



Centre Interuniversitaire sur le Risque,
les Politiques Économiques et l'Emploi

Cahier de recherche/Working Paper **13-16**

L'aide aux personnes âgées avec incapacités et la consommation de médicaments au Québec

Aurélie Côté-Sergent
Pierre-Carl Michaud

Juillet/July 2013

Côté-Sergent : UQAM

Michaud : UQAM, RAND et CIRPÉE; ESG UQAM, Département des sciences économiques, C.P. 8888, Succ. Centre-ville, Montréal (QC) Canada H3C 3P8

michaud.pierre_carl@uqam.ca

Nous avons bénéficié du Programme d'aide financière à la recherche et à la création de l'UQAM pour le financement du projet. Nous remercions également Francine Ducharme et Jacques Légaré pour nous avoir facilité l'accès aux données ISQ-RAMQ à partir du Centre d'accès aux données de recherche de l'Institut de la statistique du Québec (CADRISQ), du Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS) ainsi que David Boisclair pour son assistance éditoriale.

Résumé: Nous utilisons des données d'enquête sur les personnes avec incapacités, jumelées avec les données de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) sur les dépenses en médicaments, afin de documenter le rôle joué par l'aide formelle et informelle dans la prescription et la consommation de médicaments. Nous nous intéressons d'une part à l'association entre l'aide et la dépense pharmaceutique annuelle totale, et d'autre part à celle entre l'aide et le nombre de prescriptions, nouvelles et renouvelées. L'hypothèse testée est que l'aide au patient peut faciliter l'adhérence au traitement, ce qui peut augmenter la consommation de médicaments. De plus, les médecins peuvent se sentir plus à l'aise de prescrire des médicaments s'ils déterminent que le patient peut être aidé. Nous trouvons une relation positive forte et relativement robuste entre l'aide, en particulier celle provenant des CLSC et de la famille, et la prescription et la consommation de médicaments. Cette relation est intrigante et soulève un nombre de questions intéressantes pour la recherche future.

Mots Clés: Coûts médicaments, soins à domicile, aînés, invalidité

Classification JEL: J14, I10

1. Introduction

Le Québec vieillit, et ce très rapidement. En effet, depuis les années 1980, nous avons pu observer une croissance importante de la proportion de gens âgés de 65 ans et plus (Institut national de santé publique du Québec 2010a). Au cours des prochaines années, le groupe qui connaîtra l'augmentation la plus forte de son effectif sera celui des plus de 85 ans (Institut de la statistique du Québec 2009), en partie à cause de la baisse des taux de mortalité aux âges avancés (ISQ 2012). C'est chez ce groupe, où la prévalence d'incapacités est élevée (Cazale et Dumitru 2008), que l'on retrouve la plus grande utilisation de l'aide informelle et formelle sous la forme de soins à domicile (Rotermann 2006). La pression sur le budget de l'État générée par ces tendances se fait déjà sentir et rien n'indique une accalmie prochaine de la croissance des dépenses de santé. Puisque c'est chez les personnes âgées³ que l'on retrouve les dépenses de santé les plus élevées, en particulier en fin de vie (Institut canadien d'information sur la santé 2011a), le vieillissement de la population risque fort de contribuer à cette croissance. Cette contribution se fera surtout sentir dans les postes de dépenses fortement liés à l'âge, comme les soins de longue durée (ICIS 2011b).

Les coûts directs de l'incapacité en termes de soins de santé et de médicaments peuvent être considérables (Bhattacharya *et al.* 2004). Plusieurs scénarios existent quant à l'évolution de l'incapacité chez la population âgée. Certains facteurs, comme l'évolution technologique des soins de santé et d'aide, permettent de croire que l'incapacité pourrait reculer dans les décennies

³ À moins d'indication contraire, l'expression « personnes âgées » renvoie dans ce texte aux individus de plus de 65 ans.

à venir (Fries 1999). Cependant, la santé clinique des générations qui constitueront la population âgée des trente prochaines années ne semblent pas s'améliorer, au contraire (INSPQ 2010b). Par exemple, il est projeté que la proportion d'individus âgés de plus de 65 ans qui auront besoin de soins de longue durée va passer de 12,4% à 14,6% entre 2006 et 2041. De plus, l'épidémie d'obésité dont semble présentement souffrir le Canada et le Québec pourrait suggérer que la population âgée de demain souffrira davantage des maladies associées à l'obésité, dont le diabète, l'hypertension et certaines formes de cancers (Agence de santé publique du Canada 2011).

Dans ce contexte, l'étude du rôle joué par l'aide, tant formelle qu'informelle, dans l'évolution de la santé des personnes souffrant d'incapacité – ainsi que dans les soins de santé reçus par ces dernières – semble primordiale. D'autant plus que la majorité des pays de l'OCDE⁴, dont le Canada, sont à concevoir des politiques publiques visant à promouvoir le maintien à domicile plutôt que l'institutionnalisation (OCDE 2005). L'évolution des pratiques médicales visant à traiter tant les maladies elles-mêmes que l'incapacité a mené à une plus grande utilisation de la médication pour les personnes âgées au Canada entre 2002 et 2008 (ICIS 2010). Les progrès pharmaceutiques ont été importants et, dans un contexte de rationnement des soins prodigués en hôpitaux, ils ont rapidement mené à une plus grande implication des patients dans leurs traitements – du moins aux États-Unis au cours des 10 dernières années (Qiuping, Dillon et Burt 2010). L'efficacité des traitements pharmaceutiques dépend en grande partie de l'adhérence au traitement. Or, plusieurs études ont démontré que dans la population en général, l'adhérence à la médication est plus qu'imparfaite (Ho, Bryson et Rumsfeld 2009). Il semblerait également que la vieillesse en soi ne soit pas un facteur significatif de diminution d'adhérence aux traitements

⁴ Organisation de coopération et de développement économiques.

pharmaceutiques, mais que les facteurs associés à la vieillesse – tels la perte de mémoire ou un nombre croissant d’incapacités – le soient (Anderson *et al.* 2000).

Les patients âgés souffrant d’incapacité font partie d’une population vulnérable de ce point de vue. En âge plus avancé, le déclin des capacités cognitives peut faire en sorte qu’il est plus difficile pour le patient de gérer lui-même sa médication (Ownby 2006). De plus, chez les personnes souffrant d’incapacités, cette difficulté est accentuée par l’incapacité totale ou partielle de se déplacer sans aide (Anderson *et al.* 2000). Ainsi, l’aide formelle et informelle peut jouer un rôle important afin d’aider le patient à se faire prescrire le bon traitement et à le suivre de manière adéquate. À l’inverse, un médecin pourrait éviter de prescrire un traitement pharmaceutique pourtant efficace, dans la mesure où il évalue que le patient, étant donné son âge et ses incapacités, serait incapable d’y adhérer adéquatement. Ceci pourrait mener à une perte importante de santé et de bien-être chez ces personnes.

À notre connaissance, il n’existe pas d’études portant sur la relation entre aide au patient et consommation de médicaments. Dans tous les cas, nous n’en avons recensé aucune au Québec. Comprendre cette relation pourrait aider à mieux évaluer l’évolution future des dépenses de santé sous divers scénarios d’évolution d’utilisation des soins de longue durée et des médicaments.

Dans cette étude, nous explorons l’association entre aide et consommation de médicaments chez les personnes de plus de 65 ans souffrant d’incapacités au Québec. Pour ce faire, nous utilisons l’Enquête québécoise sur les limitations d’activités (EQLA 1998)⁵, que nous

⁵ Au moment de réaliser cette étude, les données de l’Enquête québécoise sur les limitations d’activités, les maladies chroniques et le vieillissement (EQLAV) 2010-2011 n’étaient pas encore disponibles. Les résultats de cette enquête ont été rendus publics printemps 2013, mais les micro-données n’en seront accessibles aux chercheurs qu’à compter de l’automne 2013. Nous discutons en conclusion le potentiel pour leur utilisation future.

avons jumelée, avec la collaboration de l'Institut de la statistique du Québec (ISQ), avec les données de consommation de médicaments provenant du fichier central de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ)⁶. Nous nous attardons à la fois aux dépenses pharmaceutiques sur l'année entière et au nombre de nouvelles prescriptions et de renouvellements; cette association est étudiée par le biais d'analyses multi-variées avec des modèles log-linéaires, Poisson et négatif binomial.

Dans la prochaine section, nous faisons une brève revue de la littérature sur le sujet. La section 3 décrit les données utilisées, la construction des variables pour notre analyse ainsi que la méthodologie utilisée. Dans la section 4, nous présentons nos résultats et finalement nous concluons à la section 5.

2. Revue de la littérature

Selon Turner et Findlay (2012), en 2008-2009, 35% des Canadiens âgés de plus de 45 ans apportaient une aide informelle à des personnes âgées. Les femmes représentent plus de la moitié des individus apportant une aide. Les pourvoyeurs d'aide informelle avaient généralement entre 45 et 64 ans et avaient davantage de chances d'avoir complété des études postsecondaires et d'avoir un revenu élevé. Pour 21% d'entre eux, l'aide était apportée de manière quotidienne. En 2002-2003, 57% des personnes âgées recevant de l'aide ont indiqué qu'elle provenait de source

⁶ En 1998, toutes les personnes âgées de plus de 65 ans étaient couvertes par le régime public d'assurance médicaments.

formelle uniquement, alors que 28% ont indiqué qu'elle provenait seulement de source informelle (Rotermann 2006).

Le fait de recevoir de l'aide informelle peut réduire le nombre de nuitées passées dans un établissement de soins de longue durée (Van Houtven et Norton 2004). Selon cette dernière étude, une augmentation de 10% des heures d'aide informelle reçues pourrait diminuer la probabilité d'être institutionnalisé de 0,77%. L'aide informelle peut également diminuer la longueur des séjours en hôpitaux et le nombre de visites chez un médecin. Mais qu'en est-il de la consommation de médicaments? Nous n'avons pas recensé de travaux sur cette question, qui nous semble pourtant très importante.

Les personnes âgées consomment beaucoup de médicaments. Le nombre annuel moyen d'ordonnances au Canada est de 14 par personne, alors qu'il est de 35 pour les personnes âgées de 60 à 79 ans. Pour les gens âgés de plus de 80 ans, ce nombre passe à 74 (Ramage-Morin 2009). Parmi les personnes âgées vivant en établissement, 97% d'entre elles prennent au moins un médicament, alors que 76% des personnes âgées vivant en ménages privés en consomment. Enfin, le nombre moyen de maladies chroniques chez les personnes âgées et le pourcentage de celles-ci consommant des médicaments sont en croissance.

Un des facteurs importants qui limitent l'efficacité des traitements pharmaceutiques chez les personnes âgées est l'adhérence. Un taux élevé d'adhérence à la médication (80% à 100% selon les études), pour des problèmes tels que l'hypertension, le diabète et hypercholestérolémie, permettrait de réduire le taux d'hospitalisation ainsi que les coûts reliés à la maladie (Encinosa *et al.* 2010, Sokol *et al.* 2005). La prévalence d'utilisation de médicaments pour contrer l'hypertension est de 45% pour les personnes âgées vivant en domicile privé et de 30% pour

celles vivant en établissement (Ramage-Morin 2009). Pour le diabète, ces prévalences sont d'environ 34% et 15% respectivement. Étant donné l'importance de ces problèmes chez les personnes âgées, une augmentation de l'adhérence pourrait réduire les autres dépenses de santé qui leur sont imputables et améliorer leur qualité de vie. DiMatteo *et al.* (2002), à l'aide d'une revue quantitative de 30 années de la recherche empirique concernant la corrélation entre l'adhérence et les résultats de traitements, déterminent que la différence de succès des traitements entre des patients ayant une adhérence élevée ou faible est de 26%. Les mesures de succès des traitements diffèrent selon les études recensées par les auteurs, et peuvent être aussi diverses qu'une mesure auto-déclarée d'intensité de la douleur ou un nombre d'années de vie vécues sans maladie. Parmi les facteurs permettant d'améliorer l'adhérence, Osterberg et Blaschke (2005) notent que la présence des proches et parents d'un patient lors de l'explication des traitements peut être très utile. Étant donné que la majorité de l'aide informelle apportée aux personnes âgées provient de la famille, on peut supposer qu'elle améliorera alors l'adhérence et, ainsi, la santé des patients. L'aide formelle quant à elle peut également aider à l'adhérence aux traitements par le biais d'un suivi par un professionnel de la santé.

Alors qu'une relation positive entre aide et consommation de médicament peut exister, on doit noter que l'effet de la consommation de médicaments sur la santé peut aussi être néfaste. Une étude effectuée auprès de personnes âgées faisant partie du programme américain Medicare, mais excluant les individus en établissement de longue durée, a déterminé que le taux de problèmes reliés à la prise de médicaments chez les personnes âgées était de 50,1 pour 1000 personnes-année (Gurwitz *et al.* 2003). De ces problèmes, 38% étaient « mortels », « dangereux pour la vie du patient » ou « graves ». De l'ensemble des problèmes, 13,8% auraient pu être

évités. De ces derniers, 21,1% (soit 2,9% du total) sont reliés à des problèmes d'adhérence au traitement, que ce soit l'arrêt de la médication ou la prise de la mauvaise dose.

Dans notre étude, nous étudierons la relation entre aide et consommation de médicaments. Nous n'aurons pas la possibilité de mesurer directement l'adhérence au traitement, parce que cette mesure nécessiterait l'analyse individuelle de tous les dossiers – y compris la posologie de chacune des prescriptions – pour évaluer si le renouvellement de chaque prescription s'est fait à temps. Par contre, si une relation existe entre aide et consommation de médicaments, nous devrions observer une plus grande probabilité de renouvellement. Ainsi, notre étude se veut un premier pas vers une analyse plus directe de l'adhérence chez les patients assurés auprès de la RAMQ. Finalement, notre étude ne pourra mettre en lumière si les différences de consommation de médicaments mènent à des différences en termes de santé. Une telle analyse serait complexe puisque l'enquête que nous utiliserons est transversale, c'est-à-dire qu'elle n'observe les participants qu'à un seul moment dans le temps.

3. Données et méthodologie

Les données utilisées proviennent de l'EQLA et du fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA) de la RAMQ. Afin de permettre le jumelage des données, les répondants à l'EQLA devaient cocher une case autorisant l'ISQ à l'effectuer. La demande de consentement était faite dans la partie « questionnaire auto-administré » (QAA) de l'EQLA. Les répondants devaient aussi avoir répondu au questionnaire de sélection (QS) et au questionnaire de suivi (QA). Toutes ces restrictions expliquent sans doute que seuls 582 répondants aient accepté, sur

un total de d'environ 1102 répondants ayant été choisis après avoir répondu au QS. De ces 582 personnes, nous n'avons gardé que les gens âgés entre 65 et 90 ans, ce qui nous donne 572 observations. Une analyse des non-répondants a été effectuée par l'ISQ et la variable de pondération tient compte de la sur- et sous-représentation de certains groupes dans le fichier jumelé.

Les données des deux fichiers ont été jumelées par l'ISQ en utilisant la méthode d'appariement probabiliste exacte. Le taux d'appariement entre les deux fichiers est de 99,5% pour les répondants de l'EQLA ayant donné leur consentement pour le jumelage. Nous revenons sur ce point plus bas. Les informations disponibles pour effectuer l'appariement étaient, entres autres, le numéro d'assurance maladie de quatre membres du ménage, le sexe, la date de naissance, le prénom, le nom et l'adresse. Afin de permettre d'inférer les résultats de l'échantillon à l'ensemble de la population, l'ISQ a créé une variable de pondération. Cette variable a été ajustée afin de tenir compte du fait que des gens ont choisi de ne pas autoriser le jumelage des données.

Les données de la RAMQ et de l'EQLA fournissent une multitude d'informations extrêmement précises, mais nous avons dû arrêter notre choix sur quelques variables qui nous semblaient particulièrement importantes. Celles-ci sont donc expliquées ci-dessous.

Nous avons une variable de dépense annuelle. Celle-ci représente le logarithme de la dépense annuelle en médicaments. Afin de créer cette variable, nous avons d'abord censuré les dépenses pharmaceutiques au 95^{ième} centile. Ces observations avaient des dépenses très élevées qui pouvaient fausser les résultats à la moyenne. Nous avons ensuite construit le logarithme naturel de la variable censurée de dépenses pharmaceutiques, $\log(1+\text{dépenses})$. Moins de 1% des

observations avaient une valeur de zéro. Le modèle estimé spécifie l'espérance conditionnelle $E[\log(1+dépenses)|X] = X*beta$, où X contient les observations pour l'ensemble des variables de contrôle (ou indépendantes) et $beta$ est un vecteur de paramètres. Nous utilisons des écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité.

Nous avons construit une variable qui détermine si les prescriptions de médicaments sont de nouvelles prescriptions ou des renouvellements. Puisque les données font la distinction entre un renouvellement et une nouvelle prescription, écrite ou verbale, nous avons créé 2 catégories : une décrivant le nombre de renouvellements et une décrivant le nombre de nouvelles prescriptions. Nous avons également pris la décision de censurer ces variables de la même manière que pour les dépenses pharmaceutiques, soit au 95^{ième} centile. Pour ces variables de prescriptions, nous avons considéré un modèle multivarié de type Poisson, qui est approprié pour les variables de comptage où il y a forte prépondérance de faibles valeurs. L'espérance conditionnelle du nombre de prescriptions est spécifié comme étant $E[prescription|X] = \exp(X*beta)$. Puisque la loi de Poisson est une distribution provenant de la famille LEF (linear exponential family), le modèle de Poisson n'est sensible aux problèmes de spécification de la distribution qu'à la moyenne. Les paramètres sont estimés par pseudo maximum de vraisemblance avec des écarts-types robustes (Cameron et Trivedi 2005). Puisque la loi Poisson suppose l'équi-dispersion ($E[y|X] = V[y|X]$, où V est la variance), un modèle binomial négatif est aussi estimé afin de vérifier que les résultats ne sont pas affectés par cette hypothèse. Le modèle binomial négatif relâche l'hypothèse d'équi-dispersion en permettant la sur-dispersion.

Dans les données de l'EQLA, diverses sources d'aide sont possibles. Parmi celles-ci, nous retrouvons l'aide apportée par un membre de la famille, un ami, un voisin ou une autre personne de l'entourage de la personne dépendante; et, d'autre part, l'aide d'un CLSC ou d'une personne

rémunérée. Nous avons donc créé 2 variables dichotomiques (c'est-à-dire prenant les valeurs 0 ou 1) : une première regroupant les 4 premiers types d'aide, que nous avons appelée aide informelle; et une seconde, appelée aide formelle, avec les 2 derniers types. Finalement, une autre variable « d'aide reçue » regroupe toutes les catégories d'aide, et indique si le répondant reçoit ou non de l'aide – peu importe la source.

Le nombre d'incapacités des individus est une autre de nos variables d'intérêt. Cette variable dépend du nombre de réponses positives à des questions concernant des problèmes d'audition, de vision, de parole, de mobilité, d'agilité et de santé mentale. Elle comprend 4 catégories qui correspondent respectivement à 1, 2, 3, et 4 incapacités ou plus.

Le niveau de gravité de l'incapacité, quant à lui, peut être « léger », « moyen » ou « élevé », selon le nombre de points attribués aux questions reliées aux incapacités (telles l'incapacité totale d'entendre une conversation à 2 ou à 4 personnes, de déplacer un objet de 5kg, de monter ou descendre les escaliers, de voir le visage des gens, de lire des caractères, etc.). Chacune des réponses aux questions donne un certain nombre de points et c'est le nombre de points qui détermine le niveau de gravité des incapacités.

Un autre indice construit à l'aide de plusieurs questions de l'EQLA est l'indice de désavantage lié à l'incapacité. Ce dernier donne le niveau de dépendance à autrui auquel font face les personnes interrogées. À titre d'exemple, quelqu'un qui a besoin d'aide pour ses soins personnels ainsi que pour se déplacer à l'intérieur de son logement a une dépendance forte à une autre personne. Une personne qui a besoin d'aide pour faire le ménage courant ou qui a besoin d'un accompagnateur pour faire de courts trajets aura une dépendance dite modérée. Il y a 6 catégories de dépendance qui représentent des niveaux faibles, modérés ou élevés de dépendance,

des limitations dans les activités principales ou secondaires ainsi qu'une absence de toute forme de dépendance.

Puisqu'il existe une relation forte entre, d'une part, le statut socio-économique et, d'autre part, les variables de santé, de dépenses et d'aide, nous devons tenter de contrôler pour le statut socio-économique, au risque de créer un biais dans l'estimation des paramètres de nos modèles. L'EQLA a quelques variables qui permettent de déterminer le statut socio-économique des répondants. Nous en avons construit trois. Nous utilisons d'abord une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si le répondant a un diplôme d'études postsecondaires. Deuxièmement, nous utilisons une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si le répondant est propriétaire de son logement. Troisièmement, les ménages âgés pauvres ont accès au Canada au Supplément de revenu garanti (SRG). L'EQLA demande si le répondant reçoit cette prestation; nous avons donc créé une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si l'individu reçoit le SRG. Finalement, notons que l'échantillon est relativement homogène en termes d'âge et de santé (tous les individus ont au moins une incapacité), ce qui limite la possibilité que des variables omises puissent biaiser nos résultats.

4. Résultats

4.1 Statistiques descriptives

Le tableau 1 présente quelques statistiques descriptives sur l'échantillon. Tout d'abord, l'âge moyen des individus de notre échantillon est de 74,5 ans. Nous remarquons que

l'échantillon étudié souffre en moyenne de 2 incapacités, et que près de 60% des individus reçoivent une forme quelconque d'aide. Parmi les personnes recevant de l'aide, la source de celle-ci est informelle dans 58% des cas. Une fois l'aide informelle divisée en catégories, on remarque que 38% des gens ont de l'aide fournie par un membre de leur famille, ce qui représente près des deux tiers (38% / 58%) de l'aide informelle (voir tableau 1).

En termes de dépenses, le tableau 2 rapporte que les dépenses pharmaceutiques sont plus faibles, en moyenne, pour les femmes que pour les hommes. Par contre, un test de différence de moyennes nous informe que la différence de dépenses pharmaceutiques entre les hommes et les femmes n'est pas significative à un seuil convenable. Comme nous pouvions nous y attendre, les dépenses pharmaceutiques augmentent en fonction du nombre d'incapacités des individus et cette différence est statistiquement significative.

Les individus qui reçoivent de l'aide, toutes catégories confondues, ont en moyenne un niveau de dépenses pharmaceutiques plus élevé. Cette différence est statistiquement significative et substantielle. Elle représente une augmentation de 41% pour ceux recevant de l'aide. En ce qui a trait aux gens recevant de l'aide informelle, ils ont, en moyenne, des dépenses moins élevées que ceux recevant d'autres formes d'aide ou aucune aide. Un test de différence de moyennes nous permet toutefois de conclure que les deux différences de moyennes de dépenses pharmaceutiques ne sont pas statistiquement significatives.

En regardant les différentes catégories d'aide informelle et formelle, nous observons que le fait de recevoir de l'aide de la part d'un membre de la famille donne un niveau de dépenses pharmaceutiques moyennes plus élevé que pour toutes les autres catégories. Cette différence dans le niveau de dépenses est également significative.

Ces différences vont dans le sens de l'hypothèse postulée. L'aide peut hausser la prise de médicaments de diverses façons, en améliorant l'adhérence ou encore la confiance du médecin qui prescrit des médicaments. Il importe cependant de vérifier si ces différences subsistent après avoir contrôlé pour d'autres différences observables entre les répondants recevant de l'aide et ceux ne recevant aucune aide.

4.2 Analyse de régression : dépenses annuelles

Afin d'essayer de déterminer l'effet d'avoir un aidant sur les dépenses en médicaments, nous avons testé différentes régressions linéaires. Ces régressions sont effectuées de manière à refléter le plan de sondage complexe de l'EQLA (c'est-à-dire qu'elles utilisent la variable de pondération construite par l'ISQ).

Les variables de contrôle des régressions sont l'âge, le sexe, le niveau d'éducation, la région de résidence, le statut de propriétaire ainsi que le fait de recevoir le SRG. La dernière variable de contrôle est le nombre d'incapacités. Nous avons décidé de garder cette variable comme indicateur du niveau de santé en lieu et place de l'indice de désavantage lié à l'incapacité ou de la gravité des incapacités, puisque c'était la mesure prédisant le mieux les dépenses. Pour cette raison, nous ne présentons pas les résultats obtenus avec l'indice de désavantage ou avec l'indice de gravité. Ces résultats étaient qualitativement similaires quant aux variables d'aide.

La variable dépendante utilisée est le logarithme des dépenses pharmaceutiques. Nous avons estimé trois spécifications en variant les mesures d'aide utilisées. Dans la première spécification, nous utilisons une seule variable dichotomique d'aide. La deuxième spécification de la régression sépare les effets de l'aide en aide formelle et aide informelle. Enfin, la dernière

spécification étudie séparément les effets de l'aide apportée par des membres de la famille, par des connaissances, par un CLSC ou par de l'aide payée.

Dans la première spécification du modèle, les seules variables ayant un effet significatif dans la régression sont les variables de contrôle. Nous ne pouvons donc rien conclure quant à l'effet de l'aide dans sa forme la plus générale sur les dépenses pharmaceutiques. Ainsi les différences au tableau 2 étaient dues aux différences observables entre les deux groupes recevant de l'aide ou non. Parmi les variables prédictives des dépenses en médicaments, on note en particulier que l'accès au SRG les prédit fortement (différence de 93%). De plus, les dépenses semblent croître fortement avec le nombre d'incapacités (133,6% de différence entre 4+ incapacités et une seule).

Dans cette deuxième spécification du modèle, l'aide a été séparée en deux : aide formelle d'une part, aide informelle d'autre part (voir tableau 3). Les mêmes variables de contrôle que dans la première spécification sont présentes. Comme pour la spécification précédente, les variables d'aide ne sont pas significatives et ne parviennent pas à expliquer les dépenses en médicaments.

Dans la troisième et dernière spécification du modèle, l'aide prend quatre formes (voir tableau 3). Elle peut être offerte par un membre de la famille; par des amis, voisins ou connaissances; par un CLSC; ou par une personne payée par le bénéficiaire. Les variables de contrôle sont les mêmes que pour les deux premières spécifications du modèle. De cette dernière spécification, il ressort que l'aide apportée par un CLSC a un effet positif et significatif sur le logarithme des dépenses pharmaceutiques. En effet, recevoir de l'aide d'un CLSC augmente en moyenne de 53,8% les dépenses pharmaceutiques. Nous ne pouvons conclure que l'aide apportée par un membre de la famille a un effet sur les dépenses pharmaceutiques.

4.3 Analyse de régression : nombre de prescriptions

Afin d'essayer d'expliquer les dépenses pharmaceutiques plus élevées pour les individus dont l'aide provient d'un CLSC, nous nous sommes intéressés aux prescriptions de médicaments. Tel que mentionné dans la section 3 sur les données, nous faisons la distinction entre renouvellements et nouvelles prescriptions. Les régressions sont de types Poisson et binomiale négative.

4.3.1 Modèles Poisson

Dans cette première spécification, nous nous sommes d'abord attardés aux nouvelles prescriptions, puis aux renouvellements. Les résultats sont présentés dans les tableaux 4 et 5. Les variables de contrôle sont encore ici l'âge, le sexe, la région de résidence, le nombre d'incapacités, le statut de propriétaire, le niveau d'éducation et le fait de recevoir le SRG.

Lorsque la régression est effectuée sur le nombre de nouvelles prescriptions, l'aide, sous sa forme la plus générale, semble être associée à un nombre plus élevé de nouvelles prescriptions. En effet, les gens recevant de l'aide ont 22,4% plus de nouvelles prescriptions que ceux qui ne reçoivent pas d'aide. En précisant davantage les sources d'aide, deux effets peuvent être analysés à l'aide de la régression de Poisson. Lorsque les personnes âgées reçoivent de l'aide de la part d'un membre de leur famille ou d'un CLSC, le nombre de nouvelles prescriptions augmente. Nous observons qu'avoir un aidant qui est un membre de la famille augmente de 24% le nombre de nouvelles prescriptions, alors que si l'aidant provient d'un CLSC, à la hausse est de 32%. Une explication de ce résultat pourrait être que la présence d'une aide rassure le médecin dans sa décision de prescrire à son patient un traitement complexe en termes de prise de médicaments puisqu'il sait que quelqu'un sera disponible pour l'aider à les consommer de

manière adéquate. En l'absence d'un aidant, ce même médecin pourrait se résoudre à recommander un processus chirurgical complexe, mais qui ne nécessite pas de prendre des médicaments à chaque jour, afin d'éviter des oublis ou des erreurs. De plus, l'effet de l'aide provenant du CLSC sur la dépense annuelle semble être en partie dû à une augmentation du nombre de nouvelles prescriptions. Ceci pourrait survenir si l'aidant provenant du CLSC permet un meilleur accès au traitement le plus adéquat.

Le modèle Poisson appliqué aux renouvellements de prescriptions donne des résultats un peu plus faibles. Les gens recevant de l'aide, peu importe la source, ont 15,3% plus de renouvellements de prescriptions que les autres. Il semble logique que les personnes âgées recevant de l'aide soient plus susceptibles de renouveler leurs médicaments puisque l'aidant peut leur servir d'aide-mémoire. Par ailleurs, nous observons que l'aide reçue d'un membre de la famille augmente le nombre de renouvellements de 13%. Ceci pourrait être dû à la vigilance des membres de la famille en terme d'adhérence aux traitements.

On peut donc résumer les effets obtenus avec le modèle Poisson de la façon suivante : l'aide semble associée à un plus grand nombre de prescriptions. L'aide provenant de la famille aide tend à augmenter à la fois le nombre de nouvelles prescriptions et les renouvellements, alors que l'effet de l'aide provenant du CLSC semble surtout se manifester au niveau des nouvelles prescriptions.

4.3.2 Modèle binomial négatif

La deuxième spécification est un modèle de type binomial négatif, ce qui nous permet de lever une restriction importante du modèle de Poisson. Cette restriction implique que l'espérance de la variable dépendante étant donnée une valeur de la variable indépendante soit égale à sa

variance. Les résultats sont présentés dans les tableaux 6 et 7. Nous retenons encore ici les mêmes variables de contrôle. La variable explicative est l'aide sous ses différentes formes. Une fois la régression du nombre de nouvelles prescriptions est effectuée, nous pouvons conclure à des résultats très semblables au modèle de Poisson, quoique ces résultats soient maintenant beaucoup plus significatifs d'un point de vue statistique. Tout d'abord, l'aide sous sa forme la plus générale augmente le nombre de nouvelles prescriptions de 22,8%. Si l'aide est fournie par un membre de la famille ou par un CLSC, nous observons des augmentations de 23% et de 33% respectivement. Un résultat supplémentaire au modèle de Poisson peut être tiré de ce modèle. En effet, les gens recevant de l'aide d'une source autre (voisin, ami, connaissance) ont eux aussi un nombre de nouvelles prescriptions plus élevé (18%, mais avec un niveau de significativité moins élevé).

Une régression binomiale négative sur les renouvellements de prescriptions donne pratiquement les mêmes résultats que pour le modèle de Poisson, mais le niveau de significativité des résultats est ici aussi plus élevé. Les gens recevant de l'aide ont 17% plus de renouvellements que les autres. En regardant plus attentivement l'aide apportée par un membre de la famille, nous remarquons que les personnes âgées recevant ce type d'aide ont 1,5% plus de renouvellements que les autres.

5. Conclusion

Les principaux résultats de cette analyse concernent l'aide informelle en sous-catégories. Les personnes âgées de plus de 65 ans qui reçoivent de l'aide d'un CLSC ont, en moyenne, des dépenses pharmaceutiques plus élevées ainsi que davantage de nouvelles prescriptions. La hausse des dépenses pharmaceutiques semble en grande partie attribuable à la hausse du nombre de prescriptions. Bien que l'aide fournie par un membre de la famille ait un effet sur le nombre de renouvellements et de nouvelles prescriptions, elle n'a pas d'effet sur les dépenses en médicaments. Ces résultats suscitent plusieurs questions intéressantes. D'abord, est-ce que l'effet de l'aide familiale passe par une meilleure adhérence? Qu'est-ce qui explique que l'aide fournie par les CLSC augmente autant les nouvelles prescriptions que les dépenses? Quelles sont les effets sur la santé des patients recevant de l'aide?

Le caractère endogène de l'aide est pris en compte au mieux de nos capacités dans cette étude, au vu de la base de données à notre disposition. Il nous apparaît que l'aide pourrait être influencée par deux caractéristiques principales des individus, soit l'état de santé et la richesse. Tout d'abord, les gens ayant d'importants problèmes de santé sont plus susceptibles de recevoir de l'aide. Ensuite, les individus plus fortunés sont plus à même de se payer de l'aide que les individus avec un faible revenu. Une manière de résoudre le problème serait d'utiliser des variables instrumentales. Par exemple, les caractéristiques de la famille (le nombre d'enfants, le nombre de filles, etc.) auraient fait d'excellentes variables instrumentales, puisqu'elles influencent la probabilité de recevoir de l'aide tout en n'influant d'aucune façon sur l'état de santé. En l'absence de telles variables dans nos données, nous avons opté pour la seconde solution, qui consiste en l'inclusion des variables qui auraient pu causer un biais de variables

omises. C'est à cet égard que le nombre d'incapacités, le statut de propriétaire et le fait de recevoir le SRG sont inclus dans les régressions. Ces variables contrôlent en quelque sorte pour le niveau de santé et de richesse des individus.

Un autre aspect dont il faut se soucier est le problème de causalité simultanée présent dans ce travail. Il semble probable que la consommation de médicaments puisse influencer l'aide. En effet, si les individus qui ne consomment pas de médicaments sont en mauvaise santé, alors ils sont plus susceptibles d'avoir besoin d'aide. Donc, une personne qui consommerait des médicaments serait en meilleure santé qu'un individu qui n'en consommerait pas, ce qui réduirait la probabilité de recevoir de l'aide. De plus, un besoin plus grand de médicaments pourrait demander plus d'aide. S'il nous était possible d'enlever ces effets, l'effet de l'aide sur la consommation de médicaments serait plus fort, puisque nous observons que les individus qui reçoivent de l'aide ont une plus grande consommation de médicaments. En présence d'un biais de causalité simultanée, nous sous-estimons l'effet de l'aide sur la consommation de médicaments. Ce problème n'est donc pas majeur dans cette étude puisque nous avons trouvé des effets significatifs malgré ce problème potentiel.

La hausse du nombre de prescriptions pour les individus dont l'aide provient d'un membre de la famille ou d'un CLSC nous amène à tenter de trouver une réponse à la question qui se pose inévitablement, soit de savoir s'il est souhaitable, en termes de politique sociale, d'encourager ces deux types d'aide. D'une part, si les médicaments s'avèrent efficaces, avoir un aidant qui permet d'améliorer la prise de médicaments – et donc d'avoir plus de prescriptions et de renouvellements – est souhaitable. D'un autre côté, si les personnes âgées sont sur-médicamentées et que l'effet sur la santé n'est pas positif, alors il n'est pas avantageux d'avoir un

aidant en ce qui a trait aux médicaments. Il serait donc nécessaire, pour parvenir à répondre à la question posée, de réaliser une étude sur l'efficacité réelle des médicaments prescrits aux personnes âgées de plus de 65 ans. Malheureusement, une telle étude n'est pas possible avec les données à notre disposition.

Par contre, une extension simple de cette étude qu'il serait possible de réaliser consisterait à utiliser les données de l'Enquête québécoise sur les limitations d'activités, les maladies chroniques et le vieillissement (EQLAV) 2010-2011, elle-même associée à l'Enquête québécoise sur l'expérience de soins 2010-2011 (EQES) sur le plan méthodologique. L'EQLAV 2010-2011, une enquête plus riche que l'EQLA utilisée dans la présente étude et comportant un nombre d'observations beaucoup plus important (près de 25 000), permettrait sans nul doute de solidifier les conclusions de la présente étude. De plus, son utilisation permettrait d'analyser l'évolution de la situation en comparant deux périodes éloignées de plus de 10 ans (1998 et 2010-2011). Un exercice qui nous apparaît des plus prometteurs.

6. Bibliographie

AGENCE DE SANTÉ PUBLIQUE DU CANADA. (2011). Chronic Disease Infobase [en ligne]. (Consulté le 21 mars 2013.) <http://204.187.39.30/Surveillance/Trends.aspx>

ANDERSON, R.A. *et al.* (2000). « Issues of Aging and Adherence to Health Interventions ». *Controlled Clinical Trials*, vol. 21, no 1, 13p., supplément.

CAMERON, A.C. et P.K. TRIVEDI. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, 1056 pages.

CAZALE, L. et V. DUMITRU. (2008). « Maladies chroniques au Québec: quelques faits marquants », Institut de la Statistique du Québec, Zoom Santé.

DIMATTEO, M.R. *et al.* (2002). « Patient Adherence and Medical Treatment Outcomes: A Meta-Analysis ». *Medical Care*, vol. 40, no 9, p. 794-811.

ENCINOSA, W. *et al.* (2010). « Does Prescription Drug Adherence Reduce Hospitalizations and Costs? ». *NBER Working paper*, n° 15691. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

FRIES, J. (1999). « The Case for Healthy Aging and the Compression of Morbidity », in *Healthy Aging: Challenges and Solutions*, ed. K. Dychtwald. Aspen Publishers, 431p.

GURWITZ, J.H. *et al.* (2003). « Incidence and preventability of adverse drug events among older persons in the ambulatory setting ». *JAMA*, vol. 289, n° 9, 10p.

HO, P.M., BRYSON, C.L. et J.S. RUMSFELD. (2009). « Medication Adherence: Its Importance in Cardiovascular outcomes ». *Circulation*, vol. 119, n° 23, p.3028-3035.

Institut canadien d'information sur la santé. (2010). *Drug Use Among Seniors on Public Drug Programs in Canada, 2002 to 2008*. ICIS, Ottawa, 60p.

Institut canadien d'information sur la santé. (2011a). *Facteurs d'accroissement des dépenses de santé : les faits*. ICIS, Ottawa, 37p.

Institut canadien d'information sur la santé (2011b). *Tendances des dépenses nationales de santé, 1975 à 2011*. ICIS, Ottawa, 173p.

Institut de la statistique du Québec, 2009. Perspectives démographiques du Québec et des régions, 2006-2056 [en ligne]. (Consulté le 21 mars 2013.)
http://www.stat.gouv.qc.ca/publications/demograp/pdf2009/perspectives2006_2056.pdf

Institut de la statistique du Québec (2012). Taux de mortalité selon le groupe d'âge et le sexe, Québec, 2007 à 2011 [en ligne]. (Consulté le 21 mars 2013.)

http://www.stat.gouv.qc.ca/donstat/societe/demographie/naisn_decès/303.htm

Institut national de santé publique du Québec (2010a). Répartition de la population selon l'âge, Québec, 1971 à 2009 [en ligne]. (Consulté le 21 mars 2013.)

<http://www.inspq.qc.ca/Santescope/element.asp?NoEle=1>

Institut national de santé publique (2010b). Vieillesse de la population, état fonctionnel des personnes âgées et besoins futurs en soins de longue durée au Québec [en ligne]. (Consulté le 21 mars 2013.)

http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/1082_VieillessePop.pdf

Organisation de coopération et de développement économiques. (Mars 2005). « Pour des soins de longue durée de qualité aux personnes âgées ». *Synthèse de l'OCDE*, 8p. <http://www.oecd.org/dataoecd/52/28/34594103.pdf>

OSTERBERG, L. et T. BLASCHKE. (2005). « Drug Therapy: Adherence to Medication ». *The New England Journal of Medicine*, vol. 353, n° 5, p. 487-497.

OWNBY, R.L. (2006). « Medication adherence and cognition Medical, personal and economic factors influence level of adherence in older adults ». *Geriatrics*, vol. 61, n° 2, p. 30-35.

RAMAGE-MORIN, P. (2009). « Consommation de médicaments chez les personnes âgées ». *Rapports sur la santé*, vol. 20, n° 1. Statistique Canada, Ottawa, 9p.

ROTERMANN, M. (2006). « Utilisation des services de santé par les personnes âgées ». *Suppléments aux Rapports sur la santé*, vol. 16. Statistique Canada, Ottawa, 5p. <http://www.statcan.gc.ca/pub/82-003-s/2005000/pdf/9088-fra.pdf>

TURNER, A. et L. FINDLAY. (2012). « Informal caregiving for seniors ». *Rapports sur la santé*, vol. 23, n° 3. Statistique Canada, Ottawa, 5p.

QIUPING, G., DILLON, C.F. et V.L. BURT. (2010). « Prescription Drug Use Continues to Increase: U.S. Prescription Drug Data for 2007–2008 ». National Center for Health and Statistics *Data Brief*, n° 42, 8p.

SOKOL, M.C *et al.* (2005). « Impact of medication adherence on hospitalization risk and healthcare cost ». *Medical Care*, vol. 43, n° 6, p. 512-530.

VAN HOUTVEN, C.H. et E.C. NORTON. (2004). « Informal Care and Health Care Use of Older Adults ». *Journal of Health Economics*, vol. 23, n° 6, p. 1159-1180.

7. Tableaux

Tableau 1
Statistiques descriptives sur l'échantillon

	Moyenne	Écart-type
Femme (oui=1)	0,61	0,02
Âge	74,50	0,39
Propriétaire (oui=1)	0,47	0,03
Éducation postsecondaire (oui=1)	0,18	0,02
Ville (oui=1)	0,44	0,04
Reçoit Supplément de revenu garanti (oui=1)	0,51	0,03
Reçoit de l'aide (oui=1)	0,59	0,03
Source d'aide : informelle (oui=1)	0,58	0,03
Source d'aide : formelle (oui=1)	0,31	0,03
Source d'aide : famille (oui=1)	0,38	0,03
Source d'aide : autre (oui=1)	0,35	0,03
Source d'aide : CLSC (oui=1)	0,06	0,01
Source d'aide : rémunérée (oui=1)	0,29	0,03
Nombre incapacités	2,04	0,06
1 incapacité (oui=1)	0,36	0,03
2 incapacités (oui=1)	0,37	0,03
3 incapacités (oui=1)	0,15	0,02
4+ incapacités (oui=1)	0,12	0,02
Taille de l'échantillon	572	

Tableau 2
Dépenses pharmaceutiques selon l'aide reçue et le nombre d'incapacités, en dollars

	Moyenne	Écart-type
Homme	1076,84	121,95
Femme	986,20	104,87
Reçoit de l'aide : oui	1161,47*	115,19
Reçoit de l'aide : non	820,47	101,01
Source d'aide : formelle	1168,74	181,61
Source d'aide : informelle	1154,35	116,65
Source d'aide : famille	1297,30*	161,37
Source d'aide : autre	1218,91	173,86
Source d'aide : CLSC	1136,39	160,60
Source d'aide : rémunérée	1162,66	192,98
1 incapacité	677,44	78,42
2 incapacités	1052,87**	161,11
3 incapacités	1414,64	176,41
4+ incapacités	1481,90	262,51

Notes :

*Indique que la différence de moyenne des dépenses pharmaceutiques entre les 2 groupes est statistiquement significative à un seuil de 5%.

**La différence de moyenne des dépenses pharmaceutiques entre « 2 incapacités et moins » et « 3 incapacités et plus » est statistiquement significative.

Tableau 3
Régressions linéaires : logarithme des dépenses pharmaceutiques

Variable	Spécification		
	1	2	3
Âge	0,008	0,007	0,004
Femme	0,060	0,064	0,021
Ville	-0,057	-0,037	-0,010
Postsecondaire	-0,605**	-0,624**	-0,625**
Propriétaire	0,246	0,249	0,258
Supplément de revenu garanti	0,930***	0,946***	0,931***
Aide	0,239		
2 incapacités	0,763***	0,756***	0,715***
3 incapacités	1,141***	1,148***	1,099***
4+ incapacités	1,336***	1,357***	1,265***
Source d'aide : formelle		0,242	
Source d'aide : informelle		0,072	
Source d'aide : famille			0,277
Source d'aide : autre			0,276
Source d'aide : CLSC			0,538***
Source d'aide : rémunérée			-0,009
Constante	3,931***	4,043***	4,163***

Légende : * p<0,15; ** p<0,10; *** p<0,05

Tableau 4
Régressions de Poisson : nombre de nouvelles prescriptions

Variable	Spécification 1	Spécification 2	Spécification 3
Âge	-0,002	-0,002	-0,004
Femme	-0,045	-0,043	-0,058
Ville	-0,075	-0,064	-0,038
Postsecondaire	-0,152	-0,157	-0,151
Propriétaire	-0,010	-0,007	0,002
Supplément de revenu garanti	0,216 ***	0,225***	0,220***
Aide	0,224***		
2 incapacités	0,279***	0,278***	0,260***
3 incapacités	0,474 ***	0,479***	0,466***
4+ incapacités	0,548 ***	0,558***	0,517***
Aide formelle		0,094	
Aide informelle		0,149	
Source d'aide : famille			0,240***
Source d'aide : autre			0,158
Source d'aide : CLSC			0,322***
Source d'aide : rémunérée			-0,037
Constante	2,275***	2,323***	2,413***

Légende : * p<0,15; ** p<0,10; *** p<0,05

Tableau 5
Régressions de Poisson : nombre de renouvellements de prescriptions

Variable	Spécification 1	Spécification 2	Spécification 3
Âge	0,013*	0,012*	0,012*
Femme	0,041	0,043	0,045
Ville	-0,049	-0,045	-0,029
Postsecondaire	-0,375***	-0,376***	-0,376***
Propriétaire	0,056	0,057	0,065
Supplément de revenu garanti	0,134*	0,138*	0,145*
Aide	0,153*		
2 incapacités	0,246***	0,248***	0,243***
3 incapacités	0,507***	0,510***	0,495***
4+ incapacités	0,531***	0,536***	0,525***
Aide formelle		0,032	
Aide informelle		0,122	
Source d'aide : famille			0,128*
Source d'aide : autre			0,145
Source d'aide : CLSC			0,033
Source d'aide : rémunérée			0,001
Constante	2,095***	2,108***	2,099***
Légende : * p<0,15; ** p<0,10; *** p<0,05			

Tableau 6
Régressions binomiales négatives : nombre de nouvelles prescriptions

Variable	Spécification 1	Spécification 2	Spécification 3
Âge	-0,001	-0,002	-0,003
Femme	-0,039	-0,037	-0,041
Ville	-0,082	-0,076	-0,050
Postsecondaire	-0,135	-0,149	-0,151
Propriétaire	0,021	0,024	0,025
Supplément de revenu garanti	0,251***	0,257***	0,251***
Aide	0,228***		
2 incapacités	0,319***	0,319***	0,309***
3 incapacités	0,485***	0,487***	0,480***
4+ incapacités	0,561***	0,569***	0,527***
Aide formelle		0,102	
Aide informelle		0,154	
Source d'aide : famille			0,230***
Source d'aide : autre			0,182*
Source d'aide : CLSC			0,333***
Source d'aide : rémunérée			-0,047
Constante	2,143***	2,195***	2,236***
Inalpha			
_constante	-0,348***	-0,357***	-0,373***

Légende : * p<0,15; ** p<0,10; *** p<0,05

Tableau 7

Régressions binomiales négatives : nombre de renouvellements de prescriptions

Variable	Spécification 1	Spécification 2	Spécification 3
Âge	0,014*	0,014*	0,013
Femme	0,051	0,051	0,048
Ville	-0,087	-0,084	-0,079
Postsecondaire	-0,392***	-0,403***	-0,413***
Propriétaire	0,110	0,112	0,104
Supplément de revenu garanti	0,160**	0,167**	0,169**
Aide	0,170**		
2 incapacités	0,248***	0,246***	0,244***
3 incapacités	0,518***	0,517***	0,498***
4+ incapacités	0,544***	0,553***	0,539***
Aide formelle		0,087	
Aide informelle		0,116	
Source d'aide : famille			0,165**
Source d'aide : autre			0,119
Source d'aide : CLSC			0,065
Source d'aide : rémunérée			0,060
Constante	1,932***	1,964***	1,995***
Inalpha			
_constante	0,129	0,129	0,123

Légende : * p<0,15; ** p<0,10; *** p<0,05