe pour les autres services de santé. Un paramètre d'intérêt pour saisir l'effet des assurances sur la consommation est l'elasticité-prix des médicaments prescrits. « Most estimates of price elasticity suggest that a 10 % increase in price, for example, would decrease use by less than that, ranging from 1 % to 4 % » (Gibson *et al.*, 2005 : 731), soit une élasticité-prix entre -0,1 et -0,4,

comparable aux chiffres rapportés dans Goldman *et al.* (2007), variant de -0,2 à -0,6.

Dans une étude de 2005, Contoyannis *et al.* ont évalué l'élasticité-prix des médicaments prescrits à partir de la réforme de l'assurance médicaments de 1997 au Québec. La couverture en médicaments pour les personnes âgées au Québec a l'avantage de couvrir la très grande majorité des personnes âgées, ce qui permet d'avoir des estimations pour un groupe représentatif de 65 ans et plus. Les coûts sont passés de 2 $ par prescription pour un maximum annuel de 100 $ à une franchise de 25 $ et une coassurance de 25 % pour un maximum annuel variant de 200 $ à 750 $ en fonction du revenu. De plus la réforme a occasionné une augmentation importante dans les coûts OOP pour les 65 ans et plus. Les auteurs ont eu recours à un échantillon aléatoire de 120 000 personnes issu des données administratives du régime public québécois d'assurance médicaments pour faire leurs estimations. Ce texte est pertinent pour notre démarche pour deux raisons. Tout d'abord il apporte une solution au problème d'endogénéité liée à la non linéarité de la fonction de prix. Effectivement, comme le coût d'un médicament est affecté par la franchise, la coassurance et le maximum déboursable, le coût marginal auquel fait face la personne est lié au niveau de consommation, ce qui entraîne un biais si l'élasticité est estimée par moindres carrés ordinaires (MCO). Pour estimer l'élasticité-prix les auteurs ont eu recours à un instrument construit à partir d'une variable de prix synthétique estimée comme étant : « the price that an individual would have faced in the post-policy period had their drug consumption remained at the pre-policy price. » (Contoyannis *et al.*, 2005 : 913) Le second intérêt de cet article est le résultat de l'élasticité. Comme l'étude porte sur la réforme à l'étude, la valeur de l'élasticité-prix estimée peut nous permettre de mieux saisir nos résultats. Les estimations se situent dans la partie inférieure des résultats normalement estimés, soit -0,12 et -0,16. L'utilisation des MCO sans instrument donnerait des résultats allant jusqu'à 4 fois cette magnitude. Nous devons ainsi nous attendre dans nos évaluations à observer une faible réaction face au prix, du moins pour les personnes de plus de 65 ans.

Comme la grande majorité des mesures de partage des coûts visent un groupe en particulier, souvent les personnes âgées ou les personnes à faibles revenus, très peu d'études

ont porté sur les effets sur la population en général. Dans un texte de 2003, Alan *et al.* ont tenté d'étendre l'analyse effectuée sur les programmes d'assurance canadiens pour les personnes âgées sur les quelques programmes visant l'ensemble de la population. Dans une version antérieure (Alan *et al.*, 2002), les auteurs ont effectué une analyse des effets de l'instauration des assurances médicaments pour les personnes de plus de 65 ans dans l'ensemble du Canada. À partir des données de l'Enquête sur les dépenses des familles ils ont étudié l'impact de la mise sur pied des différentes assurances médicaments canadiennes sur les dépenses en médicaments avant 1996. En utilisant entre autres des méthodes de différence en différences, ils viennent à la conclusion que « the introduction of prescription drug plans for the senior population is associated with a much larger dollar reduction in out-of-pocket prescription drug expenditure by high-income households than by low-income households. » (Alan *et al.*, 2003 : 2) Ils tentent par la suite d'étudier l'impact des réformes qui ont affecté des groupes autres que les aînés. Leur étude vise une période antérieure à la réforme québécoise et porte sur des réformes de l'Ontario de 1995, du Manitoba et de la Saskatchewan en 1975, de l'Alberta en 1970 et de la Colombie-Britannique en 1972 et 1977. Au final, aucune de ces réformes n'avait la portée de la réforme québécoise et leur résultats sont peu concluants.

En 2011, McLeod *et al.* ont utilisé une technique développée dans les textes de Alan *et al.* (2002 et 2003) pour évaluer le risque du fardeau financier des ménages canadiens. À partir des données de l'Enquête sur les dépenses des ménages, ils observent la distribution des dépenses en médicaments de différents types de ménages canadiens. Bien que l'analyse soit essentiellement descriptive, ils concluent que « the financial burden of out-of-pocket prescription drug expenditures for the typical household was relatively small, with little interprovincial variation. » (McLeod *et al.*, 2011 : 6)

Récemment, Gruber et Engelhardt (2010) ont utilisé des techniques de différence en différences pour évaluer l'impact de la partie D de Medicare, un programme d'assurances aux États-Unis. En plus d'évaluer l'impact global à partir de différence en différences, ils développent un modèle pour estimer les gains de bien-être de cette réforme. Comme l'extension de la partie D a entraîné une diminution de la couverture, « in particular,

there is an estimated 80 % crowd-out of both prescription drug coverage and expenditures. » (Gruber, 2010 : 31) Les estimations en termes de bien-être laissent présager que les gains ont été relativement faibles.

Dans l'ensemble, pour identifier les effets, les auteurs ont eu recours à différentes techniques, dont les plus fréquentes sont des comparaisons avant-après, avec ou sans groupe contrôle, en utilisant des données en coupe transversale ou des séries temporelles. Plusieurs études portent sur des médicaments précis ou reposent sur les effets sur un groupe d'assurés limité, ce qui rend la généralisation des résultats plus difficile. Une autre limite dans plusieurs études est que l'amplitude des changements est relativement faible, ce qui rend parfois les effets observés de faible magnitude.

Un des avantages d'étudier l'impact du partage des coûts au Canada est que celui-ci n'affecte pas autant les autres aspects du système de santé, qui sont universels et gratuits. Comme le soulignent Goldman *et al.* (2005 : 63) en parlant des études concernant les États-Unis : « Thus, it is unclear whether the higher drug expenditure among the patients with more generous coverage were due to lower out-of-pocket costs for drugs or lower cost sharing for office visits and other medical services that are the usual pathways for receiving prescriptions. » Comme l'instauration de l'assurance universelle au Québec n'affecte pas de façon directe le coût pour se procurer une prescription, l'effet est circonscrit sur les médicaments. Nous parlons « d'effets directs » puisque nous ne pouvons exclure l'idée qu'une plus grande demande pour les médicaments prescrits entraîne une pression sur l'attente pour voir un médecin, d'où une augmentation du coût indirect.

1.1.2 Effets sur les types de médicaments

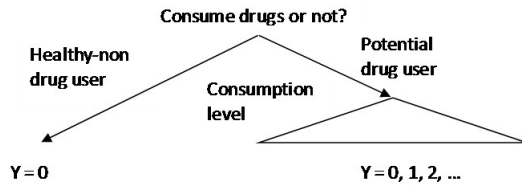
Plusieurs études sur les effets du partage des coûts se sont concentrées sur les effets sur certains types de médicaments ou de malades. L'une des hypothèses centrales de ces démarches est que les comportements des consommateurs varient en fonction du type de médicaments. L'effet d'une augmentation des dépenses OOP aurait un impact moins important pour la consommation de médicaments essentiels face à des médicaments

moins essentiels. Goldman *et al.* (2004) ont estimé qu'une augmentation doublant le coût OOP s'accompagnait d'une réduction de 25 % de l'utilisation de huit classes de médicaments essentiels, alors que la diminution est de 45 % pour des médicaments moins essentiels (par exemple, des médicaments anti-inflammatoires).

Dans leur étude utilisant la réforme au Québec et portant sur les personnes âgées et les prestataires de la sécurité de revenu, Tamblyn *et al.* (2001) observent des résultats similaires, mais de magnitude moins élevée. Ils notent une diminution de 9 % pour les médicaments essentiels et 15 % pour les autres. Ils ont aussi analysé l'effet de cette diminution sur les visites chez un médecin et le nombre d'hospitalisations. À partir d'un échantillon de 12 000 personnes âgées ainsi que du même nombre de prestataires de la sécurité de revenu et en appliquant une *régression discontinue* sur le nombre de médicaments essentiels avant et après la réforme, ils arrivent à la conclusion que « increased cost-sharing for prescription drugs in elderly persons and welfare recipients was followed by reductions in use of essential drugs and a higher rate of serious adverse events and ED [Emergency Department] visits associated with these reductions. » (Tamblyn *et al.* 2001 : 421). La baisse de consommation de médicaments s'est accompagnée d'une augmentation de 117 % des visites chez un médecin et d'hospitalisations.

Peu de temps après la publication de l'article de Tamblyn *et al.*, Pilote *et al.* (2002) ont aussi analysé l'effet de la réforme de 1997 sur les personnes de plus de 65 ans en se concentrant sur les effets suites à un infarctus. En utilisant une analyse avant-après, les auteurs remarquent que « this policy reform had no effect on prescription rates, persistence of drug therapy, adherence of drug therapy, mortality rate, readmissions for complications related to acute myocardial infarction, or outpatient physician and emergency department visits. » (Pilote *et al.*, 2002 : 251). Ces résultats, bien que divergents, soulèvent deux éléments pertinents pour notre étude. Tout d'abord, les médicaments ne sont pas homogènes et les effets captés par la réforme ne s'appliquent pas nécessairement à l'ensemble des médicaments. De plus, les effets de la réforme peuvent affecter d'autres aspects de la santé de l'individu ou du système de santé à moyen et long termes. En effet, une augmentation des dépenses en médicaments à court terme peut entraîner une

Figure 1.1: Modèle en décision de Grootendorst



Source : Grootendorst (1995 : 186)

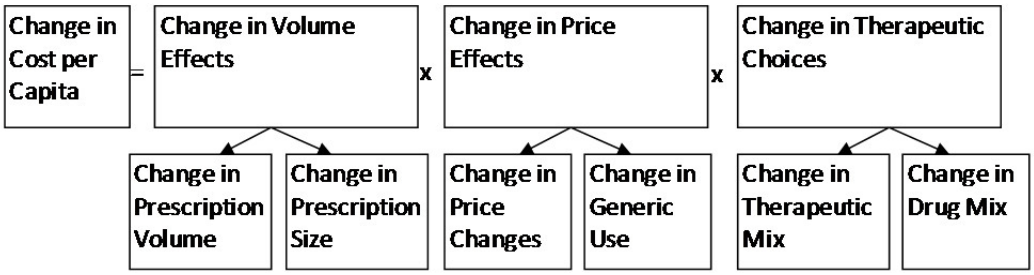
diminution de celles-ci à long terme, étant donné un meilleur état de santé. De même une augmentation des dépenses en médicaments peut entraîner une diminution des autres composantes des dépenses en santé, résultant en une augmentation de la proportion des médicaments sur les dépenses totales en santé tel qu'observé au Québec.

Comme nous l'avons souligné, Gibson *et al.* (2005) ont recensé les effets de substitution d'une augmentation de la composante OOP du partage des coûts. Ils concluent que : « patients appear to be responding to some, but not all, financial cost-sharing incentives to switch to chose drug substitutes. » (p. 732) Les effets les plus forts soulevés par les auteurs concernent les préférences pour un produit ou une marque par rapport à une autre. Ces effets sont importants et sont soulignés par le passage vers des médicaments génériques lors d'une diminution du coût relatif de ces derniers. Ces résultats laissent présager un rôle important de la liste des médicaments couverts par les régimes d'assurance médicaments sur le montant des dépenses.

1.1.3 Autres facteurs mécanismes influençant les dépenses en médicaments prescrits

En plus des études portant sur les effets des structures de partage des coûts des médicaments, d'autres composantes concernant la consommation de médicaments nous semblent intéressantes à souligner. Dans deux articles, Grootendorst (1995) et Groo-

Figure 1.2: Déterminants des dépenses



Source : Morgan (2004 : 636)

tendorst *et al.* (1997) comparent différentes techniques pour évaluer la quantité de médicaments consommés.

Pour ce faire, ils développent un modèle en deux parties (voir Figure 1.1). La première partie est un modèle binaire qui estime la probabilité conditionnelle de consommer des médicaments en fonction du niveau de santé, du niveau d'éducation, du revenu et de la taille du ménage. Cette première partie définit si l'individu est un consommateur potentiel de médicaments ou non. Dans la seconde partie ils utilisent un modèle Poisson ou binomial négatif pour évaluer le niveau de consommation.

En utilisant les données de l'Ontario Health Survey de 1998 à 2002, ils relèvent que les effets d'une dimition du coût des médicaments affecte davantage la consommation de médicaments chez les utilisateurs que le nombre de consommateurs. Ils remarquent également que la consommation de médicaments est particulièrement affectée par l'état subjectif de santé, l'âge et le sexe du patient.

Morgan (2004) a tenté d'identifier les principaux déterminants des changements de coûts des médicaments prescrits au Canada par individu à partir des données de l'*Institute for Healthcare Informatics* (IHI) de 1998 à 2002. Pour ce faire, il utilise une décomposition de la variation du prix en trois volets tels que représentée dans la Figure 1.2.

La principale contribution de l'augmentation de la variation des dépenses en médicaments est attribuable aux effets de volume, plus particulièrement à la quantité de prescriptions. Les choix thérapeutiques ont aussi un impact important sur la croissance des

dépenses. Ces changements captent l'arrivée de nouveaux médicaments substituts, souvent plus dispendieux. Finalement une certaine pression à la baisse se fait sentir par une plus grande utilisation de médicaments prescrits. Ces résultats sont particulièrement importants pour notre analyse, puisqu'ils permettent de saisir par quels mécanismes les dépenses en médicaments ont tendance à augmenter. Cela nous oblige à être prudents afin de capter l'effet de la réforme et celui des tendances ci-haut mentionnées.

1.2 Présentation de la réforme

1.2.1 Contexte de la réforme

Depuis les années soixante, avec l'instauration du système de santé public au Québec, les médicaments sont offerts gratuitement dans les hôpitaux. Par contre, les médicaments prescrits à l'extérieur du système hospitalier étaient à la charge du patient. Dans les années soixante-dix, pour pallier aux problèmes d'accès que cela pouvait créer chez certains patients, une assurance publique a été instaurée pour les personnes de plus de 65 ans et les prestataires de la sécurité du revenu. De plus, au milieu des années soixante-dix, la couverture s'est élargie pour inclure l'ensemble des citoyens atteints de certaines maladies (par exemple, les cancers, le SIDA, etc). Cependant, cette couverture a donné place à une forme de lobbyisme pour faire étendre la couverture à d'autres maladies. Au milieu des années quatre-vingt-dix, le nombre de Québécois qui n'étaient pas couverts par une assurance privée ou publique était évalué à un peu plus d'un million de personnes, soit environ 15 % de la population. Cela représente une légère amélioration de la couverture par rapport à 1973 où environ 4,5 millions de personnes sur une population de 6,1 millions étaient couvertes (Pomey, 2004a : 476).

Ainsi à la veille de la mise sur pied de la réforme de 1997, environ 4,5 millions de personnes étaient couvertes par une assurance privée, principalement via leur milieux de travail. Ces assurances couvraient les employés, leur conjoint ou conjointe et leurs enfants. La prime pour les assurances pouvait varier d'une personne à l'autre, particulièrement en fonction de l'âge et des antécédants médicaux de la personne. Les personnes

de 65 ans et plus ainsi que les bénéficiaires de la sécurité de revenu étaient couverts par une assurance publique gratuite où seules les personnes âgées ne recevant pas le montant maximal de la sécurité du revenu payaient une partie de la facture des médicaments prescrits. La contribution était de 2 $ par prescription pour un maximum annuel de 100 $. Les personnes qui n'étaient pas assurées représentaient essentiellement des travailleurs au sein d'emplois offrant moins d'avantages sociaux, souvent moins bien rémunérés, des travailleurs autonomes ou des salariés de petites et moyennes entreprises (PME), des personnes sans emploi ou des étudiants d'âge adulte.

Dans l'ensemble, « la mise en place d'un régime d'assurance médicaments visait à éliminer les iniquités reliées à la protection disparate voire incomplète offerte avant 1997, à diminuer l'écart qui existait entre les soins hospitaliers et les soins ambulatoires en matière de couverture de médicaments et à soutenir le virage ambulatoire. » (Montmarquette, 2001 : 5). Le régime précédent faisait en sorte que des personnes vulnérables n'étaient pas assurées parce qu'elles n'étaient pas assez âgées ou n'étaient pas bénéficiaires de la sécurité du revenu. De plus, comme mentionné plus tôt, la couverture élargie pour certaines maladies donnait lieu à un jeu de lobby pour faire reconnaître de plus en plus de maladies. Comme le souligne Pomey (2004a : 447) : « The ensuing « disease lottery » gave rise to situations of flagrant inequality, publicized by frequent news coverage of patients unable to afford expensive medication because their disease was not covered by the circular. »

Trois rapports (Demers, Gagnon et Castonguay) ont été commandés sous la gouverne du Parti libéral du Québec et par la suite par le Parti Québécois pour évaluer le meilleur scénario à entreprendre. Quatre scénarios ont été évalués, soit un régime universel public, un régime universel privé, un régime couvrant uniquement les personnes ayant des dépenses médicales « catastrophiques » ou finalement un régime mixte. Bien que le Ministre de la Santé de l'époque privilégiait un régime uniquement public, le modèle mixte a été retenu. « Ce régime est né d'un compromis ménageant les assureurs privés, tout en évitant une augmentation des impôts au cours d'une période où le gouvernement cherchait à atteindre un déficit budgétaire zéro » (Pomey, 2004b : 1). Ce modèle demandera

néanmoins des modifications à l'ensemble des régimes d'assurance médicaments déjà en place, tant ceux du secteur public que du secteur privé.

1.2.2 Caractéristiques de la réforme

Il est pertinent pour bien saisir les éléments de la réforme de distinguer les modifications affectant trois types d'assurés : les personnes déjà assurées par l'État, les personnes éligibles à une assurance privée et finalement les personnes nouvellement couvertes par le nouveau régime public.

Comme nous l'avons mentionné précédemment, les personnes de 65 ans et plus recevant le maximum du supplément de revenu garanti (SRG) ainsi que les prestataires de la sécurité du revenu ne payaient ni prime, ni déboursé pour les médicaments, alors que les autres personnes de 65 ans et plus payaient 2 $ par prescription pour un maximum annuel de 100 $. Suite à la réforme et à certains réajustements en 1997, les personnes recevant le SRG maximal ou bénéficiant de la sécurité du revenu doivent payer une franchise mensuelle de 8,33 $, et sont ensuite assurées pour 25 % du coût du médicament pour un maximum de déboursé mensuel de 16,66 $. Au delà de ce montant, les frais de médicaments sont entièrement couverts. Pour les personnes recevant le SRG partiel, une prime annuelle maximale de 175 $ en fonction du revenu est initialement demandée. Par la suite, la franchise mensuelle et la coassurance sont les mêmes, mais le maximum mensuel est de 41,66 $, soit 500 $ par année. Finalement les personnes de 65 ans et plus ne recevant pas de SRG sont assurées aux mêmes conditions que les nouveaux assurés (i.e. les adhérents).

Pour ce qui est des adhérents, ils sont couverts de façon similaire. La prime est fixée en fonction du revenu. Une personne seule paie une prime si son revenu est supérieur au montant minimal de 10 730 $, soit 4 % pour tout montant supérieur au montant de base pour un maximum de 175 $. Pour les couples, le montant minimal est de 17 400 $ et le taux de croissance de la prime est de 6 % du revenu pour un maximum de 175 $ par personne. Ils ont une franchise mensuelle de 8,33 $, une coassurance de 25 % et

un maximum mensuel de 62,49 $. Le coût des médicaments pour les adhérents et leurs enfants doit être couvert par le nouveau Fonds de l'assurance médicaments (FAM). Les revenus de ce nouveau fonds proviennent des primes payées tant par les adhérents que les personnes de 65 ans et plus. Ce fonds doit aussi couvrir ses frais de gestion et les intérêts pour son roulement (les primes sont payées à la fin de l'exercice, lors de la production des rapports d'impôts). Malgré quelques années de déficits le fonds était essentiellement balancé.

Finalement, toute personne a l'obligation d'adhérer à une assurance privée si celle-ci lui est offerte. Bien que la prime et la contribution des personnes assurées soient établies selon les modalités du régime auquel elles adhèrent, la coassurance ne peut pas dépasser 25 % et la contribution annuelle maximale est de 750 $. Les modalités du régime privé ne doivent pas faire de discrimination en fonction de l'âge ou de l'état de santé de la personne.

1.2.3 Constats suite à la réforme

Cette sous section fait ressortir certains constats suite à l'instauration du régime. Les données sont tirées du « Portrait évolutif du régime public d'assurance médicaments : 1998-1999-2000 » (RAMQ, 2002).

En 1998, on comptait 3 362 584 personnes assurées par le régime public dont 795 477 prestataires de la sécurité de revenu, 903 846 personnes de plus 65 ans et finalement 1 663 261 adhérents. Soulignons qu'environ 3 % des personnes âgées sont couvertes par un régime privé. Le Tableau 1.1 montre la répartition des adhérents par groupe d'âge pour 1998, 1999 et 2000, ainsi que le taux de participation pour ces différents groupes. Le taux de participation représente le pourcentage des personnes inscrites qui ont consommé des médicaments couverts. De l'ensemble des personnes couvertes, un peu plus de 52 % étaient des femmes.

Tableau 1.1: Répartition de la population assurée, du nombre d'adhérents et du taux de participation selon le groupe d'âge, adhérents, 1998-2000

Groupe d'âge	Nombre d'adhérents			Nombre de participants			Taux de participation		
	1998	1999	2000	1998	1999	2000	1998	1999	2000
0 à 4 ans	108 458	114 452	227 755	72 979	74 407	73 263	66 %	65 %	62 %
5 à 14 ans	213 000	233 470	250 791	108 694	114 730	119 751	51 %	49 %	48 %
15 à 24 ans	272 457	280 904	266 054	144 157	153 355	157 618	53 %	55 %	48 %
25 à 34 ans	284 703	304 494	324 700	149 950	158 620	164 648	53 %	52 %	51 %
35 à 44 ans	281 583	305 621	325 612	147 659	162 386	174 233	52 %	53 %	54 %
45 à 54 ans	240 899	255 631	270 611	151 447	162 898	173 177	63 %	64 %	64 %
55 à 64 ans	262 041	272 672	285 327	201 578	213 845	227 577	77 %	78 %	80 %
65 à 74 ans	120	108	150	90	76	103	75 %	70 %	69 %
Ensemble	1 663 261	1 767 352	1 861 000	975 554	1 040 317	1 090 370	59 %	59 %	59 %

Source : Régie de l'assurance maladie (2002)

Note 1 :Les adhérents sont les personnes couvertes par la nouvelle couverture de l'assurance.

Note 2 :Les participants sont les assurés ayant eu des réclamations pour des médicaments.

Le taux de participation des adhérents est plus faible que pour les prestataires de la sécurité de revenu (64 %) et les personnes de 65 ans et plus (84 %). Soulignons que le taux de participation des femmes est plus élevé que celui des hommes, 74 % contre 58 % en 2000.

Le Tableau 1.2 fait état du coût annuel par participant pour l'ensemble des personnes assurées. Nous pouvons observer une croissance annuelle de plus de 15 % pour 1999 et 2000. Contrairement à la participation, la moyenne des dépenses pour les hommes est plus élevée que pour les femmes.

Tableau 1.2: Coût annuel moyen par participant selon le sexe et le groupe d'âge, ensemble des participants, 1998-2000

Groupe d'âge	Coût annuel moyen par participant					
	1998		1999		2000	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
0 à 4 ans	91 $	106 $	98 $	112 $	104 $	121 $
5 à 14 ans	98 $	114 $	105 $	121 $	115 $	131 $
15 à 24 ans	195 $	183 $	216 $	215 $	234 $	247 $
25 à 34 ans	250 $	335 $	284 $	373 $	313 $	401 $
35 à 44 ans	368 $	496 $	424 $	573 $	487 $	656 $
45 à 54 ans	549 $	605 $	632 $	693 $	739 $	803 $
55 à 64 ans	713 $	739 $	813 $	829 $	949 $	952 $
65 à 74 ans	891 $	953 $	1 002 $	1 050 $	1 167 $	1 197 $
75 ans et plus	972 $	1 077 $	1 098 $	1 202 $	1 294 $	1 391 $
Ensemble	559 $	598 $	638 $	675 $	747 $	780 $

Source : Régie de l'assurance maladie (2002)
Note : Le coût annuel moyen par participant correspond à la somme du coût des médicaments délivrés durant l'année et du coût des honoraires afférents, le tout divisé par le nombre de participants. Ce coût ne tient pas compte de la contribution des participants.

Ce coût est en moyenne moins élevé pour les adhérents (309 $) que pour les prestataires de la sécurité du revenu (482 $) et que pour les personnes de plus de 65 ans (863 $).

En termes de nombre de prescriptions, plus de 50 % des participants achètent entre 1 à 5 prescriptions par année, 15 % en consomment de 6 à 10, 17 % de 11 à 20 et 17 % consomment plus de 21 ordonnances. Pour l'ensemble des assurés, nous observons une

croissance du nombre de prescriptions de 49 633 011 en 1998 à 61 879 530 en 2000, soit une augmentation d'environ 25 % en deux ans. Le nombre de prescriptions évolue en fonction de l'âge.

Lorsque nous comparons les coûts déboursés par l'assureur dans le régime privé par rapport au régime public, nous remarquons que les coûts sont plus élevés dans le régime public, et cela pour tous les groupes d'âge. Ces constats sont les mêmes pour le nombre de médicaments prescrits consommés.

CHAPITRE II

MODÉLISATION THÉORIQUE

Ce chapitre décrit la modélisation théorique et les intuitions économiques sur lesquelles reposent nos hypothèses. Ainsi la conceptualisation de la fonction d'utilité, de la fonction de coûts et des dépenses en santé face à différents modèles d'assurance y sont exposés. De plus, les effets anticipés de la réforme sur les trois sous-groupes à l'étude sont présentés.

2.1 Fonction d'utilité

Bien que nous ne développerons pas de fonction d'utilité explicite, il est néanmoins important de comprendre sa forme et ses caractéristiques pour bien saisir les effets de la réforme. Une des particularités de ce type de fonction de dépenses est que le coût marginal diminue fortement lorsque la consommation augmente et devient nul au dessus du maximum. Pour que la consommation n'explose pas, l'utilité que le ménage tire de la consommation de médicaments prescrits doit avoir des spécifications particulières ; l'utilité de la consommation doit être fortement décroissante.

Nous pouvons aussi envisager que le coût réel des médicaments inclut un coût non comptabilisé pour l'achat de médicaments prescrits. Comme chaque prescription doit être émise par un médecin, nous pouvons facilement imaginer que cette démarche occasionne des coûts, soit monétaires ou en temps.

Bien que nous ne spécifions pas explicitement de fonction d'utilité, l'intuition de ces deux spécificités est essentielle pour expliquer deux facteurs importants dans les données, soit

une grande quantité de consommation nulle, même de la part de personnes dont les coûts OOP sont nuls, et une explosion limitée des dépenses des ménages en médicaments prescrits.

2.2 Dépenses en médicaments prescrits

Les dépenses en médicaments (dm_k) pour un individu k pour une année sont définies comme la somme des dépenses pour tous les médicaments achetés lors de cette période :

$$dm_k = \sum_{i=1}^{n} Pr_i P_i \tag{2.1}$$

Où Pr_i est une variable binaire indiquant l'achat de la prescription i et P_i est le prix de cette prescription. L'individu aura n prescription dans l'année, de telle sorte que 1 précède 2 dans l'année.

Pr_i est une fonction de la composante privée de la dépense « out-of-pocket » et d'une série de caractéristiques individuelles X_k (âge, revenu, type de ménage, etc.). La composante OOP varie en fonction de l'assurance, par la franchise (F), la coassurance (Co) et le maximum (max) payable annuellement.

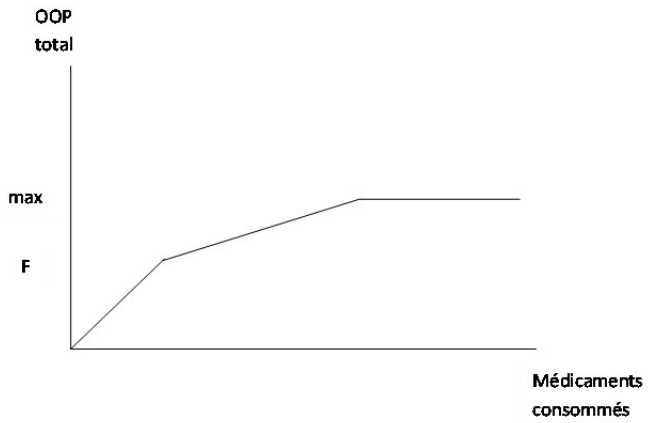
$$Pr_{ik} = f(OOP_i, X_k) \tag{2.2}$$

Où OOP_i est déterminé par l'assurance

$$OOP_i = \begin{cases} P_i & \text{si} \quad \sum_{j<i} OOP_j < F \\ CoP_i & \text{si} \quad F < \sum_{j<i} OOP_j < max \\ 0 & \text{si} \quad \sum_{j<i} OOP_j > max \end{cases} \tag{2.3}$$

La valeur des paramètres F, Co et max peut varier pour certains groupes, mais n'est

Figure 2.1: Fonction de dépenses en médicaments prescrits



Source : De l'auteur

pas affectée par des caractéristiques individuelles. Ainsi ces paramètres sont différents pour les prestataires de la sécurité du revenu et les adhérents, mais tous les adhérents ont les mêmes paramètres.

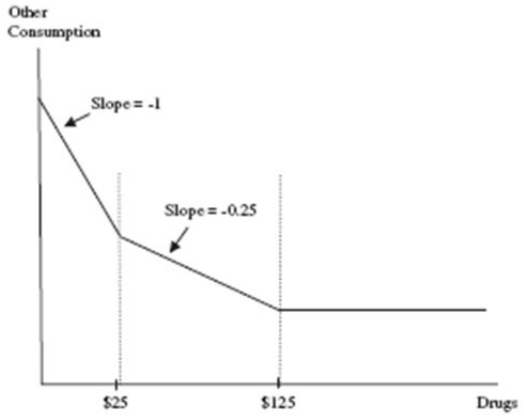
Globalement la fonction d'acheter une prescription ou non dépend du prix payé (non linéaire lorsqu'en présence d'assurance) et de caractéristiques personnelles. La Figure 2.1 montre la fonction de coûts en médicaments prescrits pour un individu. Sa courbe budgétaire est illustrée dans la Figure 2.2.

Comme les dépenses en médicaments peuvent s'écrire à partir d'une composante payée par le ménage, la composante OOP, et d'une composante non payée par le ménage, la composante « non out-of-pocket » ($NOOP$), (2.1) peut s'écrire :

$$dm_k = \sum_{i=1}^{n} Pr_i(OOP_i + NOOP_i)|\sum_{j<i} OOP_j, X_k) \tag{2.4}$$

Les dépenses en médicaments prescrits sont ainsi composées d'une composante observée, lorsque Pr_i=1, et d'une composante inobservée, parce que non consommée, lorsque Pr_i=0.

Figure 2.2: Courbe budgétaire



Source : Tiré de Contoyannis *et al.* (2005)

$$\begin{aligned} dm_k = &\sum Prob(P_r = 1|OOP_j, X_k) * (OOP + NOOP) + \\ &\sum Prob(P_r = 0|OOP_j, X_k) * (OOP + NOOP) \end{aligned} \tag{2.5}$$

Cette distinction est importante puisque deux scénarios très différents peuvent engendrer des dépenses en santé nulles. En effet, $n = 0$ lorsqu'un individu ne fait face à aucun des choix d'achat de prescriptions ou lorsqu'il n'achète aucune des prescriptions. Comme la réforme de l'assurance médicaments modifie la composante OOP payée, les individus dans le second cas peuvent commencer à dépenser ou des individus qui dépensaient peuvent arrêter de dépenser face aux nouveaux coûts.

Pour simplifier l'écriture nous allons considérer les dépenses annuelles pour un individu comme :

$dm_k = OOP + NOOP$

Soit uniquement les composantes observables des dépenses.

Ainsi pour les dépenses agrégées en médicaments prescrits (DM), nous avons :

$$DM = \sum_{k=1}^{N} (OOP_k + NOOP_k) \tag{2.6}$$

Nous pouvons décomposer cette équation en sous-populations (assurance privée/publique, bénéficiaires de l'assurance sociale et personnes de plus de 65 ans) qui sont soumises à des effets différents de la réforme. De telle sorte que $N = N_{pr} + N_{pu} + N_{na} + N_{65} + N_{sr}$ où les sous groupes représentent respectivement les personnes assurées par une assurance privée (N_{pr}), les personnes assurées par l'assurance publique excluant les personnes de plus de 65 ans et les personnes prestataires de la sécurité de revenu (N_{pu}), les personnes non assurées (N_{na}), les personnes de plus de 65 ans (N_{65}) et finalement les personnes prestataires de la sécurité du revenu (N_{sr}).

Ainsi les dépenses agrégées en médicaments prescrits sont la somme des composantes OOP et NOOP de chacune des sous-populations. Cette décomposition va nous aider à voir quelle composante des médicaments prescrits est financée par la réforme et comment cette dernière peut affecter différentes populations.

2.3 Assurances

2.3.1 Secteur privé

La composante qui n'est pas payée par le ménage dans l'équation 2.6 ($NOOP_k$) est régie par deux systèmes d'assurance distincts. Rappelons que les ménages qui ne sont pas assurés paient l'ensemble du coût des médicaments, soit $OOP_i = p_i$. Pour les autres, les médicaments prescrits sont soit couverts par le régime public, uniquement pour les plus de 65 ans et les prestataires de la sécurité du revenu avant 1997, ou par une assurance privée.

Le marché privé de l'assurance est considéré comme fonctionnant sans coûts et parfaitement compétitif. De telle sorte que toutes les parties des coûts $NOOP$ sont payées par

une prime (Pm) que chaque individu paie pour être couvert. Cette prime est fonction de caractéristiques individuelles X_k, pour la période avant la réforme.

$$\sum_{k=1}^{N_{pr}} NOOP_k = \sum_{k=1}^{N_{pr}} Pm_k \tag{2.7}$$

Où

$Pm_k = f(X_k)$

Ainsi, le coût d'assurance auquel fait face le ménage dans le secteur privé varie d'un ménage à l'autre.

2.3.2 Secteur public

L'assurance publique avant la réforme n'était offerte qu'aux personnes âgées et aux personnes vivant de l'aide sociale. Aucune prime n'était demandée aux assurés de telle sorte que l'ensemble des coûts $NOOP$ était assumé par le gouvernement.

La réforme permet à un nouveau groupe la possibilité de profiter de l'assurance publique (N_{pu}) et une prime annuelle est instaurée tant pour ce nouveau groupe que pour les personnes âgées ne recevant le supplément de revenu maximal. Comme ce fut le cas avant la réforme, la composante $NOOP$ pour les prestataires de la sécurité du revenu et les personnes de plus de 65 ans est assurée par le gouvernement, alors que la composante $NOOP$ des nouveaux assurées doit être financée par l'ensemble des primes dans le FAM, de telle sorte que :

$$FAM = \sum^{N_{pu}} Pm_k + \sum^{N_{65}} Pm_k = \sum^{N_{pu}} NOOP_k \tag{2.8}$$

Le montant des primes est uniquement défini en fonction du revenu des ménages.

2.4 Effets de la réforme

Dans cette section, nous modéliserons les impacts potentiels de la réforme de l'assurance médicaments pour les différents sous-groupes et ferons ressortir les intuitions que nous nous attendons à observer. Pour ce faire les indices $_{96}$ et $_{98}$ réfèrent aux années 1996 et 1998 et correspondent respectivement à la période précédant la réforme et la période qui y fait suite.

2.4.1 Les prestataires de la sécurité de revenu et les personnes de 65 ans et plus

Comme nous l'avons souligné, l'instauration du régime public s'est accompagnée d'une transformation de la couverture pour les personnes déjà couvertes par l'assurance, soit les personnes âgées et les prestataires de la sécurité de revenu. Pour ces personnes, la réforme a affecté deux composantes dans les équations ci-haut mentionnées, soit une augmentation pour toutes ces personnes de la composante OOP et une augmentation de la prime pour les personnes âgées ne recevant pas le supplément de revenu garanti maximal.

Ainsi par une augmentation des OOP_i nous nous attendons, par (2.4), à une moins grande quantité de prescriptions achetées par l'effet sur Pr_i. Cela peut se traduire par une augmentation du nombre de personnes qui ne consomment plus de médicaments.

Parallèllement, comme ce qui est payé par l'individu est plus élevé, une pression à la hausse est faite sur les dépenses OOP en médicaments prescrits.

2.4.2 Les personnes non assurées

Comme il a été spécifié précédemment, une partie de la population n'était pas couverte par un quelconque régime avant la réforme. Ces personnes pouvaient soit être éligibles à une assurance privée, via l'employeur, le syndicat, l'ordre ou le conjoint ou soit ne pas l'être. Suite à la réforme, les personnes éligibles à une assurance privée doivent y

adhérer et la prime qui leur est chargée doit être la même pour tous les assurés d'un même régime, nonobstant l'âge ou l'état de santé de la personne. Nous reviendrons sur les effets potentiels de cette modification dans la sous section suivante.

La grande majorité des personnes nouvellement assurées le sont par le régime public. Par ce groupe, il nous est possible de percevoir l'impact de l'instauration d'une assurance sur les dépenses en médicaments. Avant la réforme, ces personnes assumaient l'ensemble du coût des médicaments, de telle sorte que $OOP_i = P_i$. L'effet d'une diminution des OOP_i devrait faire augmenter Pr_i dans l'équation (2.4) et faire diminuer la composante OOP de l'équation (2.6).

Comme pour l'assurance publique, toutes les personnes font face à la même fonction de coût (Figure 2.1), et il est possible de voir l'impact sur différents groupes de dépenses. Les individus qui ne dépensent pas le montant de la franchise paient le montant p_i, les personnes qui consomment pour un montant situé entre la franchise et le maximum paient la coassurance et finalement, celles qui consomment pour un montant plus grand que le maximum font face à un coût marginal nul. Nous nous attendons donc à ce que la consommation et le coût OOP diminuent si l'élasticité prix est faible et augmentent dans le cas contraire.

Pour ce qui est de la prime, elle augmentera pour presque toutes les personnes couvertes. Seulement les personnes ayant un revenu pour un ménage seul de 10 730 $ et moins ou de 17 400 $ et moins pour un couple ne paient pas de prime.

Globalement, nous savons que les primes servent à payer les composantes $NOOP$ de telle sorte que le FAM soit équilibré.

2.4.3 Les personnes assurées par le régime privé

Il est beaucoup plus difficile de prévoir les effets pour le régime privé et leurs assurés. Nous savons que dans la nouvelle réglementation, il ne peut plus y avoir de sélection, ni de variation du montant de la prime en fonction de l'âge, du sexe ou des antécédents

médicaux. Nous pouvons ainsi nous attendre à une légère hausse du coût des assurances et potentiellement de la consommation agrégée de médicaments pour ce groupe si les personnes nouvellements assurées par cette converture ne l'étaient pas parce qu'ils consommaient trop de médicaments. À l'inverse, nous pouvons nous attendre à ce que des personnes qui ne désiraient pas être couvertes par l'assurance privée étaient au contraire en bonne santé et de consommaient pas beaucoup de médicaments prescrits. Les effets anticipés dans ce cas ne sont pas clairs.

CHAPITRE III

DONNÉES ET ANALYSE DESCRIPTIVE

Ce chapitre décrit les données utilisées pour l'analyse, leur provenance, ainsi que leur utilisation. Dans un premier temps, les différentes bases de données utilisées, incluant les variables sélectionnées et les transformations effectuées sur celles-ci sont exposées. Par la suite, une analyse descriptive sur ces différentes variables est effectuée.

3.1 Sources

La principale base de données canadienne sur les dépenses est l'Enquête sur les dépenses des familles (EDF) changée pour l'Enquête sur les dépenses des ménages (EDM) depuis 1997. Comme l'instauration du régime général d'assurance médicaments au Québec a lieu en 1997, nous devrons utiliser les données provenant de ces deux bases de données. La mise sur pied de l'EDM à partir de 1997 a apporté certaines modifications aux données : cueillette annuelle des données, alors qu'elle était aux quatre ans avec l'EDF, échantillon 50 % plus grand, fusion avec les données de l'Enquête sur l'équipement ménager (EEM) et réduction du nombre de variables. Ces modifications n'affectent pas la comparabilité des données d'une enquête à l'autre. Par contre, certaines modifications limitent la disponibilité de certaines variables contrôles, entre autres pour le niveau de scolarité des répondants.

Ces données concernent les dépenses de ménages et non pas celles d'individus comme c'est le cas dans notre modélisation. Néanmoins, en plus de ne pas affecter les hypo-

thèses de notre modélisation, l'utilisation de données de ménages comporte de grands avantages. Les assurances, tant par le travail que par le gourvernement sont applicables pour l'ensemble du ménage. La prime dans le régime général d'assurance médicaments est calculée en fonction du revenu du ménage, ainsi que le montant du SRG pour les personnes de 65 ans et plus. Ce dernier détermine la franchise et le montant maximum de la personne. De plus, nous croyons que le revenu qui affecte le choix d'achat de médicaments est celui du ménage et non celui de l'individu. Par contre, nous savons que certaines caractéristiques individuelles affectent la consommation de médicaments. Il sera donc important de contrôler pour la composition du ménage.

Les données de l'EDM et de l'EDF sont collectées à l'aide d'entrevues en personne qui se déroulent en janvier, février et mars de l'année suivant l'année de référence. Ainsi les données de 1996 ont été collectées au début de 1997. Pour s'assurer d'une bonne qualité des réponses, les répondants doivent consulter leurs factures et leurs reçus et l'ensemble des dépenses et des revenus sont balancés. Par contre, comme l'assurance publique n'est payée que lors de la déclaration d'impôt et que l'implantation de la réforme a vécu certaines difficultés, les données de 1997 peuvent refléter ces difficultés. Ainsi pour s'assurer de bien saisir les effets de la réforme, nous travaillerons avec les données de 1996 et 1998. De plus, les données de l'EDM de 2001 et de 2003 seront utilisées pour valider certains résultats.

Nous avons décidé de retirer certaines données de notre analyse soit celles qui comportaient plus d'un ménage et les données provenant des territoires. Nous obtenons ainsi 9 643 observations pour 1996 et 13 739 pour 1998 dont, pour le Québec respectivement 1 501 et 2 075. Les dépenses sont évaluées en dollars de 2002 calculés de façon uniforme à partir de l'indice des prix à la consommation.

3.2 Variables

L'EDF et l'EDM permettent d'identifier clairement la composante OOP des dépenses en médicaments prescrits, ce qui n'est pas nécessairement le cas pour la composante NOOP

qui est comprise dans les dépenses en assurances.

La première variable d'intéret est la variable « Médicaments prescrits ». Celle-ci est définie comme les frais directs engagés par le ménage pour les médicaments, les drogues et les produits pharmaceutiques prescrits par un médecin. Celle-ci est explicitement la composante OOP de notre modélisation.

Une seconde variable sur les dépenses en médicaments pertinente à notre sujet est la dépense pour les « Autres médicaments et produits pharmaceutiques ». Celle-ci inclut les frais directs engagés par le ménage pour les autres médicaments, les drogues et les produits pharmaceutiques, par exemple, les analgésiques, les plantes médicinales, les médicaments homéopathiques ou les vitamines. Bien que nous n'ayons pas explicité cette composante dans notre modèle, l'utilisation de cette variable peut nous permettre d'entrevoir certains effets de substitution potentiels.

Pour la composante NOOP, nous avons recours à deux variables. Tout d'abord, la variable « Hôpitaux publics, régimes d'assurance médicale et médicaments » inclut les primes pour les régimes d'hospitalisation, d'assurance-maladie et d'assurance médicaments administrés par la province. En 1996 il n'y avait aucun frais pour ce type de dépense, alors qu'en 1998, seulement les dépenses pour le régime d'assurance médicaments y sont incluses. Nous observons dans les données de 1996 que seulement 4 ménages québécois sur les 1543 avaient des dépenses dans cette catégorie, alors qu'en 1998, il y avait environ 30 % des ménages avec des dépenses, ce qui correspond aux adhérents au régime d'assurance médicaments payant une prime. La présence de 4 personnes ayant des dépenses dans la variable « Hôpitaux publics, régimes d'assurance médicale et médicaments » peut provenir de dépenses hors Québec.

Pour la seconde variable « Régimes privés d'assurance maladie », celle-ci inclut conjointement les assurances médicaments et les autres assurances santé. Ainsi, isoler la composante NOOP est plus difficile. Nous pouvons malgré tout voir des évolutions pertinentes sur cette variable.

3.3 Caractéristiques des ménages

Comme nous l'avons spécifié précédemment, les prestataires de la sécurité du revenu n'ont pas été affectés par la réforme au même titre que les nouveaux adhérents au régime public. Ils sont ainsi traités dans une catégorie distincte, de telle sorte que lorsque nous parlons de la population en général, nous excluons les personnes de 65 ans et plus, ainsi que les prestataires de la sécurité du revenu.

Alors que dans l'EDF, les prestataires de la sécurité du revenu étaient clairement identifiés, dans l'EDM cette dinstinction n'est pas directement spécifiée. Pour palier à ce problème, nous aurons recours à la même spécification que Lemieux et Milligan (2007). Nous pouvons utiliser la variable « Revenu de la personne de référence provenant de paiements de transferts gouvernementaux » comme principale source de revenu du ménage. Cette variable inclut les transferts pour enfants, pension de sécurité de la vieillesse, supplément de revenu garanti, allocation au conjoint, prestations du Régime de pensions du Canada ou du Régime de rentes du Québec, prestations d'assurance-emploi, crédits pour la taxe sur les produits et services, crédits d'impôt provincial, assistance sociale, revenus provinciaux supplémentaires, indemnités pour accident de travail, pensions d'anciens combattants et autres pensions et allocations.

Pour s'assurer que les personnes incluses dans la catégorie « Prestataires de la sécurité du revenu » ne soient pas des personnes retraitées de moins de 65 ans ou des personnes recevant des prestations d'indemnités de travail ou de l'assurance chômage, nous avons retiré les personnes de plus de 60 ans, ainsi que les ménages ayant payé de l'impôt. Ainsi nous évitons de retirer de la population en général des personnes qui devraient y appartenir. Nous obtenons pour le Québec en 1996 9,0 % des ménages et en 1998 11,0 % ayant comme principale source de revenu la sécurité du revenu, alors qu'au Canada, ce taux est de 6,9 % en 1996 et de 7,6 % en 1998. Ces données semblent légèrement inférieures au pourcentage pour les individus, où, en 1996, 12,4 % des Québécois de moins de 65 ans étaient prestataires de la sécurité de revenu.

Pour notre analyse, nous référons fréquemment à trois catégories d'assurés mutuellement exclusives : les prestataires de la sécurité du revenu (SR), les personnes de 65 ans et plus et finalement la population en général. Cette dernière inclut les ménages couverts tant par le régime d'assurance médicaments que par une assurance privée en milieu de travail.

3.4 Variables contrôles

Bien que les effets anticipés de la réforme de l'assurance médicaments nous obligent à regarder les effets spécifiques pour les plus de 65 ans et la population en général, nous savons que l'âge de l'individu est un facteur déterminant pour la consommation et les dépenses en médicaments. Comme l'âge peut avoir une influence tant sur le revenu que le type d'assurance disponible pour le ménage, il est nécessaire de neutraliser l'effet de l'âge dans l'ensemble de la démarche. L'EDM et l'EDF offrent cette information par catégories de 5 ans. De plus, il sera pertinent d'approffondir les effets de la réforme pour voir si certaines catégories d'âge sont plus ou moins affectées par la réforme et si les effets sont les mêmes.

Nous avons ainsi généré quatre sous catégories d'âge pour la population en général, nous permetant d'avoir des répartations relativement équilibrées et des échantillonages suffisament élevés. Le Tableau 3.1 montre cette répartition au Québec pour 1996 et 1998. Nous remarquons que les dépenses en médicaments varient sensiblement pour ces groupes.

Nous devons aussi neutraliser l'effet de la taille du ménage. Comme nous analysons les effets sur les dépenses en valeur constante, la taille du ménage devrait affecter de façon proportionnelle les dépenses, du moins pour les adultes dans le ménage. Rappelons que les médicaments prescrits pour les enfants n'engendrent pas de dépenses OOP, ni n'affectent le ménage sur la prime d'assurance.

De plus, nous savons que le sexe de la personne est un facteur influençant la consommation de médicaments. Ce n'est donc pas uniquement la taille du ménage que nous devons surveiller, mais aussi sa composition, particulièrement dans l'interprétation possible des

Tableau 3.1: Dépenses en médicaments prescrits par groupe d'âge

Grouge d'âge	1996			1998		
	n	%	dépenses	n	%	dépenses
Moins de 35 ans	295	22,4 %	112,31 $	339	18,7 %	93,45 $
35 à 45 ans	344	26,1 %	148,24 $	425	23,4 %	106,86 $
45 à 55 ans	243	18,5 %	165,83 $	416	22,9 %	179,36 $
55 à 65 ans	163	12,4 %	465,54 $	235	12,9 %	254,18 $
65 ans et plus	269	20,5 %	218,89 $	402	22,1 %	406,15 $

Note : Pondéré par les poids de Statistique Canada
Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDM et de l'EDF

résultats.

Le Tableau 3.2 présente les caractéristiques de base des variables contrôles utilisées pour les différentes années. Nous remarquons que la composition au Québec pour 1996 et 1998 reste sensiblement la même, ce qui est aussi le cas pour le reste du Canada. La structure d'âge semble légèrement changer entre les deux périodes observées, particulièrement pour le groupe de 45 à 55 ans. Soulignons par contre que cette augmentation s'observe aussi pour le reste du Canada. Nous remarquons par contre certaines différences entre le Québec et la Canada. Tout d'abord le nombre de ménages dont la personne de référence est une femme est beaucoup plus élevé, par contre le nombre de ménages avec conjoint est aussi plus élevé dans le reste du Canada. Le revenu moyen est plus faible au Québec et le nombre de prestataires de la sécurité du revenu y est plus élevé.

Tableau 3.2: Statistiques descriptives des variables contrôles

	Québec				Autres provinces			
Variables contrôles	1996		1998		1996		1998	
Femme, n (%)	384	(29,1 %)	422	(32,1 %)	3221	(45,7 %)	3535	(47,9 %)
Âge								
moins de 25 ans, n (%)	366	(27,7 %)	311	(23,7 %)	2016	(28,6 %)	1858	(25,2 %)
35 - 45 ans, n (%)	430	(32,6 %)	383	(29,1 %)	2342	(33,2 %)	2222	(30,1 %)
45 - 55 ans, n (%)	302	(22,9 %)	375	(28,5 %)	1674	(23,8 %)	2101	(28,5 %)
55 - 65 ans, n (%)	218	(16,5 %)	243	(18,5 %)	1113	(15,8 %)	1298	(17,6 %)
Taille du ménage, moyenne [ET]	2,66	[1,29]	2,66	[1,32]	2,94	[1,37]	2,88	[1,38]
Conjoint, n, (%)	891	(67,6 %)	870	(66,2 %)	5100	(72,4 %)	5202	(70,5 %)
Nombre d'enfants								
0, n (%)	834	(63,2 %)	823	(62,6 %)	4146	(58,8 %)	4251	(57,6 %)
1, n (%)	228	(17,3 %)	212	(16,1 %)	1258	(17,8 %)	1268	(17,2 %)
2+, n (%)	258	(19,6 %)	280	(21,3 %)	1644	(23,3 %)	1858	(25,2 %)
Revenu, Moyenne [ET]	57 525 $	[37 243 $]	56 700 $	[38 594 $]	66 957 $	[39 481 $]	66 951 $	[44 229 $]
SR, n (%)	130	(9,0 %)	162	(11,0 %)	522	(6,9 %)	609	(7,6 %)
65 ans et plus, n (%)	315	(19,3 %)	350	(21,0 %)	1885	(21,1 %)	2073	(21,9 %)
n	1632		1663		9031		9552	

Note 1 : Pondéré par les poids de Statistique Canada
Note 2 : Pourcentages entre parenthèses et écarts-type (ET) entre crochets
Note 3 : Pour les caractéristiques de la population, les personnes de 65 ans et plus et les prestataires de la sécurité du Revenu ne sont pas inclus
Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998.

3.5 Analyse descriptive

Une analyse sommaire des dépenses en médicaments prescrits laisse présager des effets similaires à ceux attendus. Rappelons que les estimations dans la littérature sur l'élasticité prix se situent entre -0,1 et -0,6, donc qu'une augmentation du prix, dans notre cas des dépenses OOP, résulte en une augmentation des dépenses. Nous pouvons observer dans le Tableau 3.2 que les personnes de moins de 65 ans, couvertes par une assurance privée ou nouvellement par l'élargissement de la couverture du régime public, ont vu leurs dépenses moyennes en médicaments prescrits diminuer d'environ 50 $ entre 1996 et 1998 alors que les deux groupes qui ont vu leur franchise et coassurance augmenter ont vu leurs dépenses augmenter de 67 $ pour les prestataires de la sécurité du revenu et de 187 $ pour les personnes de 65 ans et plus. La proportion des ménages ayant des dépenses positives pour des médicaments prescrits ne semble pas avoir changé de façon prononcée. De plus le sens du changement semble contre intuitif.

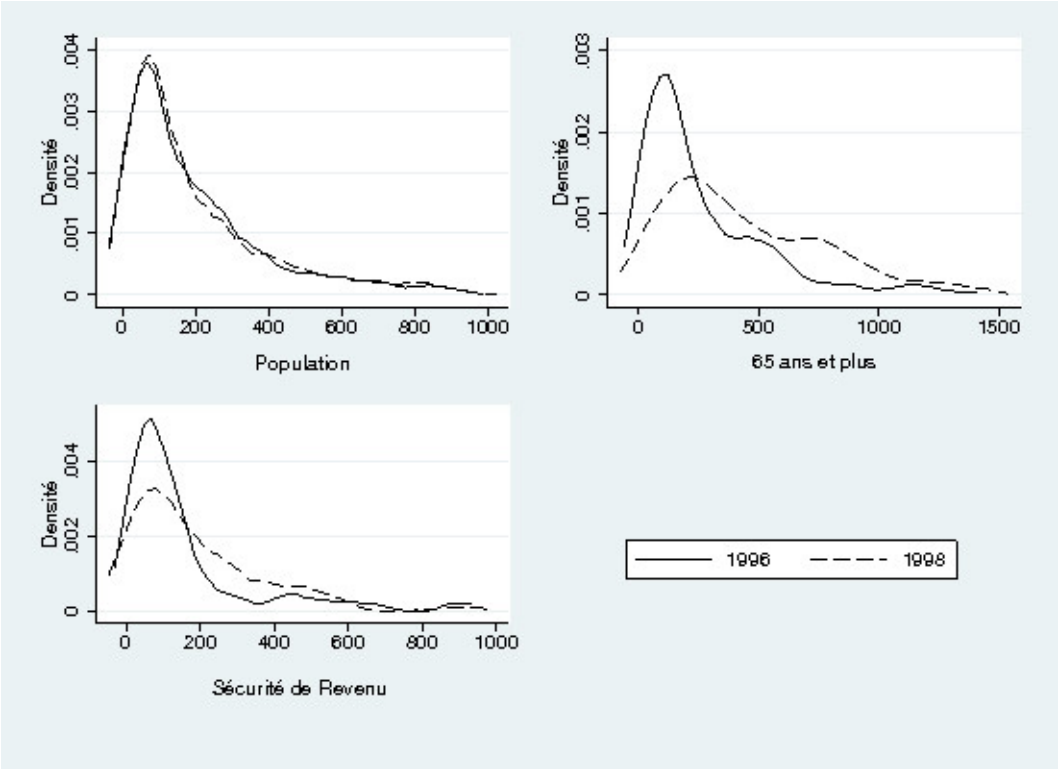
Tableau 3.3: Dépenses en médicaments prescrits, 1996 et 1998

Statut du ménage	1996		1998		Variation
	Moyenne	Proportion	Moyenne	Proportion	
Moins de 65 ans	191,57 $	64,62 %	141,61 $	62,63 %	-49,96 $
Prestataire de la SR	98,94 $	50,20 %	166,17 $	54,52 %	67,23 $
65 ans et plus	218,89 $	80,86 %	406,15 $	82,17 %	187,26 $

Note : Pondéré par les poids de Statistique Canada
Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDM et de EDF

Lorsque nous nous concentrons sur la distribution des dépenses en médicaments prescrits, avant et après la réforme, nous remarquons que celle-ci s'est sensiblement transformée pour les ménages de 65 ans et plus, ainsi que pour les prestataires de la sécurité du revenu. Les graphiques de la Figure 3.1 montrent les *densités de noyau* («Kernel density») pour les années 1996 et 1998 pour chaque type de ménage. Pour ce faire, nous avons retiré les ménages qui n'avaient aucune consommation de médicaments prescrits ainsi que ceux ayant des dépenses très élevées (plus de 1000 $ pour les moins de 65 ans et plus de

Figure 3.1: Densité de noyau, 1996 et 1998



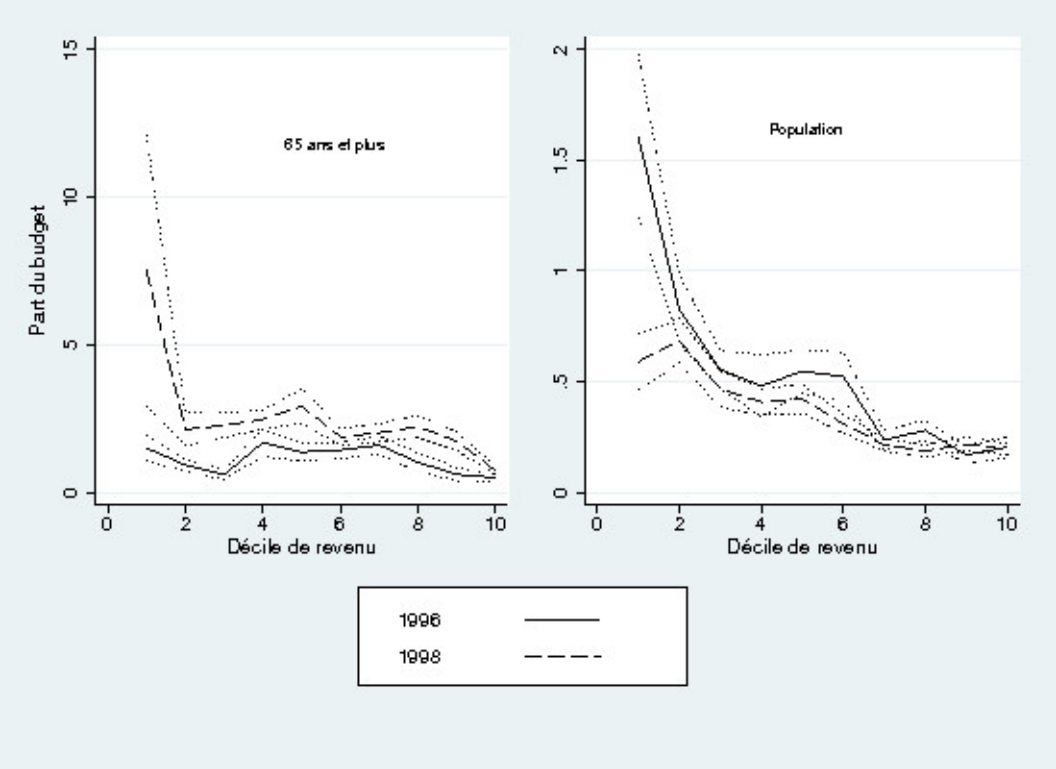
Note : Pondéré par les poids de Statistique Canada
Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDM et de l'EDF

1500 $ pour les ménages de 65 ans et plus ; ces ménages représentent moins de 2 % des ménages).

Nous pouvons remarquer que pour les ménages de 65 ans et plus, la distribution s'est déplacée vers des dépenses plus élevées et la concentration entre les dépenses de 100 à 300 $ s'est fortement amoindrie. Pour les prestataires de la sécurité du revenu, la distribution a subi des changements similaires, mais avec un déplacement vers des dépenses plus élevées moins prononcé. Pour la population en général, qui inclut les quelques 1,5 million de nouveaux assurés du régime public, la distribution a très peu changé.

Lorsque nous regardons les dépenses en médicaments prescrits comme part du budget total (Figure 3.2) nous remarquons que c'est principalement dans les déciles inférieurs que l'effet semble notable.

Figure 3.2: Part du budget en médicaments prescrits par décile de revenu, 1996 et 1998



Note 1 : Pondéré par les poids de Statistique Canada
Note 2 : Les lignes pointillées représentent l'intervalle de confiance à 95 %
Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDM et de l'EDF

Pour la population en général, en 1998 les dépenses en médicaments prescrits semblent sensiblement moins élevées pour les six premiers quintiles, alors que par la suite il ne semble pas y avoir de différences, bien que celle-ci semble rarement à l'extérieur de l'intervalle de confiance à 95 %. Pour les 65 ans et plus, la réforme semble correspondre avec une hausse de la part du budget en dépenses pour des médicaments prescrits dans l'ensemble des quintiles de revenu. Par contre, ces observations ne prennent pas en compte la croissance « naturelle » qui semble exister dans cette période pour les dépenses en médicaments prescrits. Nous reviendrons sur la spécification économétrique qui nous permettra de neutraliser ces effets dans la section suivante.

Lorsque nous regardons les changements observés sur les autres variables, soit les dépenses pour les autres médicaments et les assurances, nous pouvons anticiper certains effets de la réforme. Le Tableau 3.3 compile ces dépenses moyennes par catégorie.

Tableau 3.4: Moyenne des autres dépenses par catégorie

Catégorie	Autres médicaments		Assurance publique		Assurance privée	
	1996	1998	1996	1998	1996	1998
Moins de 65 ans	84,16 $	105,68 $	2,42 $	89,00 $	373,48 $	368,23 $
Prestataires de la SR	46,82 $	60,98 $	- $	71,14 $	52,51 $	51,23 $
65 ans et plus	66,97 $	95,05 $	- $	146,07 $	115,66 $	196,35 $

Note : Pondéré par les poids de Statistique Canada
Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDM et de l'EDF

Les dépenses moyennes pour les autres médicaments que ceux prescrits ont augmenté pour l'ensemble des catégories. L'augmentation pour les personnes de 65 ans et plus est sensiblement plus élevée, soit de 42 % comparativement à 26 % pour la population en général et à 30 % pour les prestataires de la sécurité du revenu. Les dépenses pour les assurances privées sont restées stables pour la population en général et pour les prestataires de la sécurité du revenu, alors qu'elles ont presque doublé pour les personnes de 65 ans et plus. Cette augmentation n'est pas théoriquement anticipée dans notre analyse, et demande plus d'investigations.

Bien que cette analyse essentiellement descriptive des données de l'EDF et de l'EDM laisse présager des effets, parfois importants, de la réforme de l'assurance médicaments au Québec en 1997, nous devons approfondir notre analyse. En effet, ces variations peuvent être attribuables à d'autres facteurs. Le chapitre suivant développera la modélisation empirique qui sera utilisée pour valider ou non ces résultats préliminaires.

CHAPITRE IV

MODÉLISATION EMPIRIQUE

Comme nous l'avons souligné dans le chapitre précèdent, une des raisons pouvant expliquer les résultats de l'analyse descriptive pourrait être la présence de transformations dans la consommation de médicaments et d'assurances. En effet, plusieurs facteurs autres que l'instauration du régime général d'assurance médicaments auraient pu entraîner ces changements. Pour ce faire, nous travaillons en différence en différences. Bien que cette technique soit relativement simple, elle permet de contrôler pour un ensemble d'effets qui aurait pu affecter les dépenses, tant et aussi longtemps que nous acceptons l'hypothèse selon laquelle sans l'effet du traitement, le groupe traité aurait suivi la même tendance que le groupe contrôle. Dans notre cas, nous utilisons le reste du Canada comme groupe contrôle. Ainsi, la différence en différences captera les effets spécifiques au Québec tant et aussi longtemps que le Québec aurait suivi les mêmes tendances que le reste du Canada si celui-ci n'avait pas instauré sa réforme. Rappelons que la Figure 0.1 semble montrer une tendance très similaire avant la réforme entre le Québec et le reste du Canada pour les dépenses en médicaments.

4.1 Différence en différences

Le modèle général de notre différence en différences est spécifié par la forme suivante :

$$Y = \beta_0 + \beta_1 Quebec + \beta_2 Temps + \delta_1 Quebec * Temps + \beta X_i + \epsilon_i \tag{4.1}$$

Où Y est la variable d'intérêt tel que souligné dans la section précédente. Comme nous désirons observer les effets sur les composantes OOP et NOOP, y sera défini à tour de rôle comme :

- Médicaments prescrits
- Assurance privée
- Assurance publique
- Autres médicaments
- Dépenses combinées de médicaments et d'assurance.

Les variables « Québec » et « Temps » sont des variables binaires tel que Québec=1 si le ménage habite la province de Québec et Temps=1 si l'année de référence est 1998.

X_i comprend les variable contrôles, soit la taille du ménage, le sexe et le revenu et ϵ_i est le terme d'erreur.

Ainsi, dans le modèle de base sans variables contrôles, le paramètre d'intérêt est δ_1 et permet de capter l'effet moyen par :

$$\hat{\delta_1} = (\bar{Y}_{Q,98} - \bar{Y}_{Q,96}) - (\bar{Y}_{C,98} - \bar{Y}_{C,96}) \tag{4.2}$$

Où

$\bar{Y}_{Q,98}$ = la valeur moyenne au Québec en 1998
$\bar{Y}_{Q,96}$ = la valeur moyenne au Québec en 1996
$\bar{Y}_{C,98}$ = la valeur moyenne dans le reste du Canada en 1998
$\bar{Y}_{C,96}$ = la valeur moyenne dans le reste du Canada en 1996

En ajoutant les différentes variables contrôles (X_i) ci-haut mentionnées dans le modèle, nous tentons d'estimer l'effet moyen attribuable à la réforme.

Pour mieux saisir les variations dans le temps et les effets de la réforme, cette régression

sera aussi estimée séparément par quintiles de revenu et par groupes d'âge. Nous conservons dans ces cas l'ensemble des variables contrôles. De plus ces estimations porterons sur la population en général, les personnes de 65 ans et moins, ainsi que les prestataires de la sécurité du revenu.

En plus des effets estimés sur les différentes variables d'intérêt Y, nous allons évaluer les effets sur la probabilité d'avoir des dépenses dans les diverses catégories de dépenses. Les effets sur la probabilité d'encourir des dépenses reposent sur un modèle linéaire en probabilité.

Pour l'ensemble des régressions, les observations sont pondérées par les poids fournis par Statistique Canada et les écart-types sont robustes à l'hétéroscédasticité. De plus, dans la section 5.4, nous avons effectué des tests de robustesse et de falsification. Pour les tests de robustesse, nous avons introduit les variables contrôles de manière séquentielle. Pour le test de falsification, nous avons appliqué le même modèle de différence en différences, mais pour les années 2001 2003.

4.2 Création des quintiles de revenu

Dans le chapitre VI, nous regarderons l'impact de la réforme sur les différents quintiles de revenu. Nous souhaitons que cette décomposition reflète l'impact de la réforme sur différents groupes de revenu et non pas sur d'autres variables qui pourraient expliquer tant le décile auquel appartient un ménage que les dépenses en santé. Ainsi les ménages plus nombreux ont en moyenne un revenu plus élevé et des dépenses moyennes en santé plus élevées. Cela s'explique principalement par un effet de nombre de personnes dans le ménage. Si nous ne contrôlons pas pour cette variable lorsque nous générons les groupes de revenus, les ménages plus nombreux se retrouvent dans les quintiles les plus élevés. Pour créer nos groupes de revenu, nous avons donc contrôlé pour une série de variables (taille du ménage, présence d'un conjoint, nombre d'enfants, sexe, province de Québec, temps et groupe d'âge).

Pour ce faire nous avons isolé la composante inexpliquée de la régression des variables

Tableau 4.1: Régression du revenu des ménages

Variable	**Coefficient** (Erreur-type)
Enfant	-5433,049** (318,570)
Conjoint	12333,616** (406,521)
Taille du ménage	-623,067** (210,643)
Sexe	-2241,270** (308,144)
Québec	-5326,697** (333,738)
Temps	6,904 (292,355)
Moins de 35 ans	5188,330** (433,691)
35 à 45 ans	6599,161** (478,732)
45 à 55 ans	-1502,950** (541,681)
65 ans et plus	-9717,313** (487,199)
Intercept	35775,813** (700,811)

Niveau de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998.

ci-haut mentionnées sur le revenu du ménage. Le Tableau 4.1 montre les résultats de cette régression. Nous observons que l'ensemble des variables sont fortement corrélées avec le revenu sauf pour la variable « Temps ». Cette dernière a été incluse pour capter l'effert d'un changement de la structure de revenu entre 1996 et 1998. Nous utiliserons la partie inexpliquée (les résidus) de la régression pour classer les ménages en quintiles de revenu. Ainsi les personnes qui se retrouvent dans le quintile le plus faible sont les 20 % ayant la plus grande différence (négative) entre leur revenu prévu et leur revenu observé.

4.3 Grands consommateurs de médicaments

Pour définir les grands consommateurs de médicaments, nous avons eu recours à une technique similaire que pour la création de nos quintiles de revenu. Avoir tenté de définir nos grands consommateurs à partir du 1 % ayant les plus grandes dépenses ou à partir d'un seuil subjectif (e.g. au-delà de 1000 $ ou en pourcentage du revenu) n'aurait pu capter toute l'ampleur de la réforme. En effet, comme nos données ne sont pas longitudinales, nous ne pouvons pas définir les grands utilisateurs avant la réforme et évaluer les effets de la nouvelle assurance médicaments sur eux. Le risque en utilisant les différentes techniques ci-haut mentionnées est que la composition des grands utilisateurs ne soient plus la même et cela par l'effet même de la réforme. Une personne non assurée avant la réforme peut ainsi voir ses coûts diminuer de telle sorte que cette dernière ne se situe plus dans le 1 %.

Pour éviter ce problème, nous avons fait une régression des mêmes variables contrôles que pour les quintiles de revenu, mais cette fois sur les dépenses en médicaments prescrits, et avons catégorisé les grands utilisateurs comme le 1 % ayant les plus grandes dépenses. Ainsi, l'effet de la réforme est retiré et nous pouvons nous attendre à ce que le groupe de grands utilisateurs reflète davantage l'effet de la réforme sur ces derniers.

Par contre, comme le nombre d'observations pour les personnes de 65 ans et plus est beaucoup moins élevé, un sous groupe de grands utilisateurs pour cette population aurait engendré un échantillon trop petit. Par conséquent, nous avons uniquement fait cette analyse pour la population en général.

CHAPITRE V

ANALYSE DES RÉSULTATS

Cette première section de l'analyse des résultats porte sur les effets de la réforme de l'assurance médicaments au Québec sur différentes composantes de la consommation en santé. Nous analyserons tout d'abord ce que nous qualifions d'effets directs de la réforme, c'est-à-dire les impacts sur les dépenses en médicaments prescrits et les dépenses en assurance publique. Nous serons ainsi en mesure d'évaluer l'effet moyen total de la réforme en termes de dépenses privées. Nous analyserons par la suite certains effets que nous qualifions d'effets indirects de la réforme, soit l'impact sur les médicaments non prescrits ainsi que sur les assurances privées. Rappellons qu'avant la réforme, certaines personnes étaient couvertes par une assurance médicaments plus généreuse que celle faisant suite à la réforme. Nous allons donc faire notre analyse sur trois groupes distincts. Dans un premier temps, nous analyserons les résultats de l'estimation des modèles de différence en différences pour la population en général excluant les personnes âgées et les prestataires de la sécurité du revenu pour évaluer l'impact sur l'ensemble ; ce que nous qualifions comme « l'ensemble de la population ». Les effets sur les deux sous-groupes exclus, soit les prestataires de la sécurité du revenu et les personnes de plus de 65 ans, seront analysés par la suite. Ce chapitre terminera par les différents tests de robustesse et falsification. Dans le chapitre VI nous approfondirons notre analyse pour mieux comprendre les effets de la réforme sur différents quintiles de revenu, sur différentes catégories d'âge, ainsi que sur les grands consommateurs de médicaments.

5.1 Les effets généraux de la réforme sur les dépenses en médicaments

Pour cette section, nous faisons appel à un modèle de différence en différences pour évaluer l'impact de l'instauration de l'assurance médicaments au Québec. Nous remarquons d'emblée dans le Tableau 5.1 que la réforme de l'assurance médicaments semble avoir eu un effet notable sur les dépenses en médicaments prescrits pour la population en général. En effet le coefficient estimé de la variable « Québec x Temps », variable d'intérêt pour capter l'effet dans la différence en différences, est négatif et fortement significatif. Une fois l'effet des contrôles pris en considération, la réforme a engendré une diminution moyenne des dépenses OOP d'environ 95 $. Bien que ce montant moyen ne semble pas très élevé, il représente une diminution de près de 50 % de la composante privée des dépenses en médicaments. Nous verrons également que cet impact n'est pas uniformément réparti dans la population. De plus cette diminution semble confirmer une élasticité prix relativement faible pour les médicaments prescrits. Ainsi, une diminution du montant payé par médicament n'a pas occasionné une augmentation de la consommation, en quantité, qui aurait pu faire augmenter globalement les dépenses privées. Rappellons que la forme non linéaire de la fonction de dépenses face à l'assurance et les différents mécanismes par lesquels la réforme a pu affecter la consommation ne nous permettent pas d'utiliser cet effet pour faire des estimations sur la valeur de l'élasticité.

Lorsque nous regardons l'effet de la réforme sur le modèle linéaire en probabilité d'avoir des dépenses en médicaments (seconde colonne), celui-ci semble légèrement contre-intuitif, bien que statistiquement significatif à un niveau de 10 %. En effet, sous les hypothèses de la différence en différences, nous remarquons une diminution de la probabilité de 4 points de pourcentage d'avoir des dépenses en médicaments prescrits suite à la réforme. Soulignons que le modèle supposait qu'en l'absence d'assurance médicaments, la probabilité de consommer des médicaments prescrits serait plus faible. La probabilité d'avoir des dépenses en médicaments prescrits au Québec est passée de 64,2 % en 1996 à 62,3 % en 1998. Ces taux sont similaires au taux de réclamation à la RAMQ (Tableau 1.1). Sans vouloir s'étendre sur les raisons de ces résultats, nous savons que le virage ambulatoire,

Tableau 5.1: Différence en différences, tableau synthèse, effets directs

Variable	Méd.prescrits	Prob.méd.	Ass. publique	Prob.ass.	Total
Québec	35,132**	0,037*	-125,902**	-0,187**	-90,770**
	(13,087)	(0,016)	(4,911)	(0,006)	(14,111)
Temps	55,692**	0,006	16,252*	0,032**	71,944**
	(15,555)	(0,011)	(6,849)	(0,008)	(17,207)
Québec x Temps	-94,953**	-0,040†	71,035**	0,229**	-23,918
	(20,808)	(0,022)	(9,172)	(0,015)	(22,951)
Enfant	-34,106**	0,009	-7,486	-0,004	-41,592**
	(13,161)	(0,009)	(5,970)	(0,007)	(14,685)
Conjoint	32,170*	0,098**	14,215	0,003	46,385*
	(16,028)	(0,014)	(9,157)	(0,010)	(18,514)
Ln(revenu)	-16,169†	-0,020*	17,389**	0,004	1,220
	(9,440)	(0,008)	(5,015)	(0,006)	(10,737)
35 à 45 ans	10,137	-0,016	3,593	0,000	13,730
	(14,264)	(0,012)	(6,453)	(0,009)	(15,693)
45 à 55 ans	65,542**	0,037**	6,040	-0,004	71,582**
	(18,276)	(0,014)	(7,601)	(0,010)	(19,922)
55 à 65 ans	157,991**	0,098**	24,828**	0,012	182,819**
	(18,050)	(0,016)	(9,191)	(0,011)	(20,422)
Taille du ménage	35,827**	0,035**	11,914**	-0,001	47,740**
	(10,910)	(0,007)	(4,424)	(0,005)	(11,815)
Sexe	-0,711	0,059**	10,694†	0,015*	9,983
	(13,026)	(0,010)	(5,697)	(0,007)	(14,384)
Constante	185,332*	0,563**	-116,439*	0,129*	68,893
	(86,675)	(0,084)	(50,800)	(0,059)	(101,586)
n	17 036	17 036	17 036	17 036	17 036
Moyenne	171,40	0,6289	45,77	0.1336	217,18
R2	0,0188	0,0315	0,0320	0,0381	0,0278

Niveau de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Note 1 : Écarts-types entre parenthèses

Note 2 : Estimés provenant de régressions linéaires

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998.

et plus particulièrement les coupures qui l'ont accompagné, a pu affecter l'accès à des prescriptions.

Tel que spécifié dans la chapitre IV, le modèle neutralise l'effet d'une série de variables sur les caractéristiques des ménages qui permettent de comprendre une partie des dépenses en médicaments prescrits. En effet, nous remarquons que l'âge affecte fortement les dépenses en médicaments, particulièrement pour les groupes d'âge plus élevés, soit 45 à 55 ans et les 55 à 65 ans. Ceux-ci ont des dépenses moyennes respectivement de 65 $ et de 158 $ plus élevés par rapport au groupe de 18 à 25 ans. La taille du ménage affecte aussi significativement les dépenses. Rappelons que les données de dépenses concernent les ménages, il n'est donc pas surprenant que la taille du ménage affecte les dépenses de 15 % par membre additionnel. Ces derniers effets doivent être mis en relation avec les effets sur les variables « conjoint » et « enfant ». Ainsi, l'effet combiné de la taille du ménage et du nombre d'enfant est presque nul, ce qui corrobore les effets attendus où la présence d'enfants n'a pas d'impact sur le montant des dépenses en médicaments prescrits. L'effet de la présence d'un conjoint engendre une augmentation des dépenses. Nous remarquons que la variable sexe n'a pas d'effet significatif sur les dépenses, alors qu'elle semble affecter la probabilité d'avoir des dépenses supérieures à 0. Ces effets sont pour la plupart présents tant en termes de dépenses qu'en probabilité.

Soulignons finalement l'effet négatif du revenu sur les dépenses en médicaments prescrits. Intuitivement, nous pourrions nous attendre à un effet positif du revenu sur les dépenses en médicaments, particulièrement si nous considérons que les dépenses en santé peuvent être considérées comme un bien de luxe. Cette relation peut néanmoins capter deux autres effets. Tout d'abord, l'état de santé est souvent lié au revenu. Une personne en santé a un revenu plus élevé et des dépenses en médicaments plus faibles. Il aurait été pertinent de contrôler pour l'état de santé, mais l'EDM ne possède pas de variable concernant la qualité de la santé. De plus cette relation peut aussi être expliquée par l'effet du revenu sur la qualité de l'assurance. En effet, nous pouvons nous attendre qu'un revenu plus élevé soit accompagné d'une assurance plus généreuse, tant au niveau du taux de couverture que de la variété de médicaments couverts. Cette relation revenu –

qualité de l'assurance peut expliquer que des dépenses OOP soient plus faibles avec un revenu plus élevé. Il est aussi important de noter que bien que la relation entre le revenu et les dépenses en santé soit bien établie, c'est-à-dire qu'un revenu plus élevé entraîne des dépenses de santé plus élevées, nous pouvons nous attendre à ce qu'un état de santé moins élevé entraîne à la fois des dépenses en santé plus élevées et un revenu moins élevé.

Nous remarquons que la variable «Temps» qui capte l'effet temps entre 1996 et 1998 est relativement élevée. Ces résultats sont présents pour l'ensemble des groupes et reflètent la tendance à la hausse pour les dépenses en médicaments. Nous pouvions observer cette tendance dans la Figure 0.1. L'effet de la variable « Québec » laisse entrevoir des dépenses légèrement plus élevées au Québec pour les médicaments prescrits sans l'effet de la réforme.

5.1.1 Les effets généraux de la réforme sur les autres dépenses

Comme nous l'avons souligné précédemment, aucune dépense en assurances publiques n'était présente au Québec avant la réforme. Soit que la prime était nulle, pour les personnes âgées ou les prestataires de la sécurité du revenu, soit les personnes n'étaient tout simplement pas assurées par le régime public. Les autres composantes entrant dans cette variable de dépenses, soit les coûts d'hospitalisation, sont inexistants au Québec. Ainsi, ce que nous captons dans la troisième colonne du Tableau 5.1 sont les nouvelles dépenses liées au coût de l'assurance publique au Québec.

Sans grande surprise, nous remarquons que la réforme a fortement affecté les dépenses en assurance publique. L'effet spécifique au Québec permet aussi de voir les coûts d'assurance relativement peu élevés de l'assurance québécoise comparativement au reste du Canada. Comparativement aux dépenses en médicaments prescrits, il est à noter que le revenu est corrélé aux coûts de l'assurance publique, ce qui reflète la nature progressive de la prime.

La réforme semble avoir eu les deux effets attendus d'une assurance, soit une diminution des dépenses OOP en médicaments prescrits avec une augmentation des coûts de

l'assurance qui reflète le coût de la prime. Il est possible de voir l'effet net en termes de dépense en combinant ces deux effets (se référer à la dernière colonne du Tableau 5.1).

Les effets combinés moyens de la réforme sont ainsi une faible réduction statistiquement non significative. Ce qui reflète parfaitement les effets combinés de l'assurance qui réduit les dépenses personnelles d'achat de médicaments, mais fait augmenter la prime. Notons que ces effets nuls sont au niveau des dépenses des ménages et n'incluent pas la partie payée par le gouvernement. Nous savons que dans les premières années, le régime était déficitaire, même pour le nouveau groupe d'assurés . Une partie des coûts des médicaments « NOOP » dans le modèle est payée par la prime, mais une partie est payée par le déficit du fonds. Cet équilibre dans les dépenses des ménages va nous permettre, dans le chapitre suivant, de voir quel groupe bénéficie le plus de cette assurance en décomposant les effets en termes de quintile de revenu, d'âge et de dépenses en médicaments. Soulignons finalement que l'effet du temps semble relativement fort, soit un peu plus de 20 % sur deux ans et l'effet net de la variable « Québec » est fortement négatif.

5.1.2 Les effets indirects de la réforme

Un des avantages de travailler avec les données de l'EDM et de l'EDF est qu'il est possible d'observer les effets moyens de la réforme sur d'autres types de dépenses qui ne sont normalement pas disponibles dans les fichiers de la RAMQ, soit les dépenses en médicaments non prescrits et les dépenses en assurances privées. Le Tableau 5.2 permet de voir les résultats de l'estimation du modèle de différence en différences sur les dépenses en médicaments non prescrits, sur la probabilité d'avoir des dépenses en médicaments non prescrits, sur les dépenses en assurances privées et sur la probabilité d'avoir une assurance privée.

Nous pourrions nous attendre qu'en facilitant l'accès aux médicaments prescrits par la mise sur pied de l'assurance médicament, que celle-ci se reflète dans une substitution entre les médicaments non prescrits vers des médicaments prescrits. Nous remarquons que la réforme ne semble pas avoir affecté de façon significative la consommation de

médicaments non prescrits, bien que le coefficient soit négatif. Le revenu et l'âge sont fortement corrélés avec les dépenses en médicaments non prescrits. L'impact de la variable « Temps » laisse encore entrevoir une hausse continue des dépenses en santé entre 1996 et 1998. Contrairement à ce que nous avions observé pour les médicaments prescrits, les dépenses pour des médicaments non prescrits semblent moins élevées au Québec. Ce qui en soit s'avère logique si nous considérons que ces deux biens peuvent être des substituts. Autre différence, nous remarquons que le revenu est positivement corrélé, tant au montant de dépenses qu'à la probabilité d'avoir des dépenses pour les médicaments non prescrits.

Pour ce qui est des dépenses en assurance privée, nous pouvons noter une baisse d'environ 60 $ captée par le coefficient estimé de la différence en différences. Cette diminution semble être attribuable à la probabilité d'avoir des dépenses en assurances privées qui a diminué de 4,5 %. Ces tendances dans les dépenses en assurances privées peuvent logiquement être attribuées à la réforme de l'assurance médicaments. Bien qu'il ne soit pas possible de souscrire à l'assurance publique si l'employeur offre une assurance, les personnes qui étaient assurées par elles-même ont pu se joindre à l'assurance publique. Nous savons aussi que la réforme a éliminé la possibilité pour les assureurs de discriminer en termes de coût, ce qui a pu faire diminuer les coûts d'assurances de certaines personnes. Nous reviendrons sur ces effets potentiels lorque nous analyserons les effets sur les grands consommateurs de médicaments. Finalement, il est important de noter l'ampleur du coefficient sur la variable « Québec » qui semble laisser présager des coûts plus élevés et une probabilité d'avoir des coûts pour l'assurance privée beaucoup plus élevée au Québec.

Globalement, pour la population en général la réforme semble avoir eu les impacts attendus pour une assurance publique. Une dimimution des dépenses privées en médicaments prescrits qui se balance par une augmentation des coûts de la prime, pour des effets totaux non significatifs. L'assurance semblait assez attirante pour avoir affecté les dépenses pour une assurance privée. Ces constats nous permettrons dans le prochain chapitre de voir les impacts redistributifs de la réforme.

Tableau 5.2: Différence en différences, tableau synthèse, effets indirects

Variable	Méd.non-prescrits	Prob.méd.	Ass. privée	Prob.ass.
Québec	-28,307**	-0,020†	177,802**	0,114**
	(4,530)	(0,011)	(13,999)	(0,016)
Temps	35,935**	0,010	60,145*	0,026*
	(6,206)	(0,006)	(10,057)	(0,010)
Québec x Temps	-13,163	-0,019	-59,328**	-0,045*
	(8,556)	(0,015)	(19,542)	(0,022)
Enfant	2,340	0,014*	11,617	0,024*
	(5,341)	(0,006)	(8,628)	(0,009)
Conjoint	12,823	0,056**	67,881**	0,074**
	(8,766)	(0,009)	(12,563)	(0,013)
Ln(revenu)	35,413**	0,059**	154,614**	0,141**
	(3,462)	(0,006)	(7,193)	(0,007)
35 à 45 ans	21,395**	-0,014†	44,185**	0,016
	(4,947)	(0,008)	(11,627)	(0,012)
45 à 55 ans	29,710**	-0,024**	77,649**	0,031*
	(5,724)	(0,009)	(12,819)	(0,014)
55 à 65 ans	39,943**	-0,025*	82,826**	0,049**
	(7,567)	(0,011)	(14,320)	(0,015)
Taille du ménage	4,654	0,000	2,466	-0,029**
	(4,301)	(0,004)	(5,885)	(0,007)
Sexe	13,761**	0,047**	15,981	0,040**
	(4,457)	(0,006)	(8,968)	(0,009)
Constante	-339,779**	0,153*	-1610,7**	-1,250**
	(37,509)	(0,067)	(76,193)	(0,074)
n	17 036	17 036	17 036	17 036
Moyenne	118,52	0,8930	271,04	0,3805
R2	0,0292	0,0471	0,0622	0,0505

Niveau de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Note 1 : Écarts-types entre parenthèses

Note 2 : Estimés provenant de régressions linéaires

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998.

5.2 Les effets généraux de la réforme sur les dépenses des personnes âgées

Comme nous l'avons remarqué dans la section précédente, l'instauration de l'assurance médicaments a eu pour effet de diminuer les coûts directs en médicaments prescrits (OOP) pour la population en général, tout en augmentant les dépenses en assurance par l'instauration de la prime. Ainsi les effets totaux résultants étaient relativement faibles. Pour les personnes de 65 ans et plus, le sens des effets attendus est beaucoup plus net. En effet, avant l'instauration de la réforme, les personnes âgées bénéficiaient d'une assurance beaucoup plus avantageuse. Nous nous attendons à capter par la différence en différences des augmentations importantes, tant au niveau des dépenses en médicaments qu'en coût de la prime de l'assurance publique, avec d'importants effet totaux. Il sera intéressant de voir si ces effets auront des effets indirects sur les dépenses en médicaments non-precrits et en dépenses pour les assurances privées.

Le Tableau 5.3 permet effectivement de voir par le coefficient estimé de la différence en différences que la réforme a eu un impact important sur les dépenses en médicaments prescrits, ainsi qu'en coût d'assurance publique. Cet effet moyen est de 125 $ pour les médicaments prescrits et de 143 $ pour les coûts de l'assurance publique. Si nous regardons par rapport à la moyenne des dépenses totales pour ce groupe en 1996, soit 218 $, cela représente une augmentation de près de 125 % attribuable à la réforme. Nous avons souligné que les études de Alan *et al.* (2003) démontraient que l'instauration des assurances médicaments publiques au Canada avait particulièrement été profitable pour les personnes ayant un revenu élevé. Il sera intéressant de voir dans le chapitre VI si l'effet d'une augmentation des coûts liés à l'assurance touchera particulièrement les personnes avec des revenus plus élevés. Nous pouvons aussi observer que malgré l'augmentation des dépenses en médicaments et de l'assurance pour les personnes âgées suite à la réforme, les dépenses semblent moins élevées au Québec que dans le reste du Canada. Effectivement, les dépenses moyennes au Québec sont moins élevées de 103 $, en maintenant constant l'effet des autres variables.

Le Tableau 5.4 permet de voir les effets indirects de la réforme sur les dépenses en

Tableau 5.3: Différence en différences, population 65 ans et plus, tableau synthèse des effets directs

Variable	Méd.prescrits	Prob.méd.	Ass. publique	Prob.ass.	Total
Québec	-6,443	0,090**	-96,906**	-0,166**	-103,349**
	(19,825)	(0,027)	(7,601)	(0,010)	(21,555)
Temps	62,627**	0,046*	6,797	0,029*	69,424**
	(15,917)	(0,019)	(9,253)	(0,014)	(18,662)
Québec x Temps	125,258**	-0,035	143,149**	0,452**	268,407**
	(32,076)	(0,036)	(15,063)	(0,031)	(35,907)
Enfant	-95,996	-0,022	94,425	0,100	-1,571
	(71,668)	(0,065)	(60,954)	(0,063)	(99,424)
Conjoint	77,892**	0,114**	65,349**	0,051*	143,242**
	(29,956)	(0,025)	(14,959)	(0,024)	(34,304)
Ln(revenu)	16,156	0,043*	54,698**	0,074**	70,854**
	(13,805)	(0,017)	(8,112)	(0,013)	(16,199)
Taille du ménage	73,989**	0,000	-14,878	-0,041*	59,111*
	(26,667)	(0,022)	(11,829)	(0,017)	(29,997)
Sexe	7,186	0.062**	-3,499	-0,004	3,687
	(15,382)	(0,021)	(9,019)	(0,016)	(18,477)
Constante	-104,860	0,141	-461,602**	-0,535**	-566,462**
	(137,731)	(0,164)	(81,168)	(0,132)	(160,864)
n	4 816	4 816	4 816	4 816	4 816
Moyenne	272,93	0,7668	96,14	0,2014	369,07
R2	0,0597	0,0286	0,0720	0,1074	0,1030

Niveau de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Note 1 : Écarts-types entre parenthèses

Note 2 : Estimés provenant de régressions linéaires

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998.

médicaments non prescrits et sur les dépenses pour les assurances privées. Pour les dépenses en médicaments non prescrits, nous observons des résultats similaires à ce que nous avons observé pour la population en général. Aucun effet significatif n'a été capté par le coefficient de la différence en différences pour les médicaments non prescrits. La variable « Temps » capte la croissance annuelle des dépenses entre 1996 et 1998. Son amplitude est similaire et laisse présager une importante augmentation des dépenses et cela même sans l'effet de la réforme. Pour les personnes de 65 ans et plus, les dépenses pour les médicaments non prescrits sont moins élevées au Québec que dans le reste du Canada, comme c'était le cas pour la population en général. Pour ce qui est des effets sur l'assurance publique, il semble y avoir une augmentation des dépenses moyennes captée par la différence en différences, peut-être attribuable à l'augmentation non significative de la probabilité d'avoir des dépenses en assurance privée.

Globalement nous remarquons des résultats similaires à ce qui était anticipé pour les personnes âgées, soit une augmentation importante des dépenses en médicaments et en assurance publique. Il ne semble pas avoir d'impacts indirects importants face à la réforme, sauf peut-être une légère augmentation des coûts moyens en assurance privée. La section suivante nous permettra d'approndir ces résultats.

5.3 Les effets généraux de la réforme sur les prestataires de la sécurité du revenu

Le dernier groupe à avoir été affecté de façon spécifique par la réforme est celui des prestataires de la sécurité de revenu. Nous avons souligné la difficulté empirique d'isoler ces peronnes dans l'EDM. Sauf dans le cas d'une élasticité prix sur les médicaments prescrits différente de la population en général, nous nous attendons à voir une augmentation des dépenses OOP pour ce groupe. C'est ce que nous observons dans le Tableau 5.5, mais à un seuil non significatif.

Comme nous l'avons mentionné précédemment, plusieurs recherches ont porté sur les effets de la réforme sur les populations vulnérables et les contraintes potentielles en

Tableau 5.4: Différence en différences, population 65 ans et plus, tableau synthèse des effets indirects

Variable	**Méd.non-prescrits**	**Prob.méd.**	**Ass. privée**	**Prob.ass.**
Québec	-20,869*	-0,035	-27,951	-0,025
	(8,808)	(0,029)	(19,079)	(0,028)
Temps	40,846**	0,025	-0,649	0,019
	(7,705)	(0,017)	(16,028)	(0,018)
Québec x Temps	-12,718	0,034	88,200*	0,023
	(13,519)	(0,038)	(41,346)	(0,039)
Enfant	40,196	-0,026	36,775	0,053
	(43,113)	(0,053)	(68,376)	(0,066)
Conjoint	37,831**	0,088**	53,997*	0,049†
	(12,444)	(0,025)	(24,872)	(0,028)
Ln(revenu)	21,116**	0,031†	195,114**	0,211**
	(7,424)	(0,016)	(21,181)	(0,016)
Taille du ménage	4,391	0,042*	-52,990*	-0,071**
	(10,421)	(0,018)	(22,931)	(0,022)
Sexe	11,138	0,068**	5,857	0,022
	(7,218)	(0,018)	(14,550)	(0,019)
Constante	-175,694*	0,241	-1784,572**	-1,794**
	(70,022)	(0,162)	(206,083)	(0,162)
n	4 816	4 816	4 816	4 816
Moyenne	96,12	0,7810	158,15	0,3010
R2	0,0391	0,0310	0,0770	0,0661

Niveau de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Note 1 : Écarts-types entre parenthèses

Note 2 : Estimés provenant de régressions linéaires

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998.

Tableau 5.5: Différence en différences, prestataires de la sécurité du revenu, tableau synthèse des effets directs

Variable	Méd.prescrits	Prob.méd.	Ass. publique	Prob.ass.	Total
Québec	-10,016	0,109*	-5,826†	-0,012	-15,842
	(21,486)	(0,053)	(3,234)	(0,007)	(21,999)
Temps	3,720	0,093*	11,223†	0,024*	14,943
	(17.393)	(0,037)	(6,462)	(0,011)	(19,102)
Québec x Temps	22,516	0,004	48,028**	0,243**	70,544*
	(29,128)	(0,070)	(11,781)	(0,038)	(31,688)
Enfant	-38,628*	-0,009	-5,780	-0,004	-44,407*
	(17,731)	(0,042)	(9,747)	(0,019)	(20,828)
Conjoint	84,700**	0,159**	-3,409	-0,023	81,291**
	(23,312)	(0,048)	(12,633)	(0,024)	(27,788)
Ln(revenu)	-6,198	0,007	-9,417	0,018	-15,615
	(21,985)	(0,028)	(12,562)	(0,020)	(26,607)
35 à 45 ans	16,506	0,002	-6,415	-0,005	10,092
	(17,439)	(0,042)	(7,464)	(0,019)	(19,426)
45 à 55 ans	26,223	0,085†	6,533	0,015	32,757
	(18,792)	(0,048)	(9,683)	(0,022)	(22,096)
55 à 65 ans	72,139**	0,055	40,119**	0,105**	112,258**
	(27,722)	(0,058)	(14,415)	(0,032)	(32,208)
Taille du ménage	22,169	0,020	11,409	0,011	33,578†
	(15,357)	(0,028)	(8,066)	(0,014)	(18,503)
Sexe	60,851**	0,231**	0,359	-0,001	61,210**
	(14,320)	(0,035)	(7,615)	(0,018)	(16,888)
Constante	-21,813	-0,200	68,386	-0,194	46,573
	(183,721)	(0,252)	(112,144)	(0,184)	(226,769)
n	1 503	1 503	1 503	1 503	1 503
Moyenne	84,05	0,4324	19,34	0,0646	103,40
R2	0,0497	0,0766	0,0755	0,1765	0,0654

Niveau de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Note 1 : Écarts-types entre parenthèses

Note 2 : Estimés provenant de régressions linéaires

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998

Tableau 5.6: Différence en différences, prestataires de la sécurité du revenu, tableau synthèse des effets indirects

Variable	Med.non-prescrits	Prob.méd.	Ass. privée	Prob.ass.
Québec	-16,606*	-0,034	-8,785	-0,020
	(8,438)	(0,050)	(9,644)	(0,015)
Temps	21,571*	0,017	20,607†	0,039*
	(10,195)	(0,033)	(12,065)	(0,017)
Québec x Temps	-16,991	-0,007	-3,137	0,012
	(13,348)	(0,067)	(16,227)	(0,027)
Enfant	-18,832†	0,022	-0,608	-0,030
	(10,312)	(0,033)	(12,529)	(0,022)
Conjoint	-4,385	0,037	20,121	0,017
	(14,317)	(0,041)	(13,705)	(0,025)
Ln(revenu)	6.,28	0,079**	20,552**	0,026*
	(13,419)	(0,027)	(5,935)	(0,011)
35 à 45 ans	2,261	0,019	-14,042†	-0,031*
	(10,119)	(0,037)	(7,780)	(0,014)
45 à 55 ans	-3,148	-0,069	-0,531	0,007
	(10,732)	(0,047)	(10,038)	(0,021)
55 à 65 ans	1,226	0,071	46,970*	0,097**
	(10,602)	(0,052)	(20,545)	(0,034)
Taille du ménage	23,913**	0,019	-1,693	0,020
	(8,805)	(0,021)	(6,821)	(0,016)
Sexe	-0,009	0,119**	10,176	0,035*
	(7,354)	(0,035)	(7,552)	(0,014)
Constante	-45,626	-0,283	-196,803**	-0,304**
	(125,687)	(0,246)	(53,647)	(0,106)
n	1 503	1 503	1 503	1 503
Moyenne	55,12	0,7122	23,15	0,0506
R2	0,0556	0,0702	0,0308	0,0606

Niveau de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Note 1 : Écarts-types entre parenthèses

Note 2 : Estimés provenant de régressions linéaires

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998.

termes d'accès aux soins de santé. Comme l'objectif principal de ce mémoire n'est pas d'approfondir les résultats pour ce sous groupe, nous allons nous concentrer dans ce chapitre sur la population en général et les personnes agées. Néanmoins, nous considérons nécessaire de souligner les difficultés liées aux données de dépenses pour l'étude de ce type d'impact. Le nombre d'observations limitées, le statut parfois temporaire et la difficulté de créer un groupe contrôle cohérent limitent notre capacité à avoir des résultats satisfaisants.

5.4 Tests de robustesse et de falsification

Pour s'assurer que les résultats obtenus ne sont pas dépendents de la spécification du modèle nous avons effectué certains tests de robustesse pour la régression principale sur les dépenses en médicaments prescrits pour la population en général, ainsi que pour les personnes de 65 ans et plus. Pour ce faire, nous avons introduit les différentes variables contrôles de manière séquentielle pour s'assurer que les résultats ne changent pas substantiellement. Ainsi, la première régression ne porte que sur les variables de base de la différence en différences, c'est-à-dire, les variables « Québec », « Temps » et la variable d'interaction « Québec x Temps ». Nous remarquons que cette spécification fait état d'un effet moyen de -92,59 $, soit un résultat très similaire au -94,95 $ obtenu avec l'ensemble des variables contrôles. Les quatre premières colonnes du Table 5.7 présentent les résultats avec l'ajout séquentiel des variables contrôles pour la population en général. Nous remarquons très peu de changements sur la variable d'intérêt et peu d'effets notables sur les autres variables contrôles. Nous remarquons que l'introduction de la variable « Lnrev », soit le log du revenu du ménage, affecte peu les résultats. Nous pouvons remarquer que le R2 augmente avec l'ajout de nouvelles variables, bien que celui-ci reste faible. Ces tests de robustesses sont aussi effectués pour la régression principale pour les personnes de 65 ans et plus. Les résultats sont présentés dans les colonnes un à trois du Tableau 5.8.

La colonne 5 du Tableau 5.7 et la colonne 4 du Tableau 5.8 montrent les résultats d'un test de falsification pour la régression principale pour respectivement, la population en général et les personnes de 65 ans et plus. L'idée derrière le test de falsification est que si la variable de la différence en différences, « Québec x Temps », permet de capter l'effet de la réforme en utilisant les données de 1996 et de 1998, une démarche similaire sur une période où la réforme n'a pas eu lieu, dans notre cas 2001 et 2003, ne devrait pas capter d'effet significatif. Les faibles valeurs des coefficients d'intérêts montrent que l'effet capté sur la période à l'étude, entre 1996 et 1998, semble spécifique à cette période et fort probablement attribuable à la réforme. Les résultats similaires pour les variables contrôles

Tableau 5.7: Tests de robustesse et de falsification pour la population en général sur les dépenses en médicaments prescrits

Variable	**DD96-98**	**DD96-98**	**DD96-98**	**DD96-98**	**DD01-03**
Québec	30,742*	27,906*	37,383**	35,132**	17,239
	(13,346)	(13,085)	(13,205)	(13,087)	(13,868)
Temps	59,212**	53,215**	57,173**	55,692**	21,979*
	(15,331)	(15,518)	(15,533)	(15,555)	(10,736)
Québec x Temps	-92,587**	-93,454**	-95,868**	-94,953**	-15,075
	(21,070)	(20,778)	(20,822)	(20,808)	(18,449)
Sexe		-9,596	-0,019	-0,711	26,981**
		(12,361)	(13,183)	(13,026)	(8,973)
35 à 45 ans		19,058	6,216	10,137	20,058†
		(14,620)	(14,632)	(14,264)	(12,185)
45 à 55 ans		82,983**	61,931**	65,542**	90,371**
		(16,756)	(19,260)	(18,276)	(13,442)
55 à 65 ans		164,737**	157,754**	157,991**	178,358**
		(17,179)	(17,928)	(18,050)	(15,673)
Enfant			-31,877*	-34,106**	-56,681**
			(12,604)	(13,161)	(12,018)
Conjoint			23,453	32,170*	26,474†
			(14,657)	(16,028)	(14,070)
Taille du ménage			33,498**	35,827**	66,298**
			(10,208)	(10,910)	(11,590)
Ln(revenu)				-16,169†	-13,361*
				(9,440)	(6,518)
Constante	157,331**	119,961**	21,265	185,332*	77,78
	(5,521)	(20,133)	(27,317)	(86,675)	(67,544)
n	17 036	17 036	17 036	17 036	21 098
R2	0,0025	0,0137	0,0184	0,0188	0,0365

Niveau de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Note 1 : Écarts-types entre parenthèses

Note 2 : Estimés provenant de régressions linéaires

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998.

Tableau 5.8: Tests de robustesse et de falsification pour les personnes de 65 ans et plus sur les dépenses en médicaments prescrits

Variable	**DD96-98**	**DD96-98**	**DD96-98**	**DD01-03**
Québec	-7,272	-8,69	-6,443	194,241*
	(20,568)	(19,801)	(19,825)	(78,517)
Temps	61,036**	61,972**	62,627**	102,851**
	(16,078)	(15,936)	(15,917)	(37,453)
Québec x Temps	126,225**	126,070**	125,258**	2,002
	(32,759)	(32,011)	(32,076)	(104,969)
Sexe		5,199	7,186	20,074
		(15,352)	(15,382)	(41,570)
Enfant		-101,314	-95,996	-53,413
		(71,296)	(71,668)	(90,830)
Conjoint		79,896**	77,892**	158,234**
		(29,901)	(29,956)	(50,145)
Taille du ménage		80,155**	73,989**	45,246
		(26,136)	(26,667)	(32,634)
Ln(revenu)			16,156	24,871
			(13,805)	(33,159)
Constante	226,160	52,773	-104,86	-156,426
	(10,302)	(31,923)	(137,731)	(361,227)
n	4 816	4 816	4 816	6 768
R2	0,0190	0,0595	0,0597	0,0495

Niveau de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Note 1 : Écarts-types entre parenthèses

Note 2 : Estimés provenant de régressions linéaires

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998.

semblent montrer que les relations observées n'étaient pas spécifiques à l'échantillon, ni aux années observées. Soulignons que nous observons toujours des dépenses plus élevées au Québec, bien que nous puissions voir les effets de la réforme. En effet, la composante OOP pour la population en général semble avoir diminué au Québec par rapport au reste du Canada, c'est-à-dire respectivement 17,24 $ et 35,13 $, alors que pour les personnes âgées, elle a fortement augmenté, passant de -6,44 $ à 194,24 $.

CHAPITRE VI

DÉCOMPOSITION DES EFFETS

Nous avons présenté dans le chapitre précédent les effets de la réforme sur trois grands groupes d'assurés, soit la population en général, les personnes de 65 ans et plus, ainsi que les prestataires de la sécurité du revenu. Cette section a pour objectif d'approndir notre compréhension des effets observés, plus particulièrement de voir les effets redistributifs de l'instauration de l'assurance médicaments universelle au Québec. Pour ce faire, notre analyse portera sur les différents impacts en fonction des quintiles de revenus, des groupes d'âge et des grands consommateurs de médicaments.

6.1 Effets en fonction des quintiles de revenus

Un des objectifs de l'instauration de l'assurance médicaments universelle était de couvrir près d'un million de Québécois non assurés. Ceux-ci étaient souvent identifiés comme de petits salariés, des employés plus précaires ne possédant pas d'assurances au travail, ou des travailleurs autonomes. Nous pouvons voir dans le tableau 6.1 les résultats des différence en différences sur les différentes dépenses par quintiles de revenu. Nous remarquons d'emblée que l'effet sur le premier quintile de revenu semble plus important que pour les autres quintiles. Ces effets sont en partie dus à une grande proportion de personnes couvertes par l'assurance publique dans ce quintile de revenu, ainsi que par l'effet d'une nouvelle couverture. Nous remarquons que les dépenses moyennes pour l'assurance publique tendent à diminuer avec les quintiles de revenu, cela est attribuable à un moins grand nombre de ménages couverts lorsque les revenus augmentent. Essentiellement, en

termes d'impacts directs de la nouvelle couverture, le premier quintile (Q1) semble avoir particulièrement bénéficié de la réforme, ce qui, rappelons-le, était un des objectifs visés.

Lorsque nous nous attardons aux effets indirects, il semble y avoir eu un transfert de l'assurance privée vers le régime public. Notons le signe négatif sur la probabilité d'avoir des dépenses en assurances privées présent pour tous les quintiles de revenus sauf le premier (Q1). Ces effets semblent expliquer la diminution des dépenses moyennes attribuables à la réforme en assurances privées. Bien que les couvertures offertes dans le cadre d'un emploi ont préséance sur le régime public, les ménages couverts de leur propre gré par un régime privé peuvent opter pour le régime public. L'effet semble plus prononcé pour les quintiles plus élevés, particulièrement le quatrième (Q4) où la réforme semble avoir engendré une diminution importante de la probabilité d'avoir des dépenses en assurance privée et une diminution moyenne des dépenses en assurance privée.

Globalement, nous pouvons noter deux effets importants sur les différents quintiles de revenu. Premièrement, une diminution des dépenses moyennes totales pour les quintiles de revenu les plus faibles et un passage de l'assurance privée vers l'assurance publique, générant une diminution des dépenses moyennes en assurances privées particulièrement chez les quintiles de revenu plus élevés.

Pour les personnes de 65 ans et plus, comme la réforme a engendré une augmentation des coûts des médicaments prescrits et des coûts pour l'assurance publique, nous nous attendons à des effets différents. Néanmoins comme ces coûts sont définis en fonction du revenu du ménage, nous nous attendons à ce que les effets soient plus importants pour des quintiles de revenus plus élevés. Le Tableau 6.2 fait la synthèse des effets de la réforme sur les différents quintiles de revenu pour les personnes de 65 ans et plus.

D'emblée nous remarquons que les effets semblent importants pour l'ensemble des quintiles de revenus. Le premier quintile (Q1) semble même avoir été affecté de façon particulièrement importante. Notons que l'écart-type élevé tend à montrer des effets non homogènes pour le quintile de revenu le plus faible (Q1). Cet effet peut être attribuable aux conditions particulières pour pouvoir profiter de l'assurance gratuitement, soit le

Tableau 6.1: Différence en différences par quintiles de revenu

Variable dépendante	**Q1**	**Q2**	**Q3**	**Q4**	**Q5**
Médicaments prescrits	-188,784**	-72,755	-79,649*	-94,298†	-52,370
	(56,432)	(45,061)	(34,728)	(48,983)	(46,880)
Assurance publique	82,403**	112,995**	74,975**	72,180**	22,689
	(18,286)	(21,320)	(19,110)	(21,022)	(20,594)
Effet total	-106,381†	40,239	-4,675	-22,118	-29,681
	(60,322)	(50,040)	(40,444)	(53,572)	(51,344)
Probabilité méd. prescrits	-0,079	-0,029	-0,081†	-0,004	-0,014
	(0,058)	(0,050)	(0,047)	(0,047)	(0,047)
Médicaments non prescrits	-26,455†	1,819	-41,645**	-39,945†	39,371†
	(15,673)	(15,031)	(15,319)	(22,073)	(22,556)
Assurance privée	13,857	-19,909	-48,885	-130,215*	-70,888
	(42,114)	(48,537)	(55,520)	(60,537)	(80,466)
Prob. ass. privée	0,084†	-0,039	-0,031	-0,162**	-0,030
	(0,049)	(0,046)	(0,048)	(0,049)	(0,048)

Niveau de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Note 1 : Écarts-types entre parenthèses

Note 2 : Chaque estimé provient d'une regression distincte comportant les contrôles sur l'âge, log du revenu, taille du ménage, conjoint, nombre d'enfants et sexe.

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998.

SRG maximal.

Tableau 6.2: Différence en différences pour la population de 65 ans et plus par quintiles de revenu

Variable dépendante	**Q1**	**Q2**	**Q3**	**Q4**	**Q5**
Médicaments prescrit	130,393	28,771	163,907**	195,516**	42,589
	(125,023)	(73,873)	(57,724)	(70,668)	(68,345)
Assurance publique	200,173**	116,783**	133,875**	112,203**	164,895**
	(60,643)	(29,812)	(23,755)	(29,288)	(43,931)
Effet total	330,566*	145,554†	297,783**	307,719**	207,484*
	(136,043)	(82,558)	(63,184)	(75,760)	(83,735)
Probabilité méd. prescrit	0,140	-0,094	-0,011	-0,097	-0,008
	(0,132)	(0,087)	(0,073)	(0,067)	(0,077)
Médicaments non prescrits	33,363	-5,286	-27,543	-33,965	-3,230
	(48,347)	(21,497)	(21,067)	(27,596)	(41,935)
Assurance privée	12,750	69,547*	46,875	164,658	127,544*
	(54,231)	(31,070)	(37,352)	(104,776)	(63,859)
Prob. ass. privée	-0,075	0,158*	0,076	0,048	-0,142
	(0,124)	(0,076)	(0,066)	(0,090)	(0,097)

Niveau de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%
Note 1 : Écarts-types entre parenthèses
Note 2 : Chaque estimé provient d'une regression distincte comportant les contrôles sur l'âge, log du revenu, taille du ménage, conjoint, nombre d'enfants et sexe.
Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998.

6.2 Effets en fonction des groupes d'âge

Au delà des effets redistributifs de l'instauration de l'assurance médicaments universelle en fonction du revenu, nous pouvons aussi nous attendre à ce que cette dernière ait des effets inégaux en fonction de l'âge. En effet, comme nous l'avons observé, les dépenses en médicaments, tant prescrits que non, sont fortement corrélés avec l'âge. Comme le coût de la prime ne dépend pas directement de l'âge, nous nous attendons à ce que les effets de la réforme soient plus bénéfiques pour les deux groupes d'âge plus élevés. Nous pouvons observer dans le Tableau 6.3 les différents résultats des coefficients d'intérêt des différence en différences par groupe d'âge.

Nous remarquons que les effets sur les dépenses en assurance publique sont sensiblement les mêmes, soit une augmentation moyenne variant entre 65 $ et 79 $ attribuable à la réforme. Par contre, les effets en termes de dépenses en médicaments prescrits sont sensiblement différents pour les personnes de 55 à 65 ans. C'est ce groupe d'âge qui a particulièrement bénéficié de la réforme.

Nous pouvons aussi observer que les deux groupes d'âge supérieurs semblent avoir substitué leurs assurances privées pour l'assurance publique comme nous pouvons le remarquer par les valeurs négatives et significatives, particulièrement pour les 45 à 55 ans, des coefficients estimés de différence en différences pour les dépenses et la probabilité d'avoir des dépenses en assurances privées.

Ainsi, au delà des effets redistributifs en termes de revenus observés dans la sous-section précédente, la réforme a particulièrement profité aux personnes plus âgées.

Tableau 6.3: Différence en différences pour la population en général par groupe d'âge

Variable dépendante	**Moins de 35 ans**	**35 à 45 ans**	**45 à 55 ans**	**55 à 65 ans**
Médicaments prescrits	-61,172*	-88,183*	-72,735†	-175,661**
	(26,058)	(37,541)	(41,833)	(49,327)
Assurance publique	79,156**	66,424**	64,871**	75,475**
	(18,396)	(18,750)	(22,660)	(28,083)
Effet total	17,985	-21,759	-7,864	-100,186†
	(32,026)	(42,421)	(49,110)	(57,176)
Probabilité méd. prescrits	-0,042	-0,075*	0,001	-0,055
	(0,032)	(0,030)	(0,034)	(0,039)
Médicaments non prescrits	-8,585	-12,712	-1,126	-31,006
	(9,686)	(17,335)	(19,111)	(24,555)
Assurance privée	-4,670	-37,935	-125,211**	-80,611†
	(27,955)	(35,832)	(47,444)	(45,866)
Prob. ass. privée	-0,014	-0,006	-0,098**	-0,059
	(0,031)	(0,029)	(0,034)	(0,040)

Niveau de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%
Note 1 : Écarts-types entre parenthèses
Note 2 : Chaque estimé provient d'une regression distincte comportant les contrôles sur l'âge, log du revenu, taille du ménage, conjoint, nombre d'enfants et sexe.
Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998.

6.3 Grands consommateurs de médicaments

Une des particularités des dépenses en santé est que la grande majorité de la population a de faibles dépenses, souvent nulles, alors qu'une petite partie de la population contribue pour la majorité des dépenses. Un des objectifs des assurances en santé, et cela était le cas pour l'instauration du régime d'assurance universelle au Québec, est d'éviter que les personnes qui vivent une situation entraînant des coûts élevés n'aient à assumer personnellement l'ensemble du fardeau financier.

Ainsi, nous nous attendons à ce que les grands consommateurs de médicaments, définis comme les personnes ayant le 1 % des dépenses les plus élevées en médicaments prescrits, aient été fortement affectés par la réforme. Le Tableau 6.4 expose les effets de la réforme sur les dépenses personnelles des grands consommateurs en médicaments prescrits, en assurance publique, en assurances privées, ainsi que la probabilité d'avoir des dépenses en assurance de santé privées.

Nous remarquons qu'effectivement la réforme a entraîné une diminution importante des dépenses moyenne de 604,78 $, ce qui représente environ la moitié des dépenses moyennes pour les grands consommateurs pendant cette période. L'augmentation des dépenses de l'assurance publique de 104,50 $ laisse un effet net de plus de 500 $. La réforme ne semble pas avoir affecté les coûts de l'assurance privée, ni la probabilité de posséder une assurance privée en santé. Il est aussi intéressant de noter que l'âge ne semble pas affecter de façon aussi marquée les dépenses en médicaments prescrits. Rappelons que les coefficients attribués au groupe d'âge étaient toujours positifs et hautement significatifs pour les deux groupes d'âge les plus âgés, soit les 45 à 55 ans et les 55 à 65 ans. Dans le cas des grands consommateurs de médicaments, bien que la valeur des coefficients estimés soit élevée, les écarts-types font en sorte que ceux-ci ne sont pas significatifs. Cette grande variation laisse présager que bien que globalement les dépenses en médicaments santé sont liées à l'âge, pour les grands consommateurs de médicaments, la situation semble varier davantage d'une personne à l'autre et cela indépendamment de l'âge.

Tableau 6.4: Différence en différences pour les grands consommateurs de médicaments

Variable	Méd.prescrits	Ass. pub.	Effet total	Ass. privée	Prob.
Québec	13,637	-174,170**	-160,533†	169,766*	0,008
	(85,968)	(20,785)	(89,327)	(79,012)	(0,051)
Temps	402,828**	24,456	427,283**	55,263	0,027
	(140,282)	(27,457)	(141,995)	(45,035)	(0,033)
Québec x Temps	-604,775**	104,500**	-500,275**	18,843	0,035
	(175,166)	(34,799)	(177,482)	(119,218)	(0,072)
Enfant	-128,029	-13,414	-141,443	41,670	0,040
	(109,984)	(20,835)	(110,772)	(55,865)	(0,029)
Conjoint	-153,431	103,028**	-50,403	47,698	0,092*
	(162,222)	(23,960)	(162,443)	(46,814)	(0,040)
Ln(revenu)	6,089	41,391*	47,480	269,937**	0,196**
	(93,611)	(20,941)	(95,278)	(56,550)	(0,023)
35 à 45 ans	5,786	35,041	40,827	65,734	0,022
	(193,073)	(30,085)	(192,229)	(61,938)	(0,045)
45 à 55 ans	110,448	19,950	130,398	157,280*	0,044
	(187,022)	(31,955)	(186,693)	(66,351)	(0,048)
55 à 65 ans	316,621†	-9,079	307,542†	106,547†	0,080
	(172,551)	(34,476)	(172,975)	(60,148)	(0,050)
Taille du ménage	129,604	-2,195	127,409	-10,463	-0,070**
	(80,691)	(12,391)	(80,484)	(32,515)	(0,018)
Sexe	-155,088	68,485**	-86,603	-6,861	0,005
	(129,018)	(24,497)	(129,938)	(39,841)	(0,031)
Constante	914,669	-439,003†	475,666	-2801,798**	-1,691**
	(841,932)	(229,387)	(872,308)	(593,715)	(0,252)
n	1 703	1 703	1 703	1 703	1 703
Moyenne	1200,31	166,75	1367,06	323,56	0,3978488
R2	0,0345	0,0654	0,0412	0,0816	0,0707

Niveau de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%

Note 1 : Écarts-types entre parenthèses

Note 2 : Estimés provenant de régressions linéaires

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'EDF 1996 et de l'EDM 1998.

CONCLUSION

Ce mémoire avait pour objectif d'évaluer les impacts de la réforme de l'assurance médicaments au Québec sur les différentes populations assurées. En utilisant des données de dépenses, soit l'EDF de 1996 et l'EDM de 1998, il nous a été possible d'évaluer les impacts sur différentes catégories de dépenses, qualifiés d'« effets directs » pour les dépenses en médicaments prescrits et assurance publique et d'« effets indirects » pour les médicaments non prescrits et les assurances privées en santé.

La réforme a affecté de façon distincte trois sous populations, soit les prestataires de la sécurité du revenu, les personnes de plus de 65 ans et la population en général via les nouveaux adhérents. Nous avons utilisé un modèle de différence en différences pour capter les effets de la réforme. Cette méthode est efficace pour capter les effets moyens, lorsqu'un groupe possédant des caractéristiques similaires peut servir de groupe contrôle. Comme les autres provinces canadiennes n'ont pas vécu de transformations importantes dans leur programme d'assurance santé pendant la période observée nous avons utilisé le reste du Canada comme groupe contrôle. La différence en différences est aussi possible puisqu'il semble vraisemblable de considérer que si le Québec n'avait pas eu de réforme de son assurance médicaments, ce dernier aurait suivi la même tendance que le reste du Canada. Pour permettre une analyse de certains effets redistributeurs de la réforme, une analyse par quintiles de revenu, par groupes d'âge, ainsi que sur les grands consommateurs de médicaments a été effectuée.

Globalement, la réforme a entraîné une diminution des dépenses OOP pour les médicaments prescrits pour la population en général de 95 $, alors qu'elle a entraîné une augmentation moyenne de 125 $ pour les personnes de 65 ans et plus et de 22 $ pour les prestataires de la sécurité du revenu. Sachant que pour la population en général, environ 30 % de la population est couverte par le régime public, soit environ 1,7 million

sur les 5,5 millions de personnes de moins de 65 ans non prestataire de la sécurité de revenu, l'effet moyen peut être estimé à environ 307 $ par personne. Ces effets ont été accompagnés d'augmentations des dépenses pour l'assurance publique de 71 $ pour la population en général, de 143 $ pour les personnes de 65 ans et plus et de 48 $ pour les prestataires de la sécurité du revenu. Les effets nets sont faibles pour la population en général, alors que les personnes de 65 ans et plus et les prestataires de la sécurité du revenu ont vu leurs dépenses sensiblement augmenter.

Par contre, lorsque nous évaluons les impacts redistributeurs de la réforme, nous remarquons que les individus dans les quintiles de revenu les plus faibles ont bénéficié davantage de la réforme, ainsi que les personnes de 55 à 65 ans. L'assurance a aussi permis de réduire sensiblement les dépenses pour les grands consommateurs de médicaments. Ces différents effets étaient des objectifs clairs de la réforme. Néanmoins, il semblerait que la réforme soit aussi à l'origine d'une tendance au Québec qui mène la province vers une croissance des dépenses en médicaments plus rapide que dans le reste du Canada. Il est possible que la réforme ait modifié les comportements à prescrire des médecins. Il serait pertinent d'investiguer davantage les changements dans le nombre de prescriptions, ainsi que le prix des médicaments pour mieux saisir l'ensemble des impacts de la réforme.

Ce mémoire s'est intéressé aux effets de la réforme de la perspective d'un consommateur. Cette perspective reste limitée et bénéficierait d'une analyse prenant la perspective d'un tiers payeur pour bien saisir tous les impacts de la réforme. L'utilisation de bases de données comportant des données de dépenses était essentielle pour évaluer l'impact de la perspecticve des assurés. Néanmoins, ces bases de données limitent la recherche puisqu'elles possèdent peu de données socio-démégrahiques qui permettent entre autres d'évaluer l'effet de la réforme spécifiquement pour les nouveaux assurés ou même d'utiliser un modèle de triple différences si nous avions été en mesure d'isoler un groupe contrôle au Québec qui n'a pas été affecté par la réforme. De plus, les données proviennent de dépenses de ménages, alors que la réforme concerne les individus. Le modèle aurait aussi pu être amélioré, particulièrement pour les estimations sur les mesures dichotomiques.

Un modèle plus élégant, tel celui d'Athey et Imbens (2006), pourrait être envisagé. Les effets de la réforme sur la variance des dépenses de médicaments prescrits auraient aussi pu permettre d'analyser les effets en fonction de l'aversion face au risque et de voir les effets de la réforme sur l'incertitude face aux dépenses en médicaments.

Ces résultats restent très importants pour les décideurs publics. En effet, peu d'études portent sur les effets de l'instauration d'assurance médicaments sous la perspective des assurés, alors que plusieurs objectifs de l'instauration de réforme visaient le groupe de nouveaux assurés. Trop souvent les analyses portent uniquement sur les données suite à ces réformes, ce qui limite la capacité à bien cerner les effets réels d'une réforme. Ce mémoire a permis d'éclairer sur beaucoup d'impacts de la réforme de l'assurance médicaments au Québec, ainsi que sur les populations différement affectées. Il serait pertinent de poursuivre ce travail en regardant les transformations à plus long terme de cette réforme.

BIBLIOGRAPHIE

Alan S., T. F. Crossley, P. Grootendorst et M.-R. Veall. 2003. « Out-of-Pocket Prescription Drug Expenditures and Public Prescription Drug Programs », *IZA Discussion Paper*, No. 695. Disponible à SSRN : http ://ssrn.com/abstract=382802. Consulté le 26 juin 2012

Alan S., T. F. Crossley, P. Grootendorst et M.-R. Veall. 2002. « The effects of drug subsidies on out-of-pocket prescription drug expenditures by seniors : regional evidence from Canada », *Journal of Health Economic*, vol. 21, no 5, p. 805-826.

Association québécoise des pharmaciens propriétaires (AQPP). 2000. « L'assurance médicament : pour un accès équitable au progrès technologique ».

Athey, S., G. W. Imbens. 2002. « Identification and Inference in Nonlinear Difference-In-Difference Models », *Econometrica*, vol. 74, no 2, p. 431-497.

Canadian Institute for Health Information (CIHI). 2010. « National Health Expenditure Trends, 1975 to 2010 ».

Contoyannis, P., J. Hurley, P. Grootendorst, S.-H. Jeon et R. Tamblyn. 2005 « Estimating the Price Elasticity of Expenditure for Prescription Drugs in the Presense of Non-linear Price Schedules : An Illustration from Quebec, Canada ». *Health Economics*, vol. 14, p. 909-923.

Gibson T. B., R. J. Ozminkowski et R. Z. Goerzel. 2005. « The Effects of Prescription Drug Cost Sharing : A Review of the Evidence ». *American Journal of Managed Care*, vol. 11, p. 730-740.

Goldman D. P., G. F. Joyce, J. J. Escare, J. E. Pace, M. D. Solomon, M. Laouri, P. B. Landsman et S. M. Teutsh. 2004. « Pharmacy Benefits and the Use of Drugs by the Chronically Ill ». *Journal of the American Medical Association*, vol. 291, no. 19, p. 2344-2350.

Goldman D. P., G. F. Joyce et Y. Zheng. 2007. « Prescription Drug Cost Sharing : Associations With Medication and Meidcal Utilization and Spending and Health ». *Journal of the American Medical Association*, vol. 298, no 1, p. 61-69.

Grootendorst P. 1995. « A comparison of alternative models of prescription drug utilization ». *Health economics*, vol. 4, p. 183-198.

Grootendorst P. V., B. J. O'Brien et M. A. Anderson. 1997. « On Becoming 65 in Ontario : Effects of Drug Plan Eligibility on Use of Prescription Medicines ». *Medical Care*, vol. 35, no 4, p. 386-398.

Gruber J. et G. V. Engelhardt. 2010. « Medicare Part D and the Financial Protection of the Elderly ». *NBER Working paper*, No. 16155, 47 pages.

Lexchin J. et P. Grootendorst. 2004. « Effects of prescription drug user fees on drug and health services use and on health status in vulnerable populations : a systematic review of the evidence ». *International Journal of Health Services*, vol. 34, p. 101-122.

McLeod L., B. G. Bereza, M. Shim et P. Grootendorst. 2011. « Financial burden of household out-of-pocket expenditure for prescription drugs : Cross-sectional analysis based on national survey data ». *Open Med*, vol. 5, no 1, p. 1-9.

Montmarquette, C. 2001 « Pour un régime d'assurance médicament équitable et viable ». Rapport préparé par le comité sur la pertinence et la faisabilité d'un régime universel assurance médicament au Québec, Publication, Gouvernement du Québec, 73 pages.

Morgan S. 2004. « Drug spending in Canada : Recent trends and Causes ». *Medical Care*, vol. 42, no 7, p. 635-642.

Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). 2011. « OECD Health data 2011 ».

Pilote L., C. Beck, H. Richard et M. J. Eisenberg. 2002. « The effects of cost-sharing on essential drug prescriptions, utilization of medical care and outcomes after acute myocardial infarction in elderly patients ». *Canadian Medical Association Journal*, vol. 167, no 3, p. 246-252.

Pomey M.-P., P.-G. Forest, H. Palley et E. Martin. 2007a. « Public/Private Partnerships for Prescription Drug Coverage : Policy Formulation and Outcomes in Quebec's Universal Drug Insurance Program, with Comparisons to the Medicare Prescription Drug Program in the United States ». *Milbank Quarterly*, vol. 85, no 3, p. 469-498.

Pomey M.-P., P.-G. Forest, H. Palley et E. Martin. 2007b « Le Régime Général d'Assurance Médicaments au Québec : Un Partenariat Public/Privé Confronté à des défis ». *Journal d'Economie Médicale*, vol. 25, no 5-6 p. 1-17.

Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ). 2002. « Portrait évolutif du régime public d'assurance médicaments, 1998-1999-2000 ». Direction générale de l'administration et de la gestion de l'information, Service de l'actuariat et des analyses économiques [recherche et conception, Danielle Bégin et Marc Saindon]. Sillery : Québec, Régie de l'assurance maladie du Québec. 234 pages.

Tamblyn R., R. Laprise, J. A. Hanley, M. Abrahamowicz, S. Scoot, N. Mayo, J. Hurley, R. Grad, E. Latimer, R. Perreault, P. McLeod, A. Huang, P. Larochelle, L. Mallet et BPharlm. 2001 « Adverse events associated with prescription drug cost-sharing among poor and elderly persons ». *Journal of the American Medical Association*, vol. 285, no 4, p. 421-429.