



# La demande d'aide à domicile est-elle sensible au reste-à-charge : une analyse multi-niveaux sur données françaises

Robin Hege

## ► To cite this version:

Robin Hege. La demande d'aide à domicile est-elle sensible au reste-à-charge : une analyse multi-niveaux sur données françaises. Documents de travail du Centre d'Economie de la Sorbonne 2016.22 - ISSN : 1955-611X. 2016. <halshs-01306095>

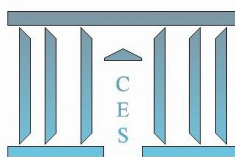
**HAL Id: halshs-01306095**

**<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01306095>**

Submitted on 22 Apr 2016

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



**La demande d'aide à domicile est-elle sensible  
au reste-à-charge : une analyse multi-niveaux  
sur données françaises**

Robin HEGE

**2016.22**



# La demande d'aide à domicile est-elle sensible au reste-à-charge: une analyse multi-niveaux sur données françaises

Robin Hege \*

## Abstract

This article focuses on the price-elasticity of demand for formal home-care received by disabled elderly. In France a public financing system of long-term care for disabled elderly - aged 60 and over - called APA (*Allocation Personnalisée d'Autonomie*) has been set up in 2001. This policy is based on a partial subsidization of demand for formal home-care so that an out-of-pocket cost remains. It rests on three variables : the department policy, the provider chosen by the recipient and the income level of the recipient. The induced heterogeneity of the out-of-pocket cost allows price-elasticity estimations but compels me to employ two databases. I use the HSM survey - an individual database on disability and health that is representative of the French population - and the Territoire survey which provides information in each region on the APA policy parameters. The combination of these two databases enables me to approximate the out-of-pocket cost for each individual that is the one-hour formal home-care price. I estimate a multi-level model with random effects and find that the price-elasticity of demand for formal home-care has a value of -0.15 at my average point.

## Résumé

L'objet de cet article est le calcul de l'élasticité-prix de la demande d'aide à domicile des personnes âgées dépendantes. En France, une allocation à destination des personnes âgées dépendantes, appelée Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA), a été mise en place en 2001. Cette allocation consiste en une solvabilisation partielle de la demande d'aide à domicile. Dans la plupart des cas, lorsqu'ils ont recours à de l'aide professionnelle à domicile les bénéficiaires de l'APA doivent payer un reste-à-charge. Il dépend de la politique du département de résidence du bénéficiaire, du producteur d'aide à domicile choisi et enfin du revenu mensuel de la personne âgée dépendante. Cette variation dans les reste-à-charge permet une identification économétrique de l'élasticité-prix. Afin de réaliser cette estimation j'utilise deux bases de données et à je les apparie : l'enquête "Territoire" qui porte sur les pratiques départementales de mises en oeuvre de l'APA et l'enquête "HSM" qui fournit des informations socio-économiques, de santé et de consommation d'aide des individus. Ceci permet d'approximer un reste à charge individuel, c'est à dire un prix net individuel de l'aide professionnelle à domicile. J'estime un modèle multi-niveaux à effets mixtes et obtiens une valeur de -0,15 pour l'élasticité-prix de la demande d'aide formelle au point moyen.

**JEL code :** D12 ; I18 ; H42 ; H71

**Keywords :** price-elasticity, formal home-care, geographical equity

---

\*CES, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne

# 1 Introduction

La seule politique publique qui cible exclusivement les personnes âgées dépendantes en France est l'Allocation Personnalisée d'Autonomie [8] (APA). Cette allocation a été mise en place le 1er janvier 2002, elle cible spécifiquement les personnes âgées de plus de 60 ans en situation de perte d'autonomie. Elle est composée de deux volets : l'APA en établissement qui permet de prendre en charge une partie des frais liés à la dépendance et l'APA à domicile qui peut financer des aménagements de logement, ou des services professionnels d'aide à domicile. C'est plus particulièrement à ce second volet que je m'intéresse dans le cadre de cet article, en effet la dépendance à domicile est en enjeu important de politiques publiques.

Tout d'abord car la majorité des personnes dépendantes vivent à domicile. En 2011, 721 000 personnes bénéficiaient de l'APA à domicile<sup>1</sup>, ce qui représente environ 60% du nombre total de bénéficiaires de l'APA. Il y a donc une tendance au maintien à domicile des personnes âgées dépendantes en France.

C'est une tendance qui va vraisemblablement se confirmer et ce pour deux raisons. Tout d'abord à cause de la croissance du nombre de personnes âgées dépendantes (qui augmenterait de 35% d'ici 2030 [6]) mais également car les pouvoirs publics centraux ont intérêt à favoriser le maintien de ces personnes à domicile. En effet le maintien à domicile correspond généralement à une volonté des personnes âgées dépendantes elles-mêmes. De plus le maintien à domicile permet aux pouvoirs publics de faire supporter une part plus importante du coût de la dépendance à la solidarité privé (voir Annexes 8.1).

Pour finir, ce qui fait de la dépendance à domicile un enjeu important c'est son influence sur les aidants informels (c'est à dire les membres de la famille proche comme le conjoint ou les enfants, mais également les voisins par exemple). C'est ce qu'ont montré notamment Van Houten & Norton en 2004 [25] dans le cas des Etats-Unis, ainsi que Bonsang en 2009 [3] avec des données européennes. Ces deux articles mettent en évidence un phénomène de substitution significative entre aide dite "formelle" (apportée par des aidants professionnels) et aide dite "informelle" (fournie majoritairement par l'entourage familial des personnes âgées dépendantes). Ainsi l'implication des aidants informels dépend directement de la prise en charge professionnelle des personnes dépendantes. Or la quantité d'aide informelle fournie a une influence importante et significative sur la qualité de vie des aidants familiaux [9], ainsi que sur leur disponibilité sur le marché du travail [11]. La politique de l'APA à domicile touche donc non seulement les conditions de vie des personnes âgées elles-même, mais aussi par ces mécanismes de substitution celles de leur entourage.

A domicile, l'APA consiste en une solvabilisation de la demande d'aide professionnelle<sup>2</sup>. Les personnes âgées dépendantes bénéficiaires de l'APA se voient verser une somme pour chaque heure d'aide professionnelle qu'elles consomment<sup>3</sup>. Les bénéficiaires de l'APA ne paient donc pas le prix facturé directement par les producteurs d'aide à domicile mais un reste-à-charge qui correspond à la différence entre ce prix facturé et le montant de l'allocation. L'APA à domicile constitue donc un changement de coût de l'aide professionnelle pour les bénéficiaires c'est à dire un changement du prix payé pour une heure d'aide à domicile.

L'APA pourrait donc modifier la quantité consommée d'aide professionnelle à domicile. Si l'élasticité-prix de la demande est non-nulle et qu'il n'y a pas de rationnement de l'offre alors un changement de prix s'accompagne d'un changement de quantité consommée. La valeur exacte de l'élasticité-prix

---

1. source : DREES, *bénéficiaires de l'APA 2011*

2. Elle peut également être utilisée pour rémunérer un aidant familial (autre que le conjoint), mais ce fait est très minoritaire (90% des bénéficiaires utilisent l'APA pour consommer de l'aide professionnelle [19])

3. La somme totale versée par mois est plafonnée et le plafond dépend du degré de dépendance du bénéficiaire

est nécessaire pour connaître l'ampleur de cette modification.

Mais connaître la valeur de l'élasticité-prix permettrait également de prendre en compte la spécificité française de la politique d'aide aux personnes âgées. En effet, l'APA est décentralisée et sa gestion est laissée aux Conseils départementaux. La somme versée au titre de l'APA dépend de paramètres propres aux individus mais également de caractéristiques des Conseils départementaux. La nature décentralisée de l'APA conduit à ce que deux individus identiques, mais résidant dans deux départements différents, paient deux prix distincts. Cette situation produit des conséquences analytiques mais également empiriques.

D'un point de vue analytiques, la décentralisation de l'APA conduit nécessairement à des différences de bien-être entre individus résidant dans des départements distincts. Cependant les conséquences de la décentralisation en termes d'efficacité sont différentes selon la valeur de l'élasticité-prix de la demande d'aide à domicile. Si l'élasticité-prix est nulle, alors l'APA conduit simplement à un transfert de surplus des habitants des départements les moins "généreux" vers les habitants des départements les plus "généreux". En revanche si l'élasticité-prix est non nulle, alors la décentralisation de l'APA cause des différences dans le nombre d'heure d'aide formelle consommée par les personnes âgées dépendantes selon leur département de résidence et donc à des différences de bien-être entre leurs aidants. Évaluer l'impact en terme d'équité inter-départemental de l'APA nécessite donc de déterminer si l'élasticité-prix de la demande d'aide à domicile est nulle, et si non d'estimer sa valeur.

Mais la nature décentralisée de l'APA a également deux conséquences empiriques. D'une part, chaque Conseil départemental détermine les paramètres de l'APA modifiant les montants versés au titre de l'allocation. Les données qui doivent être utilisées concernant le reste-à-charge des individus sont donc des données départementales, ce qui complique la constitution d'une base de données. Mais d'autre part, cette décentralisation introduit une hétérogénéité dans le prix payé par les individus, une hétérogénéité qui ne dépend pas des caractéristiques personnelles des personnes âgées dépendantes et qui peut donc être utilisée comme moyen d'identification de l'effet prix.

Cet article est donc fortement lié au contexte français. En premier lieu car il traite d'un enjeu important - commun à la plupart des pays occidentaux - de politiques publiques françaises. Mais également car la problématique retenue et la méthode d'estimation (qui sera détaillée en section 5) sont ancrés dans la spécificité des politiques de dépendance en France : elles sont décentralisées.

Je présenterai dans un premier temps la littérature existante, en l'abordant par l'angle des méthodes empiriques. Dans un second temps je m'arrêterai sur la notion d'élasticité-prix et sur son application à la demande d'aide à domicile. Je présenterai ensuite les données utilisées pour l'estimation. Nous verrons que le modèle utilisé ainsi que la stratégie d'estimation doivent tenir compte du relatif manque de données évoqué dès la revue de littérature. Pour finir je présenterai mes résultats et donnerai une estimation de l'élasticité-prix de la demande d'aide à domicile.

## 2 Revue de littérature

La littérature portant sur l'élasticité-prix de la demande d'aide à domicile est hétérogène et comporte aussi bien des études théoriques qu'empiriques. La première étape de cette revue de littérature sera de mettre en évidence un angle permettant d'analyser le corpus de textes sélectionné.

## 2.1 Le fil directeur de la revue de littérature

La notion d'élasticité-prix de la demande est en question depuis longtemps dans le champs de l'économie de la Santé. Dès 1963 Arrow [1] s'interroge sur les conséquences en terme de bien être de la présence d'une assurance maladie. Pour déterminer ces conséquences il est nécessaire de prendre en compte la présence d'un aléa moral, et surtout son ampleur. L'élasticité-prix de la demande de soins est donc au coeur d'enjeux théoriques importants.

Cette situation explique les débats qui entourent cette notion. Un débat portant sur les hypothèses tout d'abord et sur le lien entre revenu et consommation de soins. En d'autres termes, l'élasticité-prix compensée et non compensée sont elles égales? Pauly fait l'hypothèse en 1968 [21] que la consommation de soins ne dépend pas du revenu. Ainsi, l'augmentation de la consommation de soins lorsque leur prix diminue est causé uniquement par la modification du prix relatif des soins par rapport aux autre biens, c'est à dire par l'effet de substitution. L'augmentation du pouvoir d'achat amenée par la diminution du prix (c'est à dire l'effet revenu), n'intervient pas sur la quantité consommée. Pauly reprend les questions posées par Arrow - dans l'article cité précédemment - et étudie à l'aide d'un modèle théorique de choix social l'optimalité d'un système d'assurance santé. Dans ce modèle, l'aléa moral des individus bénéficiant de l'assurance conduit à une perte d'efficience. Si l'aléa moral est trop important, cette perte d'efficience peut dissuader certains consommateurs de contracter une assurance maladie.

Cependant si on considère l'hypothèse inverse, c'est à dire que l'effet revenu n'est pas nul, alors se pose la question de la définition de l'élasticité-prix. Doit-on prendre en compte l'élasticité-prix compensée ou non compensée? C'est sur ce point que revient Nyman en 1999 [20]. Il montre qu'en utilisant un modèle similaire à celui de Pauly, mais en considérant l'élasticité-prix compensée avec une équation de Slutsky on aboutit à une perte de bien être inférieure à celle mise en avant par Pauly. L'argument avancé consiste à dire que seule l'effet de substitution devrait être pris en compte, dans la mesure où l'effet de revenu consiste en un transfert de revenu entre individus malades et individus non malade. Ainsi, en terme de bien-être collectif l'effet revenu est neutre. Nyman conclut donc que la perte d'efficience introduite par une assurance maladie est moins importante que celle qu'avait considérée Pauly.

La question de l'élasticité-prix de la demande de soins est donc un élément du débat concernant l'efficience des assurances maladie. Cependant l'objectif du présent article porte sur la mesure d'impact et non sur l'optimalité de la politique de l'APA. En effet - et comme le souligne Blomqvist en 2000 [2] - le fait que l'aide formelle soit apparue tardivement dans la littérature modifie les questionnements : les politiques d'aide à domicile existent, la problématique pertinente ne concerne plus l'opportunité de mettre en place ces politiques mais les modalités de celles-ci. C'est une raison pour laquelle les travaux dont c'est l'objet - et que j'ai retenus pour cette revue de littérature - sont tous empiriques.

De ce fait, la question des données utilisées ont un rôle centrale. Elles conditionnent la manière de poser les questions et d'y répondre. Or les données concernant la consommation d'aide professionnelle à domicile sont rares et souvent incomplètes. La problématique retenue pour étudier cette littérature est donc empirique, il s'agira d'étudier les méthodes utilisées par les auteurs pour contourner ce relatif manque de données et approcher un "effet prix". J'ai distingué quatre démarches qui seront présentées ici. Dans les trois premières les résultats indiquent un impact négatif du prix sur la demande d'aide professionnelle, tandis que la quatrième démarche présentée concerne la quantification de cet impact.

## 2.2 La substitution entre aide formelle et aide informelle

Cette approche permet une mesure indirecte de l'effet prix, sous certaines hypothèses. Mais les trois articles présentés dans cette sous-section n'ont pas pour objectif cette mesure, en particulier il n'y a pas de variable relative au prix de l'aide professionnelle. Ces articles mettent en évidence la manière dont varie la quantité consommée d'aide professionnelle (payante) lorsque la quantité d'aide informelle (gratuite dans la grande majorité des cas) varie.

Cependant on peut faire l'hypothèse que l'aide formelle et l'aide informelle constituent un seul et même bien que l'on appellera "aide à domicile". Dans ce cas une augmentation - toutes choses égales par ailleurs - de la quantité d'aide informelle disponible, peut être considérée comme une diminution du prix de l'aide à domicile. Pour déterminer s'il y a un effet prix significatif dans ce cas il faudra se demander si une augmentation de l'aide informelle conduit à une augmentation de la quantité d'aide à domicile (donc formelle et informelle) consommée.

Kemper utilise en 1992 [17] les données d'une expérimentation menée aux Etats-Unis. Il s'agit de la "Channeling Experiment" menée entre 1982 et 1985. Son objectif était de déterminer si un financement public de l'aide professionnelle à domicile pouvait réduire le coût de la prise en charge de la dépendance en retardant l'entrée en maison de retraite. Dans le cadre de cette expérimentation, des informations ont été demandées à tous les participants, sur leurs caractéristiques socio-démographiques, sur leur état de santé mais également sur le nombre d'heures d'aide professionnelle et informelle consommées. Un des résultats mis en avant est que la disponibilité de la famille conduit à une augmentation de l'aide informelle reçue et à une diminution de l'aide professionnelle, c'est deux effets étant significatifs. Pour certains individus, l'augmentation de l'aide informelle est plus importante que la diminution de l'aide professionnelle, ce qui laisse penser que cette augmentation a pour conséquence une augmentation globale de l'aide à domicile.

Van Houten et Norton utilisent en 2004 [25] les données des enquêtes AHEAD ("Asset and Health Dynamics Among the Oldest-Old Panel Survey") et HRS ("Health and Retirement Survey"). L'enquête AHEAD est un échantillon représentatif des Etats-Unis de personnes âgées de 70 ans et plus dont la première vague s'est tenue en 1992. Cette enquête contient des informations sur le niveau de dépendance et les quantités consommées d'aide formelle et informelle. Van Houten et Norton utilisent uniquement la vague de 1995, durant laquelle des personnes en institutions et à domicile ont été interrogées. Ils incorporent une seconde année avec l'enquête HRS qui est composée de personnes suivies depuis AHEAD et de nouveaux entrants dont l'âge correspond aux critères de l'enquête (plus de 70 ans). Ils utilisent une estimation en deux étapes : dans un premier temps un probit modélisant la probabilité d'avoir recours à de l'aide formelle et dans un second temps un modèle en moindres carrés ordinaires pour modéliser la quantité d'aide consommée conditionnellement au fait d'y avoir recours. Leurs résultats suggèrent que l'aide informelle réduit la probabilité d'avoir recours à de l'aide professionnelle et qu'elle conduit à un recul de l'entrée en institution des personnes âgées dépendantes. Mais ces résultats ne permettent pas de déduire un effet-prix car ils n'indiquent pas l'évolution de la quantité d'aide formelle consommée, uniquement la probabilité d'y avoir recours.

Enfin, Bonsang utilise quant à lui en 2008 [3] les données de l'enquête SHARE ("Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe"). Il s'agit d'un panel de ménage dont au moins un membre est âgé de 50 ans ou plus. C'est uniquement la première vague de l'enquête qui est utilisée (2004-2005). La stratégie économétrique est proche de celle de Van Houten et Norton avec un modèle en deux étapes. Les résultats de Bonsang confirment qu'il y a une substitution entre aide formelle et informelle, mais que cette substitu-

tion se limite aux personnes faiblement dépendantes et dont les besoins ont majoritairement trait à l'aide ménagère. Mais les résultats sont présentés à l'aide de pourcentage, il est donc difficile de tirer des conclusions en termes de quantités. Ainsi, une augmentation de 10% de l'aide informelle conduit à une diminution de 6,8% de l'aide ménagère professionnelle reçue par les personnes âgées. Pour avoir une indication sur les modification de quantité on peut utiliser les statistiques descriptives présentées. En moyenne les individus reçoivent 5,8 heures d'aide informelle et 8,7 heures d'aide ménagère professionnelle. Une augmentation de 10% de l'aide informelle est une augmentation moyenne de 0,58 heures tandis qu'une diminution de 6,8% d'aide ménagère professionnelle est une diminution moyenne de 0,59 heures. Ainsi à première vue dans cet article, l'augmentation de l'aide informelle ne conduit pas directement à une augmentation de l'aide à domicile.

Les résultats de ces trois articles sont donc contrastés. En effet les trois articles montrent une substitution entre aide formelle et aide informelle, mais seul celui de Kemper permet de déduire qu'une augmentation de l'aide informelle conduit à une augmentation de l'aide à domicile.

De plus cette analyse repose sur une hypothèse forte : le fait que l'aide formelle et informelle sont deux modalités d'un bien unique. Cette première indication doit donc être complétée par des résultats plus directs et je vais maintenant présenter des articles qui identifient clairement l'effet prix sur l'aide professionnelle.

### **2.3 Identification de l'effet prix : bénéficiaires d'une politiques d'aide financière contre non bénéficiaires**

Ce mode d'identification consiste à comparer deux populations : une qui bénéficie d'un dispositif diminuant le prix de l'aide à domicile et une autre qui n'en bénéficie pas. La première population paie donc un prix plus faible que la seconde pour une heure d'aide à domicile. Cette méthode permet de déterminer la significativité de l'effet-prix, mais pas son ampleur. En effet, s'il y a une différence significative dans la quantité consommée d'aide professionnelle, on pourra faire l'hypothèse que cet écart est causé par la différence de prix.

Coughlin et al. en 1992 [7] mettent en oeuvre cette stratégie d'identification. Ils utilisent pour cela l'enquête NLTC ("National Long-Term Care Survey"). Il s'agit d'une enquête sur échantillon représentatif de la population américaine des personnes âgées de 65 ans ou plus en 1982. Les variables disponibles sont socio-économiques, portant sur la santé, sur le niveau de dépendance mais également sur les quantités d'aide à domicile consommées. La variable identifiante concerne le bénéfice par la personne âgée de la politique MEDICAID. L'effet-prix est capturé par une variable dummy qui prend la valeur "1" si l'individu est éligible à MEDICAID et "0" sinon. MEDICAID est un programme créé en 1965 et dont le but est de fournir une assurance maladie aux individus les plus pauvres. Ses critères d'éligibilité et de fonctionnement varient fortement d'un état à l'autre, mais ce programme permet de rembourser une partie des soins reçus à domicile par des personnes âgées dépendantes<sup>4</sup>. A l'aide d'un modèle Tobit, Coughlin et al. montre que le fait d'être éligible à MEDICAID conduit à une augmentation - à revenu donné - de la consommation d'aide professionnelle à domicile. On peut interpréter ce résultat dans le sens d'un effet prix négatif dans la mesure où MEDICAID rembourse une partie de cette aide à domicile.

Ettner en 1994 [10] trouve des résultats similaires. Ils indiquent que le fait de bénéficier de MEDICAID diminue la probabilité d'entrer en institution, mais augmente celle de demander de l'aide, ainsi que la quantité

---

4. Ce programme est différent de MEDICARE, qui a été mis en place en 1966 et qui vise spécifiquement les personnes âgées dépendantes



de cette demande. De la même manière que dans l'article présenté précédemment, c'est une variable dummy qui capte l'effet de MEDICAID.

Pezzin et al. en 1996 [22] utilisent quant à eux la "Channeling Experiment" (utilisée également par Kemper en 1992). Cette expérimentation a eu lieu sur dix sites différents et ses critères d'éligibilité sont relatifs à la dépendance des individus : tous les membres de l'échantillon éprouvent au moins une difficulté à réaliser une activité de la vie quotidienne. Deux mesures publiques ont été testées. D'une part l'intervention de base qui consistait à allouer à chaque personne un "case manager" pour déterminer les besoins et coordonner les services d'aide en prenant en compte le contexte institutionnel (MEDICAID, MEDICARE). Mais aussi l'intervention "financière" qui prenait en charge le coût de l'aide à domicile. L'objectif était de mesurer la substituabilité entre aide formelle et informelle (comme les travaux présentés dans la section 2.1) mais en tenant compte des effets des politiques d'aide des personnes âgées à domicile (comme MEDICAID par exemple). Les auteurs obtiennent des résultats qui indiquent un effet prix négatif : les personnes âgées qui bénéficient de l'intervention "financière" consomment une quantité plus importante d'aide professionnelle, toutes choses égales par ailleurs.

Kim et al. en 2012 [18] utilisent les vagues de 1998 et 2004 de l'enquête HRS - la même enquête que Van Houten et Norton en 2004. Le dispositif qui modifie le prix des individus ici est une assurance dépendance. Les auteurs utilisent un modèle de Cox, un modèle de survie qui étudie le temps écoulé avant qu'un événement ne se produise. Ici, cet événement est la première utilisation de l'aide professionnelle à domicile. Les résultats sont contre-intuitifs dans la mesure où le fait d'être éligible à MEDICAID ou le fait d'avoir souscrit une assurance contre le risque de dépendance n'a aucun impact sur la date de la première utilisation d'aide à domicile. Ici ce sont les conditions de vie familiale qui jouent un rôle prépondérant. Par exemple le fait de vivre avec ses enfants diminue la probabilité d'avoir recours pour la première fois à de l'aide à domicile.

Pour finir, Fontaine en 2012 [12] s'intéresse au cas français en utilisant l'enquête HSM (Handicap-Santé-Ménages), une enquête menée en 2008. Le dispositif faisant varier le prix est l'APA. Pour capturer un effet-prix l'auteur utilise le cadre de Rubin et crée un contrefactuel. Il constitue donc des paires d'individus les plus proches possibles (matching à l'aide de la méthode du plus proche voisin), mais dans chaque paire un individu bénéficie de l'APA et l'autre non. Fontaine obtient des résultats qui indiquent que les individus bénéficiant de l'APA consomment plus d'heures d'aide professionnelle à domicile.

Ainsi les résultats de la plupart de ces articles indiquent un effet positif d'une prise en charge - même partielle - du coût de l'aide à domicile sur la consommation de celle-ci. Mais on peut imaginer deux biais qui peuvent nuancer cette interprétation.

Tout d'abord il y a un problème d'identification de l'effet-prix. En effet, bénéficier d'un dispositif diminuant le prix de l'aide à domicile c'est également avoir un interlocuteur qui peut "pousser" à la consommation. On appelle cela l'effet de prescription. C'est probablement le cas pour MEDICAID ou l'APA par exemple dont les bénéficiaires sont en contact avec des travailleurs sociaux mettant en oeuvre ces politiques.

Le second biais porte sur l'auto-sélection des personnes âgées. On peut imaginer que ceux qui font la demande de la politique, sont ceux qui comptent consommer la plus grande quantité d'aide à domicile.

Pour évacuer ces deux biais, certains auteurs ont utilisé une autre méthode d'identification de l'effet-prix.

## 2.4 Identification de l'effet-prix : utilisation de l'hétérogénéité géographique des politiques d'aide aux personnes âgées dépendantes

Dans le cas d'Etats décentralisés, il peut y avoir des différences de politiques publiques entre les différentes régions ou provinces. La liberté laissée aux pouvoirs locaux dans la mise en place des politiques d'aide peut conduire à des différences de traitement des habitants de ces zones. Cette hétérogénéité est exploitée dans les articles présentés dans cette section. Le principe consiste à comparer deux populations qui se distinguent par leur zone de résidence. Cette zone de résidence correspond à des aides publiques aux personnes âgées dépendantes plus ou moins généreuses. Or les personnes âgées dépendantes sont peu mobiles, et ont une capacité limitée à "voter avec les pieds". Les différences de traitement entre les deux populations comparées sont donc exogènes.

Cette approche permet de traiter le biais d'auto-sélection puisque la différence de prix entre les individus ne dépend pas directement de leurs actions. Elle permet également d'évacuer l'effet prescripteur - du moins comme il a été défini plus haut - car toutes les personnes âgées des échantillons bénéficient d'une politique d'aide.

Au Canada toutes les provinces ont mis en place une aide publique aux personnes âgées dépendantes leur permettant de consommer de l'aide professionnelle à domicile. Mais les critères d'éligibilité de cette aide ainsi que les quantités qu'elle permet de consommer diffèrent entre les provinces. Stable et al. utilisent ces variations inter-provinciales dans un article de 2006 [23]. Les auteurs utilisent deux bases de données : la NPHS ("National Population Health Survey") et la GSS ("General Social Survey"). La NPHS est une enquête de panel menée au Canada, les auteurs utilisent ici les vagues de 1994, 1996 et 1998. Les informations collectées portent sur la santé et la consommation de soins, mais aussi sur les besoins d'aide à domicile et la consommation de celle-ci. Cette enquête fournit donc des informations au niveau individuel. L'enquête GSS - dont les vagues 1992, 1994 et 1996 sont utilisées - demande à un panel d'individus représentatifs de la population canadienne si ils aident informellement une personne âgée. Cette enquête permet de déterminer la tendance des individus - par province - à fournir de l'aide informelle. Enfin un indicateur de "générosité" des politiques provinciales<sup>5</sup> permet de mesurer l'effet des différences de prix sur la consommation d'aide à domicile. A l'aide d'un modèle multi-niveaux à trois niveaux (l'année, la province et l'individu) les auteurs mettent en évidence un effet significatif, positif de la générosité de la province sur la consommation d'aide professionnelle à domicile.

Pour le cas des Etats-Unis Golberstein et al. tirent partie en 2009 [13], d'un changement de politique de remboursement de MEDICARE<sup>6</sup> mis en place à la fin des années 1990, mais appliqué à des dates différentes selon les états. En raison de la nette augmentation des dépenses de MEDICARE dans les années 1990, le gouvernement fédéral a décidé une refonte du programme. Pour permettre la transition et ne pas interrompre le programme pendant la réforme, des paiements intérimaires ("Interim Payment System") a été mis en place en 1999. Ce système provisoire mettait en place un plafond pour les dépenses de chaque bénéficiaire par année. Ces plafonds étant spécifiques à chaque Etat, une hétérogénéité de prix exogène au niveau individuel a pu être exploitée afin d'identifier l'effet de ces plafonds sur la consommation d'aide formelle et informelle. Les données utilisées sont celles - présentées dans la section 2.1 - des enquêtes AHEAD et HRS. La modélisation

5. Il s'agit du montant dépensé par personne âgée de plus de 65 ans par an, par province

6. Le programme MEDICARE a été instauré en 1966 aux Etats-Unis et fournit - avec l'aide de compagnie d'assurance privée - une assurance santé aux personnes âgées de 65 et plus atteintes de limitations fonctionnelles. Cette assurance propose des primes relativement basse grâce à des subventions de l'Etat fédéral aux assurances privées.

comporte deux étapes, un probit (pour estimer la probabilité de recourir à de l'aide) et un MCO (pour estimer la quantité d'aide consommée). Les auteurs mettent en évidence que des plafonds plus restrictifs diminuent la consommation d'aide professionnelle à domicile et augmentent le recours à l'aide informelle. On peut identifier deux effets dans cet article. Tout d'abord un effet prix qui capturé par le montant du plafond de remboursement, un plafond élevé conduit à une plus grande consommation d'aide professionnelle à domicile. D'autre part il apparaît que avec ces données l'élasticité-prix croisé de l'aide formelle à l'aide informelle soit positive : le prix de l'aide professionnelle est corrélé positivement avec les quantités consommées d'aide informelle.

Les deux articles permettent de mettre en évidence un effet-prix négatif et significatif. Deux biais peuvent cependant altérer ces conclusions. Premièrement l'indicateur utilisé pour capter l'effet-prix est ambigu. Pour les deux articles il s'agit d'une somme versée par personne âgée sans distinction des modalités du versement. Il est impossible de savoir par exemple si l'aide publique d'une province consiste à rembourser entièrement peu d'heures d'aide à domicile ou au contraire à rembourser une partie seulement d'un nombre plus important d'heure. Mais l'aide publique diminue dans tous les cas le prix moyen payé par une personne âgée pour une heure d'aide à domicile.

De plus la générosité des politiques d'aide à domicile est peut-être un proxy de tendances plus globales. Par exemple les régions les plus généreuses financièrement peuvent aussi celles qui emploient le plus d'employés sociaux ou qui communique le plus sur les possibilités des aides. L'effet-prix mis en évidence serait donc surestimé puisqu'il reflèterait aussi l'effet d'autres mesures prises en parallèle en faveur des personnes âgées dépendantes.

Comme pour les études présentées précédemment, même s'il est possible de mettre en évidence un effet-prix négatif et significatif il est impossible de quantifier cet effet.

## 2.5 Identification de l'effet prix : le prix payé est connu

Pour finir cette revue de littérature, certaines études ont accès aux prix effectivement payé par les personnes âgées dépendantes ce qui leur permet de calculer directement l'élasticité-prix et donc de quantifier l'effet prix suggéré par les études présentées précédemment. Les seules études - à ma connaissance - ayant eu accès à ces données ont été menées en France.

Sophie Thiébaud tout d'abord dans sa thèse de 2011 [24] utilise l'enquête HSM - la même que celle de Fontaine - mais y adjoint des données concernant les tarifs de remboursement des services d'aide par département. Ces tarifs sont obtenus à partir du répertoire de l'ANDASS ("association nationale des directeurs d'action sociale et de santé des Départements et des Métropoles"). Ces tarifs de remboursement par Conseil départemental permettent d'obtenir un indicateur du prix moyen d'une heure d'aide à domicile dans chacun des départements et donc de calculer une élasticité-prix. Son résultat montre qu'une augmentation de 1€ du prix de l'heure d'aide diminue de 1h40 la consommation d'aide professionnelle par semaine, pour une moyenne de 7 heures d'aide consommées par semaine. Cela indique donc une élasticité-prix négative et relativement importante. Cependant la variable utilisée pour capturer le prix correspond en réalité au forfait remboursé - au titre de l'APA. Ce n'est donc ni le prix effectivement facturé par le producteur, ni le reste-à-charge du bénéficiaire. De plus ces restes-à-charge dépendent du revenu des personnes âgées et donc utiliser un indicateur du prix commun pour tout un département ne permet pas de rendre compte de la

diversité des reste-à-charge (des prix effectivement payé) dans chacun des départements.

Bourreau-Dubois et al. en 2014 [4] ont pour leur part eu accès à des données administratives des bénéficiaires d'un Conseil général. Ces données donnent une indication très précise du nombre d'heures d'aide subventionnées par le Conseil départemental pour chaque personnes âgées dépendantes. L'échantillon comporte uniquement des personnes bénéficiant de l'APA et le niveau de remboursement de l'APA varie pour chaque individu, en fonction de son revenu. Par ailleurs, les bénéficiaires présents dans la base de données s'adressent à des services d'aide à domicile dont le prix est connu car il est tarifé par les services du Conseil départemental. Les auteurs ont donc pu calculer le reste-à-charge payé pour chaque heure d'aide reçue. Ce prix qui varie pour chaque individu à revenu donné, crée une hétérogénéité exploitable économétriquement. Les auteurs trouvent ici une élasticité-prix de -0,55. Cependant l'échantillon utilisé comporte uniquement des habitants d'un département, et regroupe une population particulière qui s'adresse à un producteur tarifé par le Conseil général.

Ainsi malgré certaines limites, les valeurs d'élasticité-prix tirées de la littérature confirment les résultats présentés dans les sections 2.1 à 2.3. L'élasticité-prix est significativement différente de zéro et elle est négative.

## 2.6 Une question de recherche aux approches diverses

Les différentes études présentées permettent de tirer certains enseignements. Il existe deux biais communs à la plupart des études. Tout d'abord les différences de prix sont rarement exogènes, elles sont le fruit d'une démarche effectuée par la personne âgée et il y a donc souvent un biais de sélection. De plus ces différences de prix s'accompagnent de différences de traitement, il devient donc difficile de distinguer l'effet-prix des effets de traitement.

Par ailleurs les données sont très parcellaires. Par exemple il n'existe pas à ma connaissance de données de panel décrivant l'évolution du prix dans le temps, il est donc toujours nécessaire de trouver d'autres moyen d'identification de l'effet-prix. Il est par ailleurs difficile d'obtenir une vraie valeur du reste-à-charge. En effet en raison des aides publiques le prix effectivement payé par les personnes âgées est souvent altéré. Pour obtenir le prix payé il faut souvent effectuer un travail de reconstruction, rendu difficile par le manque de données.

Cependant les résultats sont cohérents entre eux et conformes à l'intuition. La majorité des articles présentés obtiennent une élasticité-prix significative et négative.

Mon travail s'inscrit dans cette littérature mais propose deux apports. Tout d'abord j'utilise une base de données nationale et dont les individus ont recours à tous les types de producteur d'aide à domicile. De plus je reconstruis le reste-à-charge individuelle en croisant des données individuelles et portant sur les politiques des Conseils départementaux. Je peux donc estimer la vraie élasticité-prix et la quantifier.

Mais au préalable il faut revenir sur la définition de l'élasticité-prix spécifique au bien "aide à domicile" mais également au cas français.

### 3 L'élasticité-prix de la demande d'aide à domicile

L'élasticité-prix est une notion qui caractérise le comportement de demande d'un bien. C'est une valeur qui décrit la manière dont un agent modifie la quantité qu'il consomme de ce bien lorsqu'il fait face à une modification de son prix. Or dans le cas de l'aide à domicile, et particulièrement en France, ces deux éléments que sont l'agent et le prix sont spécifiques. Il convient donc de faire un travail de définition de ces termes pour le cas de mon article.

#### 3.1 Qu'entend-on par prix ?

Dans cette sous-section et pour la suite de mon analyse je parlerai toujours du prix horaire. Ce prix horaire de l'aide à domicile présente un certain nombre de particularités. Tout d'abord c'est un bien qui peut être fourni, au moins pour les tâches les moins techniques, par des aidants non professionnels et de manière gratuite. Mais même si l'aide informelle n'occasionne pas de paiement de la part de la personne âgée dépendante, elle a un coût qui est supporté par l'aidant informel.

Et si le prix horaire de l'aide professionnelle ne présente pas de difficulté conceptuelle, le cas de l'aide informelle est plus problématique. Pour déterminer ce prix, deux voies sont habituellement retenues. La première consiste à raisonner en termes de coût de remplacement, on considère que le prix de l'aide informelle est le prix qu'il faudrait payer pour remplacer l'aidant informel par un aidant professionnel. Le coût de remplacement est donc le prix de l'aide professionnelle et il est identique pour tous les aidants informels. Une seconde méthode de valorisation consiste à retenir le coût d'opportunité. Dans ce cas on considère le manque à gagner de l'aidant informel qui fournit de l'aide au lieu de percevoir un salaire sur le marché du travail. Le prix d'une heure d'aide informelle est donc le salaire horaire de l'aidant et il est donc variable.

Le prix de l'aide à domicile peut donc s'envisager de plusieurs manières. On peut par exemple raisonner avec un coût global qui serait supporté par l'aidant et l'aidé. Ce coût horaire est une moyenne pondérée des prix de l'aide professionnelle et informelle. Cependant, comme je l'ai soulevé dans la revue de littérature, cette conception repose sur l'hypothèse forte qu'aide formelle et informelle ne sont que deux avatars du même bien. Or une partie des actes reçus par la personne âgée sont techniques et nécessitent une formation, ils ne peuvent donc pas être fournis par de l'aide informelle. De plus, même dans le cas de tâches ménagères il me semble évident que le comportement de demande des personnes âgées est différent selon qu'il s'adresse à un professionnel ou à un proche aidant. Mesurer une élasticité-prix commune à ces deux modalités d'aide à domicile me semble donc peu pertinent. Je vais donc uniquement considérer le prix et la demande d'aide professionnelle.

Mais dans le cas de la France, la définition du prix de l'aide formelle est compliquée par la présence d'une politique de solvabilisation de la demande. En effet l'APA solvabilise une partie de la demande d'aide professionnelle. Il y a donc une différence entre le prix facturé par les producteurs et le prix effectivement payé par les bénéficiaires de l'APA. Dans certains départements l'allocation est versée en une seule fois à la fin du mois, il est donc difficile pour les personnes âgées d'appréhender clairement leur reste-à-charge et donc d'ajuster leur comportement de consommation en fonction de celui-ci. Mais d'une part cette pratique tend à se raréfier, les services d'aide à domicile ne facturent souvent que le reste-à-charge à la personne âgée et s'adressent au Conseil départemental pour recevoir directement l'allocation. D'autre part on peut imaginer que avec le temps, les agents prennent en compte le reste-à-charge et ajustent leur consommation même s'ils doivent avancer les fonds. La définition du prix de l'aide à domicile que je retiens est donc celle du prix

“solvabilisé”, c’est-à-dire celle du reste-à-charge des bénéficiaires de l’APA.

Ce reste-à-charge dépend de quatre éléments : le plan d’aide mis en place pour le bénéficiaire de l’APA, le producteur choisi par le bénéficiaire, la politique de solvabilisation du département et enfin le revenu mensuel de la personne âgée dépendante<sup>7</sup>.

### 3.2 Qu’entend-on par fonction de demande ?

La fonction de demande de l’aide professionnelle à domicile est également spécifique. Tout d’abord car les agents concernés n’ont pas toujours l’ensemble de leurs facultés de décisions. On pense aux personnes âgées atteintes par la maladie d’Alzheimer par exemple. Dans ces cas, la demande est formulée par l’entourage de la personne âgée ou à défaut par un membre du corps médical ou social.

De plus au moment où la demande se forme, il y a un arbitrage partiel entre aide formelle et aide informelle qui dépend des préférences du bénéficiaire mais également de la disponibilité de ces aidants. Les aidants familiaux potentiels<sup>8</sup> souhaitent que les besoins de la personne âgée en aide soient satisfaits et ils vont donc combler le manque d’aide formelle par leur aide informelle. Ils sont donc directement concernés par le comportement de demande de la personne âgée et ils sont donc souvent impliqués dans les processus de décisions. Ils jouent donc un rôle dans la demande d’aide à domicile de part leur offre d’aide informelle mais également par leurs conseils et leur implication.

Le cas spécifique de l’APA introduit d’autres acteurs dans le processus de demande d’aide à domicile. En effet un bénéficiaire de l’APA reçoit la visite d’une équipe médico-sociale qui doit mettre en place un plan d’aide. L’objectif de cette visite est avant tout d’évaluer les besoins en aide de la personne âgée et de déterminer le nombre d’heures d’aide qui sera solvabilisé par l’APA. Cependant ces équipes ont un rôle prescripteur fort. D’une part le plan d’aide a un rôle objectif important puisqu’il encadre les dépenses d’APA pour un bénéficiaire et donc influence le reste-à-charge : toutes les heures consommées hors du cadre fixé par le plan d’aide le sont à un coût plus élevé puisque ces heures ne sont pas solvabilisées par l’APA. Dans les textes les besoins du bénéficiaire doivent être évalués en prenant en compte uniquement le niveau de dépendance. On sait que dans la réalité les membres de ces équipes ont la possibilité de moduler ce plan d’aide [14]. D’autre part, les membres de cette équipe médico-sociale sont des interlocuteurs privilégiés pour les personnes âgées lorsqu’elles prennent leur décision de consommation d’aide. Cette équipe médico-sociale doit être composée de professionnels de santé (aide-soignante, infirmière ou médecin par exemple) mais également de travailleurs sociaux employés par le Conseil départemental. Ces différents acteurs font donc également partie du processus de demande d’aide à domicile.

### 3.3 Qu’entend-on par élasticité-prix ?

L’élasticité-prix qui sera estimée ici est donc particulière. Tout d’abord elle ne caractérise pas le comportement de consommation d’un agent rationnel mais celui d’un collège d’individu qui interagissent entre eux. De plus le prix considéré par ce collège d’individu pour déterminer les quantités consommées d’aide à domicile n’est pas le prix facturé par le producteur d’aide mais celui payé par le consommateur. L’élasticité-prix considérée ici représente donc la manière dont un ensemble d’agent va réagir à la modification du reste-à-charge et plus particulièrement la manière dont cette réaction va influencer la quantité d’aide consommée

---

7. Pour plus de détails sur le mode de calcul du reste à charge voir en Annexes 8.2

8. On pense ici principalement au conjoint, aux enfants et beaux-enfants.

par la personne âgée dépendante.

On peut également transposer cette nouvelle définition à l'élasticité-revenu et il semble peu probable qu'elle soit nulle. Nous sommes donc dans un cas où les élasticité-prix compensée et non compensée sont différentes. Cependant l'objectif final du présent article consiste à déterminer les conséquences, en termes d'équité inter-départemental, de la décentralisation de l'APA. Il s'agit donc d'étudier les modifications des quantités consommées quand les prix varient, qu'elles que soient les moteurs de ces modifications. Plus particulièrement il importe peu pour l'analyse que ces modifications soient le résultat d'une modification de pouvoir d'achat ou d'une modification du prix relatif de l'aide formelle par rapport aux autres biens. C'est donc l'élasticité-prix non compensée qui m'intéresse pour cette analyse.

Je vais maintenant présenter les bases de données utilisées pour l'estimation de cette élasticité-prix.

## 4 Données

Comme nous l'avons vu, le calcul du reste-à-charge se fait sur la base d'éléments divers et dépendant soit de caractéristiques individuelles, soit de variables départementales. Pour prendre en compte tous ces éléments j'utilise deux bases de données différentes.

### 4.1 L'enquête Handicap Santé

L'enquête Handicap Santé a été mise en oeuvre en 2008. Il s'agit d'une enquête nationale menée conjointement par l'INSEE et la DREES au niveau individuel. L'objectif de cette enquête est de prolonger les données collectées grâce à l'enquête Handicap Incapacités Dépendance réalisée entre 1998 et 1999. HSM est composée de deux volets : le questionnaire "Ménages" dont les répondants sont des personnes handicapées à domicile et le volet "Institutions". C'est le volet ménage (HSM) que j'utilise pour réaliser mon estimation.

Environ 29000 personnes ont répondu à un questionnaire - administré en face à face - ce qui représente un taux de réponse de 76,6%.

Cette enquête présente plusieurs intérêt pour mon analyse. Tout d'abord elle est centrée sur les personnes handicapées et beaucoup de répondants sont des personnes âgées dépendantes (environ 20% des personnes interrogées dans cette enquête ont plus de 60 ans), il s'agit donc d'une enquête avec un nombre important de bénéficiaires de l'APA.

De plus les variables de l'enquête permettent d'éclairer sur la situation financière et sur le niveau de dépendance. La situation financière des individus est nécessaire dans le contexte français pour calculer le reste-à-charge (puisqu'il dépend en partie du revenu). Les variables relatives au degré de dépendance sont essentielles à mon analyse dans la mesure où il s'agit probablement de la principale variable explicative de la quantité consommée d'aide à domicile.

Enfin cette enquête comporte des variables socio-démographiques comme l'âge ou la situation maritale par exemple. Pour finir, elle permet de déterminer le département de résidence des individus, ce qui me permet de croiser HSM avec les données concernant les politiques des Conseils départementaux.

## 4.2 L'enquête Territoire

L'enquête Territoire est une enquête menée auprès des départements de France métropolitaine en 2012. Elle a été créée par une équipe pluri-disciplinaire, composée à la fois de sociologues (Solène Billaud, Florence Weber et Jingyue Xing) et d'économistes (Louis Arnault, Cécile Dubois, Agnès Gramain, Helen Lim et Jérôme Wittwer). Cette enquête a pour objectif de décrire les pratiques des Conseils départementaux concernant la mise en oeuvre des politiques d'aide aux personnes âgées dépendantes. Ses variables portent sur les paramètres de mise en oeuvre de l'APA, mais aussi sur l'organisation territoriale des politiques d'aide aux personnes âgées dans chaque département.

La conception de cette enquête s'est faite en deux étapes. Dans un premier temps des études de terrain auprès de huit Conseils départementaux ont été réalisées. Ces monographies ont mis en évidence une importante hétérogénéité des pratiques départementales dans la mise en oeuvre des politiques d'aide à domicile pour les personnes âgées dépendantes. Les enquêtes monographiques départementales ont permis de mettre au point des indicateurs pertinents permettant de caractériser les politiques des Conseils départementaux.

La base de données que j'utilise ici correspond à la seconde étape. Un questionnaire - construit à partir des enseignements des monographies - a été envoyé à l'ensemble des départements de France métropolitaine. La base de données utilisées correspond aux réponses à ce questionnaire auquel 73 départements ont répondu.

Cette base de données comporte des informations permettant de d'approximer les reste-à-charge individuels. Pour chacun des départements répondants, y figurent une partie des tarifs de remboursement fixés par les Conseils généraux mais également les prix facturés par les producteurs pour une partie de ceux-ci. L'enquête Territoire contient également des informations sur la structure de l'offre dans les départements avec la proportion d'heure d'aide fournies par les producteurs autorisés. Enfin l'enquête précise le mode de calcul du reste-à-charge appliqué par chacun des Conseils départementaux, permettant ainsi de déterminer si l'on se trouve dans le cas standard où dans une situation alternative.

Malgré le croisement de ces deux bases de données, des informations restent manquantes pour calculer parfaitement le reste-à-charge individuel. Ces manque doivent donc être pris en compte dans la stratégie d'estimation.

## 5 Modélisation et stratégie d'estimation

Avant d'estimer l'élasticité-prix de la demande d'aide à domicile je me penche sur la fonction de demande théorique de l'aide formelle pour les bénéficiaires de l'APA.

### 5.1 Le modèle théorique de demande des bénéficiaires de l'aide à domicile

Le modèle théorique de demande que je retiens repose sur trois hypothèses :

1. Toutes les heures d'aide professionnelle consommées par les bénéficiaires de l'APA le sont dans le cadre du plan d'aide mis en place par les équipes médico-sociale. C'est à dire que toutes les heures perçues sont au moins partiellement solvabilisées. Cela revient à dire que pour chaque individu, il y a un prix unique pour les heures d'aide professionnelle. Il s'agit d'une hypothèse forte et difficilement vérifiable.
2. Je fais l'hypothèse que la consommation d'aide formelle à domicile se fait uniquement par le biais de producteur et non pas par de l'emploi direct.



3. Enfin je considère que la relation entre le nombre d'heure d'aide formelle perçue et les différents facteurs explicatifs n'est pas linéaire mais logarithmique.

Je note  $HP$  le nombre d'heures d'aide professionnelle à domicile consommées par une personne âgée dépendante,  $R$  son revenu mensuel et  $HI$  sa consommation d'heure d'aide informelle. Par ailleurs on prend  $X$  un vecteur de variables socio-démographiques caractérisant l'individu et  $RAC$  son reste-à-charge. En considérant  $i$  l'individu,  $j$  le producteur choisi,  $k$  le type de celui-ci et  $d$  le département de résidence de l'individu, j'écris la fonction de demande ainsi :

$$\ln(HP_{ijkd}) = \begin{cases} \alpha_1 RAC_{ijkd} + \alpha_2 R_i + \alpha_3 HI_i + \alpha_4 X_i & \text{quand } k = 1 \text{ càd le producteur choisi est autorisé} \\ \alpha'_1 RAC_{ij2d} + \alpha'_2 R_i + \alpha'_3 HI_i + \alpha'_4 X_i & \text{quand } k = 2 \text{ càd le producteur choisi est agréé} \end{cases}$$

C'est à dire :

$$\ln(HP_{ijkd}) = \begin{cases} \alpha_1 [t_{j1d} \cdot c_i] + \alpha_2 R_i + \alpha_3 HI_i + \alpha_4 X_i & \text{quand } k = 1 \\ \alpha'_1 [t_{j2d} \cdot c_i + (p_{j2d} - t_{j2d})] + \alpha'_2 R_i + \alpha'_3 HI_i + \alpha'_4 X_i & \text{quand } k = 2 \end{cases}$$

Où  $t_{jkd}$  est le tarif de solvabilisation du producteur  $j$ , sachant son type ( $k$ ) et son département d'implantation ( $d$ ),  $c_i$  est le ticket modérateur de l'individu  $i$ <sup>9</sup> et  $p_{j2d}$  le prix facturé par le producteur  $j$  (qui est agréé) dans le département  $d$ .

L'élasticité-prix se calcul à partir de cette fonction de demande. On a :

Cette fonction de demande comporte trois éléments qui me sont toujours inconnus : le producteur choisi par le bénéficiaire, le type du producteur choisi, et enfin le prix facturé par ce producteur  $j$ . Le manque de connaissance sur ces éléments sera traité à l'aide d'hypothèse simplificatrice en écrivant le modèle réduit pour les deux premiers, et en ajustant la stratégie d'estimation pour le troisième.

## 5.2 Des hypothèses simplificatrices permettant d'estimer un modèle réduit

Le modèle réduit que j'estime repose sur une hypothèse forte : il y a un prix et un tarif de solvabilisation unique par type de producteur dans chacun des départements c'est-à-dire qu'il y a concurrence pure et parfaite ou collusion entre les producteurs. En d'autre terme il n'y a que deux prix facturés par département.

1. *Les producteurs autorisés* : à partir de l'enquête "Territoire", je connais uniquement trois tarifs de solvabilisation "autorisé" par département. Le tarif le plus faible, le tarif le plus élevé et le tarif de la structure fournissant le plus d'heure d'aide dans le département. Je vais donc considérer uniquement ce dernier tarif de solvabilisation que je noterai :  $\overline{t_{1d}}$ . Je choisis ce tarif car c'est celui qui maximise la probabilité de considérer le tarif effectivement subi par l'individu  $i$  résidant dans le département  $d$ . Par ailleurs pour le cas des producteurs autorisés, le tarif de solvabilisation est égal au prix facturé  $\overline{p_{1d}}$
2. *Les producteurs agréés* : il existe un unique tarif de solvabilisation forfaitaire pour les producteurs agréés dans chaque département. J'ai l'information sur cet unique tarif grâce à l'enquête "Territoire", c'est donc cette valeur que je peux utiliser pour me permettre le calcul du reste à charge. Sa notation est :  $\overline{t_{2d}}$ . Je considère par ailleurs un prix facturé unique pour toutes ces structures, différent du tarif de solvabilisation. Ce prix unique par département sera noté :  $\overline{p_{2d}}$ .

---

9.  $c_i$  peut s'écrire  $c_i = c(R_i)$

La fonction de demande peut donc se réécrire :

$$\ln(HP_{ikd}) = \begin{cases} \alpha_1 \left[ \overline{t_{1d}} \cdot c_i \right] + \alpha_2 R_i + \alpha_3 HI_i + \alpha_4 X_i & \text{quand } k = 1 \\ \alpha'_1 \left[ \overline{t_{2d}} \cdot c_i + (\overline{p_{2d}} - \overline{t_{2d}}) \right] + \alpha'_2 R_i + \alpha'_3 HI_i + \alpha'_4 X_i & \text{quand } k = 2 \end{cases}$$

D'autre part lorsque je m'intéresse à un individu  $i$ , je n'observe pas parfaitement sa situation (qui peut être soit  $k = 1$  soit  $k = 2$ ). Mais comme je connais le pourcentage d'heure réalisées par des autorisés et des agréés dans chaque département je peux écrire le reste à charge en espérance. J'ai fait l'hypothèse que les producteurs d'aide professionnelle à domicile étaient soit agréés, soit autorisés. Conditionnellement au département de résidence de la personne âgée dépendante, je peux écrire :

$$\mathbb{E}(RAC_{id}) = \underbrace{\left[ \overline{t_{1d}} \cdot c_i \cdot PROP_{1d} \right]}_{\text{autorisés}} + \underbrace{\left[ \overline{t_{2d}} \cdot c_i + (\overline{p_{2d}} - \overline{t_{2d}}) \right] \cdot PROP_{2d}}_{\text{agréés}}$$

Où  $PROP_{1d}$  représente la proportion d'heures d'aide professionnelles à domicile produites dans le département  $d$  par les producteurs autorisés et  $PROP_{2d}$  représente la proportion d'heures d'aide professionnelles produites dans le département  $d$  par les producteurs agréés.

L'enquête "Territoire" me donne l'information sur  $PROP_{1d}$  et j'en déduis  $PROP_{2d} = 1 - PROP_{1d}$ .

$$\ln(HP_{id}) = \beta_1 \mathbb{E}(RAC_{id}) + \beta_2 R_i + \beta_3 HI_i + \beta_4 X_i$$

$$\ln(HP_{id}) = \beta_1 \underbrace{\left[ \overline{t_{1d}} \cdot c_i \cdot PROP_{1d} \right]}_{\text{autorisés}} + \underbrace{\left[ \overline{t_{2d}} \cdot c_i + (\overline{p_{2d}} - \overline{t_{2d}}) \right] \cdot PROP_{2d}}_{\text{agréés}} + \beta_2 R_i + \beta_3 HI_i + \beta_4 X_i$$

Dans un tel modèle de demande, la valeur de l'élasticité-prix varie d'un individu à l'autre en fonction de son reste-à-charge. En effet <sup>10</sup> :

$$\ln(HP_{id}) = \beta_1 \mathbb{E}(RAC_{id}) + \beta_2 R_i + \beta_3 HI_i + \beta_4 X_i$$

Donc :

$$\frac{dHP_{id}}{d\mathbb{E}(RAC_{id})} = \beta_1 \underbrace{\exp(\beta_1 \mathbb{E}(RAC_{id})) \exp(\beta_2 R_i) \exp(\beta_3 HI_i) \exp(\beta_4 X_i)}_{HP_{id}}$$

$$\epsilon(HP_{id}, \mathbb{E}(RAC_{id})) = \frac{dHP_{id}}{d\mathbb{E}(RAC_{id})} \frac{\mathbb{E}(RAC_{id})}{HP_{id}}$$

$$= \boxed{\beta_1 \mathbb{E}(RAC_{id})}$$

### 5.3 Stratégie d'estimation

La stratégie d'estimation que j'utilise me permet de résoudre le problème de ma non connaissance du prix facturé par les producteurs agréés dans chaque départements. En effet, je peux développer la fonction de demande de manière à isoler ce prix facturé. On peut écrire :

---

10. Voir en Annexes 8.3 pour le calcul développé

$$\ln(HP_{id}) = \beta_1 \left[ (\overline{t_{1d}} \cdot c_i \cdot PROP_{1d}) + (\overline{t_{2d}} \cdot c_i \cdot PROP_{2d}) - (\overline{t_{2d}} \cdot PROP_{2d}) + \underbrace{\left( \overline{p_{2d}} \cdot PROP_{2d} \right)}_{\text{inconnu}} \right] + \beta_2 R_i + \beta_3 HI_i + \beta_4 X_i$$

$$\ln(HP_{id}) = \beta_1 \left[ (\overline{t_{1d}} \cdot c_i \cdot PROP_{1d}) + (\overline{t_{2d}} \cdot c_i \cdot PROP_{2d}) - (\overline{t_{2d}} \cdot PROP_{2d}) \right] + \beta_1 \left[ \underbrace{\left( \overline{p_{2d}} \cdot PROP_{2d} \right)}_{\text{inconnu}} \right] + \beta_2 R_i + \beta_3 HI_i + \beta_4 X_i$$

Selon l'hypothèse qu'il existe un unique prix dans chacun des départements et que les variations de prix entre départements suivent une loi normale, je peux réécrire le  $\overline{p_{2d}}$  de la manière suivante :

$$\overline{p_{2d}} = \overline{p_2} + u_d$$

Où  $u_d$  est gaussien.

Avec  $\overline{p_2}$  le prix facturé par les producteurs agréés purgé de tous les effets de contexte des départements et  $u_d$  la variation de ce prix liée à chacun des contextes départementaux.

$$\ln(HP_{id}) = \beta_1 w_{id} + \beta_2 R_i + \beta_3 HI_i + \beta_4 X_i + \underbrace{\theta}_{=\beta_1 \cdot (\overline{p_2} + u_d)} \cdot PROP_{2d} + v_d + \epsilon_i$$

En notant :  $w_{id} = (\overline{t_{1d}} \cdot c_i \cdot PROP_{1d}) + (\overline{t_{2d}} \cdot c_i \cdot PROP_{2d}) - (\overline{t_{2d}} \cdot PROP_{2d})$

En utilisant la méthode d'estimation par maximum de vraisemblance restreint développée par Harville [15] en 1977, je peux estimer les différents coefficients de ce modèle.

Les paramètres estimés par ce modèle ne pourront pas tous être interprétés directement. Les coefficients  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  et  $\beta_4$  indiqueront respectivement l'impact du revenu, de la consommation d'aide informelle et du vecteur de variables socio-démographiques sur le logarithme de la consommation d'aide formelle.

On a vu que  $\epsilon(HP_{id}, \mathbb{E}(RAC_{id})) = \beta_1 \mathbb{E}(RAC_{id})$ . Pour calculer l'élasticité-prix de chaque individu je devrai donc faire le produit de  $\beta_1$  par son reste à charge. Or celui-ci dépend de variables connues et intégrées dans le modèle mais également de  $\overline{p_2} + u_d$ , le prix facturé par les producteurs agréés dans chacun des départements. Cette valeur sera obtenue avec le paramètre  $\theta$ . En effet :

$$\overline{p_2} + u_d = \frac{\theta}{\beta_1}$$

Mon élasticité-prix individuelle sera donc :

$$\epsilon(HP_{id}, \mathbb{E}(RAC_{id})) = \beta_1 \mathbb{E}(RAC_{id}) = \beta_1 \times \left[ \overline{t_{1d}} \cdot c_i \cdot PROP_{1d} \right] + \left[ \overline{t_{2d}} \cdot c_i + \underbrace{\left( \frac{\theta}{\beta_1} - \overline{t_{2d}} \right)}_{=\overline{p_{2d}}} \right] \cdot PROP_{2d}$$

Cependant, on a vu que le reste-à-charge était linéaire au revenu pour les individus ayant un revenu compris entre 695€ et 2772€ mensuels, ce qui représente une grande partie de mon échantillon. D'un point de vue économétrique, la question de l'identification de l'effet prix est donc problématique dans la mesure

où pour une très grande partie de mon échantillon cet effet se confond parfaitement avec l'effet revenu. Mais on peut résoudre ce problème par deux éléments, l'un théorique et l'autre empirique.

D'un point de vue théorique on peut voir que dans l'expression du reste à charge utilisée ( $\mathbb{E}(RAC_{id} = \left[ \overline{t_{1d}} \cdot c_i \cdot PROP_{1d} \right] + \left[ \overline{t_{2d}} \cdot c_i + (\overline{p_{2d}} - \overline{t_{2d}}) \cdot PROP_{2d} \right]$ ) les termes dépendants de l'individu et du département coexistent. Ainsi l'incertitude sur le type de producteur choisi par le bénéficiaire ( $k = 1$  ou  $k = 2$ ) est un avantage ici puisque je ne peux pas connaître précisément le reste-à-charge des individus (qui dépend linéairement de son revenu). Dans l'expression de l'espérance de reste-à-charge observé des éléments liés au département de résidence des individus. L'effet-prix peut donc être distingué de l'effet revenu car deux individus ayant un même revenu ont un reste à charge différent s'ils vivent dans des départements différents.

D'un point de vue empirique, le coefficient de corrélation de Pearson entre une approximation du reste-à-charge<sup>11</sup> et le revenu de l'individu a une valeur de 0,6. La corrélation est donc importante mais n'empêche pas a priori l'identification de l'effet-prix.

Par ailleurs, ce calcul me permettra de vérifier la vraisemblance de mes résultats puisque la valeur de  $\overline{p_2} + u_d$  ne devrait pas être trop éloignée des prix de l'aide à domicile agréé. Ces prix se situent généralement entre 15 et 25€ pour une heure d'aide professionnelle à domicile.

## 5.4 Les variables utilisées

Les variables utilisées dans mon modèle portent sur les caractéristiques socio-démographiques des individus mais également sur leur niveau de dépendance, j'intègre également une variable ayant trait à leur état de santé.

- **Le logarithme du nombre d'heure d'aide à domicile consommées par semaine** : il s'agit de la variable expliquée du modèle d'estimation. Je considère uniquement les heures qui ne sont pas fournies par du personnel soignant. En effet les heures d'aide à domicile délivrées par des infirmières ou des aides-soignantes par exemple sont prises en charge par la branche maladie de la Sécurité Sociale. Je prends en compte uniquement les heures susceptibles d'être solvabilisées par l'APA, donc celles délivrées par des aides à domicile ou des auxiliaires de vie. Il s'agit d'une variable continue.
- **Le nombre de filles de l'individu** : cette variable est un proxy de l'aide informelle consommée par l'individu, certains résultats empiriques montrent que les filles ont une probabilité plus importante de fournir de l'aide informelle [5]. Il s'agit d'une variable continue.
- **Le nombre de fils de l'individu** : cette variable fournit également une information sur la quantité d'aide informelle reçue par l'individu même si les hommes ont une probabilité plus faible d'apporter de l'aide à leur parent dépendant. Il s'agit d'une variable continue.
- **La configuration de vie de l'individu** : il s'agit d'une variable dummy prenant la valeur "1" si l'individu vit en couple. C'est également un proxy de l'aide informelle perçue.
- **Le revenu mensuel de l'individu** : le revenu mensuel de l'individu permet de contrôler de l'effet de revenu et donc d'isoler uniquement l'effet prix. Il s'agit d'une variable catégorielle en raison du manque d'information dans la base de données. Les catégories ont été construites en tenant compte de la législation de l'APA. La première catégorie comprend les individus ayant un revenu inférieur à 695€, c'est à dire dont le ticket modérateur ( $c_i$ ) était nul en 2012. La catégorie deux correspond aux individus ayant un revenu mensuel compris entre 695 et 1000 €. Puis chaque catégorie est une

---

11. Je ne connais pas la valeur précise du reste à charge

plage de 500€ jusqu'aux catégories 5 et 6 qui comprennent respectivement les individus dont le revenu est supérieur à 2000€ et inférieur à 2772€, et les individus dont le revenu est supérieur à 2772€ (cette somme étant celle au-delà de laquelle le ticket modérateur ( $c_i$ ) est fixé à 90%).

- **La zone d'habitation de l'individu** : cette variable est un proxy de l'offre d'aide à domicile. Les zones d'habitation ont une influence sur le nombre de structure d'aide à domicile à proximité. Cette variable peut capturer un effet de rationnement de l'offre de l'aide à domicile si l'individu réside dans une zone difficile à desservir. Il s'agit d'une variable catégorielle dont les quatre catégories sont respectivement ; "zone rurale", "ville inférieure à 20000 habitants", "ville comprise entre 20000 et 100000 habitants" et "ville supérieure à 100000 habitants".
- **Le niveau d'éducation de l'individu** : il s'agit d'une variable catégorielle dont les catégories sont, "aucun diplôme", "diplôme primaire/début secondaire" (brevet ou CAP, BEP), "secondaire supérieur" (Baccalauréat) et "Post-Secondaire" (diplôme du supérieur).
- **Le sexe de l'individu** : une variable dichotomique qui prend la valeur "1" si l'individu est une femme.
- **L'âge de l'individu** : il s'agit d'une variable catégorielle, les sept catégories correspondent à une plage de cinq ans de 65 ans à 95 ans et plus.
- **Le nombre d'ADL de l'individu** : la liste d'ADL correspond à une liste d'activités de la vie quotidienne nécessaire pour vivre seul. Ici nous prenons en compte sept de ces activités (se laver, s'habiller et se déshabiller, couper sa nourriture, manger et boire, utiliser des toilettes, s'allonger et se relever d'un lit et s'allonger et se relever d'une chaise) qui permettent d'évaluer le degré de dépendance d'une personne. Le nombre d'ADL est une variable qui représente le nombre de ces activités que l'individu déclare ne pas pouvoir faire seul, il s'agit donc d'une variable qui prend des valeurs de 0 à 7.
- **Le nombre d'IADL de l'individu** : la liste des IADL est complémentaire à celle des ADL. Il s'agit d'activités instrumentales de la vie quotidienne, nous en considérons onze ici (faire les courses, préparer un repas, effectuer des tâches ménagères de base, effectuer des tâches ménagères avancées, effectuer des tâches administratives de base, prendre un traitement médicamenteux, se déplacer, prendre un moyen de transport, sortir de la maison, trouver son chemin, utiliser un téléphone). Le nombre d'IADL est donc une variable qui représente le nombre de ces activités que l'individu déclare ne pas pouvoir faire seul, il s'agit donc d'une variable qui prend des valeurs de 0 à 11.
- **Est-ce que l'individu est atteint de la maladie d'Alzheimer** : il s'agit d'une variable dichotomique prenant la valeur "1" si l'individu est atteint par la maladie d'Alzheimer.

## 6 Echantillon et Statistiques descriptives

Les individus qui m'intéressent sont les bénéficiaires de l'APA à domicile. Je présenterai donc dans un premier temps les caractéristiques de ces individus. Mais en raison d'un manque de données départementales, tous les bénéficiaires de la base HSM n'ont pas pu être intégrés aux analyses ; je m'interrogerai donc ensuite sur la spécificité de l'échantillon utilisé.

### 6.1 Les bénéficiaires de l'APA

Les bénéficiaires de l'APA représentent une sous-population particulière parmi les personnes âgées dépendantes ; pour mettre en évidence ses caractéristiques je vais les comparer à la population des personnes âgées dépendantes. Je compare donc deux échantillons :

- Les bénéficiaires de l’APA à domicile.
- Les personnes âgées dépendantes : je considère que les personnes âgées dépendantes sont les personnes de plus de 65 ans, et qui souffrent d’au moins une limitation dans la vie quotidienne (ADL) ou d’une limitation instrumentale dans la vie quotidienne (IADL).

Il est à noter que les deux échantillons comparés ne sont pas représentatifs, notamment pour les bénéficiaires de l’APA. Cependant cette comparaison permet tout de même de préciser la nature de l’échantillon considéré.

<b>Variables</b>	<b>Les bénéficiaires de l’APA</b> Effectif : 522		<b>Les non bénéficiaires de l’APA</b> Effectif : 3309	
	<b>Moyenne</b>	<b>Ecart-type</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Ecart-type</b>
Nombre d’heure d’aide formelle	18,5	26,5	4,7	13,1
Nombre d’ADL	2,9	2,4	1,1	1,8
Nombre d’IADL	7,11	3	3,9	2,9
Nombre de fils	1,3	1,5	1,3	1,4
Nombre de filles	1,2	1,2	1,3	1,4

TABLE 1 – Les bénéficiaires de l’APA

La table 3 présente les variables continues qui définissent les bénéficiaires de l’APA et les personnes âgées dépendantes en général. On observe que les bénéficiaires de l’APA consomment en moyenne 14 heures de plus que les personnes âgées dépendantes. On peut expliquer cette différence par un effet prix (pour les bénéficiaires de l’APA une heure d’aide à domicile est moins coûteuse que pour un non bénéficiaire) mais également par un effet de dépendance (les bénéficiaires de l’APA sont sans doute plus dépendants que les non bénéficiaires), un effet confirmé en comparant les nombres d’ADL et d’IADL.

En revanche le nombre de filles et de fils est le même pour les deux populations.

Variables	Les bénéficiaires de l'APA		Les non bénéficiaires de l'APA	
	Effectif : 522		Effectif : 3309	
	Fréquence	Pourcentage	Fréquence	Pourcentage
Revenu mensuel < 695	53	10,1	355	1,7
695 ≤ Revenu mensuel < 1000	161	30,8	1014	30,6
1000 ≤ Revenu mensuel < 1500	156	29,9	816	24,6
1500 ≤ Revenu mensuel < 2000	73	14	501	15,1
2000 ≤ Revenu mensuel < 2772	38	7,3	201	6,1
2772 ≤ Revenu mensuel	7	1,3	134	4,1
Alzheimer	126	24,1	224	6,8
Zone rurale	144	27,6	774	23,4
Ville < 20 000 hab.	91	17,4	485	14,7
20 000 hab. < Ville < 100 000 hab.	57	10,9	554	16,7
100 000 hab. < Ville	230	44,1	1496	45,2
Aucun diplôme	256	49	1411	42,6
Diplôme primaire/Début secondaire	209	40	1206	36,4
Secondaire supérieur	49	9,4	505	15,3
Post-Secondaire	8	1,5	187	5,6
Vit en couple	164	31,4	1531	46,3
Femme	392	75,1	2275	68,7
65 ≤ Age < 70	21	4	465	14,1
70 ≤ Age < 75	26	5	373	11,3
75 ≤ Age < 80	74	14,2	577	17,4
80 ≤ Age < 85	119	22,8	778	23,5
85 ≤ Age < 90	114	21,8	611	18,5
90 ≤ Age < 95	107	20,5	345	10,4
95 ≤ Age	61	11,7	160	4,8

TABLE 2 – Les bénéficiaires de l'APA

J'observe que la population des bénéficiaires de l'APA est en moyenne plus pauvre que la population des personnes âgées dépendantes. En effet 10% des bénéficiaires ont un revenu mensuel inférieur à 695€ contre 1,7% pour les personnes âgées dépendantes. On peut faire l'hypothèse qu'il s'agit d'un effet indirect du niveau de dépendance car les populations les plus pauvres sont touchées plus fortement par les limitations de la vie quotidienne et par les limitations instrumentales de la vie quotidienne.

La répartition en terme de zone géographique est en revanche similaire pour les deux populations. Pour finir on constate que le groupe des bénéficiaires de l'APA est plus âgé que les non bénéficiaires : seulement 4% des bénéficiaires ont entre 65 et 70 ans contre 14,1% pour les non bénéficiaires. Cela peut s'expliquer par un effet indirect du niveau de dépendance, avoir un niveau de dépendance élevé conduit à demander l'APA et être âgé augmente les chances d'avoir un niveau de dépendance élevé.

## 6.2 Caractéristiques de l'échantillon utilisé

Deux bases de données sont utilisées pour réaliser les estimations de l'élasticité prix, or la base "Territoire" n'est pas exhaustive - tous les départements n'ont pas répondu - et certains retours sont incomplets. Tous les bénéficiaires de l'APA présents dans HSM n'ont donc pas pu être intégrés aux analyses. Sur les 522 bénéficiaires présents dans la base, seuls 291 disposaient d'un vecteur d'informations complet. L'échantillon sur lequel je travaille est donc composé de 291 individus résidant dans 47 départements différents. On peut donc se demander si les caractéristiques de l'échantillon utilisé sont proches des bénéficiaires non intégrés à l'estimation en raison d'un manque d'information.

J'ai deux raisons de douter de la représentativité de l'échantillon finalement utilisé. Tout d'abord la manière dont l'échantillon est "sélectionné" n'est pas forcément exogène. On peut imaginer que les Conseils généraux pour lesquels nous n'avons pas d'informations ont des caractéristiques particulières et que ces caractéristiques peuvent en partie être expliquées par leur population. On peut aussi souligner le fait que certaines modalités ont un nombre d'occurrence très faible (par exemple la modalité "avoir un revenu supérieur à 2772€"), c'est à dire que même si la sélection était exogène elle pourrait remettre en cause la représentativité de l'échantillon.

Je présente dans le tableau 5 les résultats des tests de comparaison de moyenne et dans le tableau 6 les résultats des tests de comparaison de proportion entre les deux échantillons.

Variables	Echantillon utilisé Effectif : 291		Hors échantillon Effectif : 231		
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Valeur Ttest
Nombre d'heure d'aide formelle	17,4	24,7	19,8	28,7	0,30
Nombre d'ADL	2,9	2,4	3	2,5	0,74
Nombre d'IADL	7,1	3	7,1	3,1	0,65
Nombre de fils	1,3	1,2	1,5	1,7	0,07*
Nombre de filles	1,1	1	1,3	1,4	0,09*

TABLE 3 – Echantillon utilisé

On peut voir que les deux échantillons diffèrent sur le nombre d'enfants des individus, que ce soit les fils ou les filles. Les moyennes des deux échantillons sont significativement différentes à hauteur de 10%. Ces deux variables font partie des proxys utilisés pour représenter les possibilités de recevoir de l'aide informelle. Dans l'échantillon que j'utilise, le nombre de fils et de fille est inférieur à celui de l'autre échantillon. Mon échantillon final se caractérise donc par des possibilités de recevoir de l'aide informelle inférieure à celle de l'ensemble des bénéficiaires de l'APA dans l'enquête HSM.



Variables	Echantillon utilisé Effectif : 291		Hors échantillon Effectif : 231		Valeur Prtest
	Fréquence	Pourcentage	Fréquence	Pourcentage	
Revenu mensuel < 695	18	6,2	35	15,1	0,00***
695 ≤ Revenu mensuel < 1000	92	31,6	69	29,9	0,67
1000 ≤ Revenu mensuel < 1500	96	33	60	26	0,08*
1500 ≤ Revenu mensuel < 2000	40	13,8	33	14,3	0,85
2000 ≤ Revenu mensuel < 2772	23	7,9	15	6,5	0,53
2772 ≤ Revenu mensuel	4	1,4	3	1,3	0,94
Alzheimer	73	25,1	53	22,9	0,57
Zone rurale	74	25,4	70	30,3	0,21
Ville < 20 000 hab.	50	17,2	41	17,7	0,86
20 000 hab. < Ville < 100 000 hab.	31	10,6	26	11,3	0,82
100 000 hab. < Ville	136	46,7	94	40,7	0,00***
Aucun diplôme	133	45,7	123	53,2	0,08*
Diplôme primaire/Début secondaire	125	42,9	84	36,3	0,12
Secondaire supérieur	28	9,6	21	9,1	0,83
Post-Secondaire	5	1,7	3	1,3	0,69
Vit en couple	94	32,3	70	30,3	0,62
Femme	225	77,3	167	72,3	0,18
65 ≤ Age < 70	15	5,1	6	2,6	0,13
70 ≤ Age < 75	13	4,5	13	5,6	0,54
75 ≤ Age < 80	43	14,8	31	13,4	0,65
80 ≤ Age < 85	70	24,1	49	21,2	0,44
85 ≤ Age < 90	65	22,3	49	21,2	0,75
90 ≤ Age < 95	57	19,6	50	21,6	0,56
95 ≤ Age	28	9,6	33	14,3	0,10*

TABLE 4 – Echantillon utilisé

On note également des différences significatives de proportions entre les deux échantillons. Ces différences portent sur la proportion d'individu ayant un revenu inférieur à 695€, la proportion d'individu ayant un revenu mensuel compris entre 1000 et 1500€, la proportion d'individu vivant dans une ville de plus de 100000 habitants, celle d'individu n'ayant aucun diplôme et celle d'individu ayant plus de 95 ans. Globalement mon échantillon comprend des individus moins pauvres, plus citoyens, plus diplômés et moins âgés.

## 7 Résultats

A partir de l'échantillon considéré plus haut, on estime le modèle détaillé à la section 5. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 5 on the following page.

Log-Vraisemblance restreinte : -391,73207

Variable d'intérêt : ln(nombre d'heure d'aide professionnelle consommées)

<b>Variabiles</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Ecart-type</b>
Nombre d'ADL	0,122***	0,035
Nombre d'IADL	0,72**	0,028
Alzheimer	0,157	0,143
Revenu mensuel < 695	rèf	
695 ≤ Revenu mensuel < 1000	-0,555**	0,191
1000 ≤ Revenu mensuel < 1500	-0,277*	0,171
1500 ≤ Revenu mensuel < 2000	-0,133	0,196
2000 ≤ Revenu Mensuel < 2772	0,211	0,240
Revenu Mensuel ≤ 2772	0,481	0,487
Zone rurale	rèf	
Ville < 20 000 hab.	-0,245	0,168
20 000 hab. < Ville < 100 000 hab.	-0,277	0,193
100 000 hab. < Ville	-0,272*	0,142
Aucun diplôme	rèf	
Diplôme primaire/Début secondaire	-0,086	0,111
Secondaire supérieur	-0,079	0,193
Post-Secondaire	0,057	0,396
Vit en couple	-0,447**	0,134
Nombre de fils	0,005	0,042
Nombre de filles	0,028	0,051
Femme	0,015	0,133
65 ≤ Age < 70	0,240	0,342
70 ≤ Age < 75	0,324	0,268
75 ≤ Age < 80	0,179	0,251
80 ≤ Age < 85	0,203	0,257
85 ≤ Age < 90	-0,002	0,260
90 ≤ Age < 95	0,024	0,297
95 ≤ Age	rèf	
$z_{id}$	-0,023*	0,012
Proportion de producteurs agréés	-0,435	0,461
Constante	2,036***	0,353
<b>Paramètres des effets aléatoires</b>	<b>Estimation</b>	<b>Ecart-type</b>
$u_d$	1,053	0,375
$v_d$	0,000	.

TABLE 5 – Modèle multi-niveaux avec effets aléatoires et coefficient aléatoire

Les variables indiquant le niveau de dépendance ont un effet significatif sur le nombre d'heures d'aide à domicile consommées. Ainsi le nombre d'ADL est le plus significatif (1%) et a un effet positif. De même pour le

nombre d'IADL qui est significatif à 5%. Le nombre d'activité de la vie quotidienne pour lesquelles l'individu a besoin d'une assistance augmente le nombre d'heures d'aide professionnelle à domicile consommées.

Les effets du revenu mettent en évidence le calcul du reste à charge pour les bénéficiaires de l'APA. Les individus appartenant à la catégorie de référence (revenu mensuel inférieur à 695€) sont ceux ayant un ticket modérateur nul (s'il s'adresse à un producteur "autorisé" ils ont un reste à charge nul). Les individus ayant un revenu mensuel compris entre 695 et 1000€ ont une consommation significativement moins importante d'aide professionnelle à domicile, sans doute en raison de cet effet reste à charge. On note un impact négatif également des individus ayant un revenu compris entre 1000 et 1500€, un impact significatif mais moins important en terme de coefficient. Je suppose que les effets reste à charge (qui conduit à une diminution de la consommation d'aide) et les effets revenus (qui conduisent à une augmentation de la consommation d'aide) commencent à se compenser. Les trois autres catégories de revenus ne sont pas significativement différentes de la catégorie de référence.

De même le fait de vivre dans une ville supérieure à 100000 habitants diminue de manière significative (10%) la consommation d'heure d'aide à domicile. On peut formuler deux hypothèses pour expliquer ce résultat. On peut premièrement imaginer que le fait de vivre dans une grande ville conduit à être moins isolé (notamment de ses enfants) et permet donc d'avoir accès plus facilement à de l'aide informelle. Deuxièmement, le fait de vivre dans une grande ville peut indirectement être corrélé avec un plus faible niveau de dépendance (que ce soit via la catégorie socio-professionnelle ou via un meilleur accès au soin tout au long de la vie etc.). Cependant cet effet n'est pas très fort dans la mesure où il n'y a de différence significative avec la catégorie de référence (zone rurale) que pour les habitants de villes supérieures à 100000 habitants.

Pour finir, le fait de vivre en couple diminue de manière significative (5%) le nombre d'heures d'aide consommées par semaine, par rapport aux individus vivant seuls ou avec un enfant. Là encore plusieurs explications peuvent être avancées. Comparativement aux personnes âgées dépendantes vivant seules je pense à deux explications. Tout d'abord le fait de vivre seul réduit les possibilités de recevoir de l'aide informelle, ce qui peut donc augmenter les besoins en aide formelle et donc sa consommation. Ensuite on peut avancer l'hypothèse de la prévention de la dépendance ; être accompagné de quelqu'un au quotidien peut permettre d'éviter des chutes par exemple et ainsi de retarder ou de ralentir l'apparition d'incapacités. Comparativement aux personnes âgées vivant avec un enfant en revanche, on peut imaginer un effet inverse : ce sont les enfants des personnes les plus dépendantes qui s'installent avec leur parent. Ainsi comparativement aux personnes vivant en couple ces personnes ont besoin de plus d'aide à domicile. Dans les deux cas, le fait de vivre en couple diminue significativement la consommation d'aide professionnelle à domicile.

Pour finir on observe que ni le niveau d'éducation, ni l'âge, ni le fait d'avoir Alzheimer, ni le sexe et ni le nombre d'enfants n'ont d'effet sur la consommation d'aide à domicile. Le faible nombre d'observations utilisées et donc le manque de puissance peut expliquer cette absence de significativité pour toutes ces variables. Plus spécifiquement les effets présumés du niveau d'éducation, de l'âge et du fait d'avoir Alzheimer sont des effets indirects passant par le niveau de dépendance. En conséquence si celui-ci est bien contrôlé il ne devrait pas y avoir d'effet unique de l'éducation ou de l'âge. En d'autre terme, il semble que à niveau de dépendance donné, l'effet de l'âge soit non significatif sur la consommation d'heure d'aide formelle à domicile. Concernant le sexe et le nombre d'enfants, les effets attendus transitent par la disponibilité de l'aide informelle et on peut supposer que celle-ci est en grande partie capturée par le fait de vivre en couple.

L'élasticité-prix varie pour chaque individu en fonction de son reste-à-charge. Le reste-à-charge étant inconnu (il dépend de  $\overline{p_{2d}}$  qui n'est pas connu) je dois utiliser son estimation, c'est à dire en utilisant la formule :

$$\epsilon(\widehat{HP_{id}}, \widetilde{\mathbb{E}(RAC_{id})}) = \beta_1 \mathbb{E}(RAC_{id}) = \beta_1 \times \left[ \overline{t_{1d}} \cdot c_i \cdot PROP_{1d} \right] + \left[ \overline{t_{2d}} \cdot c_i + \underbrace{\left( \frac{\theta}{\beta_1} - \overline{t_{2d}} \right)}_{=\overline{p_{2d}}} \right] \cdot PROP_{2d}$$

La valeur obtenue pour chaque individu est donc une estimation de l'élasticité-prix utilisant une estimation du reste à charge individuel. L'élasticité-prix obtenue en utilisant le reste à charge estimé moyen est -0,15. Cette valeur est proche de l'élasticité-prix de la demande de soins qui gravite autour de -0,2 (voir par exemple Keeler et Rolph, 1988 [16]).

## 7.1 Robustesse et cohérence externe de l'estimation

La robustesse de l'estimation peut-être évaluer en proposant l'estimation d'un modèle alternatif qui correspond à la modification de l'hypothèse n°4 (section 5.2). Si on fait l'hypothèse que la compétition (ou la collusion) entre les structures d'aide à domicile agréées s'étend sur tout le territoire métropolitain, cela signifie qu'il y a un prix unique pour les producteurs agréés dans toute la France. Ainsi on a :

$$p_2 = \overline{p_2}$$

On peut donc estimer un modèle avec effets aléatoires simples de la forme :

$$\ln(HP_{id}) = \beta'_1 w_{id} + \beta'_2 R_i + \beta'_3 HI_i + \beta'_4 X_i + \underbrace{\theta'}_{=\beta'_1 \cdot \overline{p_2}} PROP_{2d} + v_d + \epsilon'_i$$

$$\text{En notant : } w_{id} = (\overline{t_{1d}} \cdot c_i \cdot PROP_{1d}) + (\overline{t_{2d}} \cdot c_i \cdot PROP_{2d}) - \overline{t_{2d}}$$

Les résultats obtenus sont présentés ci-dessous :

Variable d'intérêt : ln(nombre d'heure d'aide professionnelle consommées)		
Variabiles	Coefficient	Ecart-type
Nombre d'ADL	0,122***	0,035
Nombre d'IADL	0,073***	0,028
Alzheimer	0,164	0,143
Revenu mensuel < 695	rèf	
695 ≤ Revenu mensuel < 1000	-0,564**	0,192
1000 ≤ Revenu mensuel < 1500	-0,284*	0,172
1500 ≤ Revenu mensuel < 2000	-0,134	0,197
2000 ≤ Revenu Mensuel < 2772	0,184	0,242
Revenu Mensuel ≤ 2772	0,411	0,488
Zone rurale	rèf	
Ville < 20 000 hab.	-0,249	0,170
20 000 hab. < Ville < 100 000 hab.	-0,287	0,198
100 000 hab. < Ville	-0,259*	0,198
Aucun diplôme	rèf	
Diplôme primaire/Début secondaire	-0,079	0,111
Secondaire supérieur	-0,063	0,193
Post-Secondaire	0,102	0,396
Vit en couple	-0,452	0,135
Nombre de fils	0,011	0,042
Nombre de filles	0,026	0,052
Femme	0,011	0,133
65 ≤ Age < 70	0,184	0,344
70 ≤ Age < 75	0,280	0,268
75 ≤ Age < 80	0,147	0,252
80 ≤ Age < 85	0,169	0,257
85 ≤ Age < 90	-0,033	0,261
90 ≤ Age < 95	0,006	0,297
95 ≤ Age	rèf	
$z_{id}$	-0,024**	0,012
Proportion de producteurs agréés	-0,515	0,433
Constante	2,11	0,362
$\sigma_u$	0,267	
$\sigma_\epsilon$	0,852	
$\rho$	0,089	part de la variance due à $u_i$

TABLE 6 – Modèle multi-niveaux avec effets aléatoires

On note une faible variation des résultats obtenus, les mêmes coefficients sont significatifs et leurs signes sont identiques. L'estimation est donc robuste à ce changement d'hypothèse.

La cohérence externe de l'estimation peut quant à elle être évaluée en recalculant :

$$\overline{p_2} = \frac{\theta}{\beta_1}$$

Si on effectue ce calcul pour la première estimation on trouve une valeur de 18,91. Ainsi le prix facturé par les producteurs agréés, prugé de tous les effets départementaux, serait de 18,91€ de l'heure. Cette valeur ne doit pas être interprétée, cependant sa cohérence avec les prix effectivement facturés semble de bonne augure pour la vraisemblance de mon estimation.

## 7.2 Limites et discussion

Plusieurs limites de cette étude peuvent être soulignées concernant la base de données et l'estimation.

Tout d'abord si on s'intéresse à la représentativité de l'échantillon on peut soulever deux problèmes. D'une part l'enquête HSM renseigne mal sur les allocations dont bénéficient les individus. Ainsi lorsqu'on reporte au niveau national le nombre de bénéficiaires de l'APA présent dans HSM, on trouve environ 300000 bénéficiaires de l'APA. Il y a donc une sous-déclaration du fait de bénéficier de l'APA dans HSM. Cette sous-déclaration n'est probablement pas exogène, les individus n'ayant pas déclaré qu'ils ont l'APA ont sans doute des caractéristiques particulières susceptibles d'influencer l'élasticité prix de leur demande. Il peut donc y avoir un biais de sélection dans mon échantillon.

D'autre part je n'utilise qu'une partie des individus ayant déclaré recevoir l'APA dans HSM et on a vu que cette partie avait des caractéristiques particulières, notamment au niveau des revenus mais aussi du lieu d'habitation, du nombre d'enfants ou de l'âge. Ces variables sont susceptibles d'influencer la quantité consommée d'aide professionnelle (revenu, lieu d'habitation) mais également la quantité consommée d'aide informelle (nombre d'enfants).

Cette sélection est sans doute en partie contrôlée par les variables socio-démographiques que j'utilise, cependant une partie est comprise dans le résidu et peut donc biaiser les résultats.

Concernant l'estimation, on peut soulever deux critiques. D'une part le fait de raisonner par département pose des problèmes en terme d'effectif. Comme cela a déjà été souligné, un certain nombre de modalités ont un effectif très faible (les individus ayant un revenu supérieur à 2772€ par exemple). Cependant cela ne conduit pas à des biais d'estimation mais peut expliquer la faible significativité des coefficients estimés.

En revanche un problème plus important peut être soulevé. Il y a probablement une variable omise qui peut entraîner de l'endogénéité. Mon estimation comporte une variable départementale (la proportion d'heure réalisées par des producteurs agréés dans le département), qui peut être influencée par "la politique du Conseil général en terme de dépendance". Or cette politique est susceptible d'avoir un impact sur la consommation d'aide à domicile professionnelle des habitants du département.

## 8 Conclusion

Cet article propose donc une estimation de l'élasticité-prix de l'aide à domicile pour les bénéficiaires de l'APA. Il s'agit d'une élasticité-prix décrivant les mécanismes d'une fonction de demande inhabituelle. Elle ne décrit pas le comportement d'un individu rationnel maximisant son profit, mais celui d'un groupe de personnes réagissant à un reste-à-charge. A l'aide de l'estimation d'un modèle multi-niveaux à effets aléatoires mixtes, j'obtiens une valeur estimée de l'élasticité-prix de -0,15. Cette valeur est relativement proche de la valeur de l'élasticité-prix de la demande de soins.

Les résultats obtenus doivent cependant être interprétés avec circonspection dans la mesure où l'échantillon utilisé est sélectionné et où une endogénéité est possible. Cependant les tests de robustesse donnent des résultats similaires et les valeurs des coefficients obtenus semblent conforme à la réalité.

Ainsi la demande d'aide professionnelle à domicile est peu sensible au prix. Les différences de solvabilisation entre départements conduisent donc à des différences dans les quantités consommées d'aide à domicile. Ces différences ont donc pour conséquences des différences de bien-être entre personnes âgées de différents départements, mais également entre aidants informels.

## Annexes

### 8.1 Tableaux de répartition AF/AI

	Dépenses publiques	Dépenses privées	Aide informelle	Total
Etablissement	7959	1293	9000	18300
Domicile	14407	9149	-3400	20100

TABLE 7 – Répartition des dépenses de prise en charge de l'autonomie entre dépenses publiques et privées en Millions d'Euros en 2010

Source : Rapport Charpin de 2011 [6]

### 8.2 Le calcul du reste-à-charge pour un bénéficiaire de l'APA

#### 8.2.1 Le cas standard

Le prix d'une heure d'aide à domicile pour les bénéficiaires de l'APA à domicile dépend de quatre éléments : le plan d'aide mis en place pour le bénéficiaire de l'APA, le producteur choisi par le bénéficiaire, la politique de solvabilisation du département et enfin le revenu mensuel de la personne âgée dépendante.

Les EMS - à la suite d'une visite à domicile - fixe un nombre d'heure maximale qui pourront être solvabilisées par l'APA dans un mois : il s'agit du plan d'aide. Il répond aux besoins d'aide de la personne âgée dépendante. Sachant ce plan d'aide, le bénéficiaire est libre de choisir le nombre d'heure d'aide qu'il souhaite, il peut consommer moins d'heures par mois que ne le prévoit son plan d'aide (on dit qu'il sous-consomme) ou plus d'heure par mois que le quota prévu (on dit qu'il sur-consomme). Ainsi si on note,  $h_i^*$  le nombre d'heures d'aide effectivement consommées par l'individu dans un mois et  $\bar{h}_i$  le nombre maximum d'heures d'aide définies dans le plan d'aide et ouvrant droit à subvention et  $h_i$  le nombre d'heure d'aide facturées au Conseil général pour l'individu  $i$  il faut noter que :

- Seules des heures effectivement consommées peuvent être facturées au Conseil général :  $h_i \leq h_i^*$
- Les heures facturées au Conseil général doivent être dans la limite du plan d'aide :  $h_i \leq \bar{h}_i$
- Si  $h_i^* > \bar{h}_i$  alors  $h_i^* - \bar{h}_i$  représente le nombre d'heure d'aide non subventionnées par l'APA.

Le reste à charge dépend également du producteur  $j$  choisi par le bénéficiaire dans deux dimensions : le prix facturé par celui-ci et le tarif de solvabilisation appliqué par le Conseil général pour ce producteur.

On distingue trois types de producteurs et on note :

1.  $k = 1$  si le producteur est un prestataire "autorisé" (c'est à dire qu'il est tarifé par le Conseil général)
2.  $k = 2$  si le producteur est un prestataire "agrégé" (qui fixe son prix librement)
3.  $k = 3$  si le producteur est un salarié employé directement par la personne âgée

Chacun de ces producteurs peut avoir un prix différent, on va noter :

1.  $p_{j|k=1}$  le prix horaire du service prestataire autorisé  $j$



2.  $p_{j|k=2}$  le prix horaire du service prestataire agréé  $j$
3.  $p_{j|k=3}$  le prix horaire de l'emploi direct  $j$

La politique départementale influence aussi le reste à charge via la valeur de la subvention horaire versée au titre de l'APA (le tarif de solvabilisation). Là encore un travail de notation préalable est nécessaire :

1. Pour les producteurs prestataires autorisés, les départements tarifient chacun des services et le tarif de solvabilisation est égal au prix fixé par le département pour chacun des producteurs. On note  $t_{jd|k=1} = p_{j|k=1}$
2. Pour les producteurs prestataires agréés, les départements ne tarifient pas les services et le tarif de solvabilisation est un forfait, différent du prix facturé par ces producteurs. Ce forfait est unique pour tous les producteurs agréés du département. On note  $t_{d|k=2} \neq p_{j|k=2}$
3. Pour les salariés en emploi direct, les départements fixent également un tarif forfaitaire de solvabilisation identique dans tous les départements :  $t_{d|k=3} \neq p_{j|k=3}$

Pour finir, le revenu mensuel du bénéficiaire a également une influence sur le reste à charge via le calcul d'un ticket modérateur. Ce ticket modérateur s'applique au tarif de solvabilisation : les bénéficiaires - selon leur niveau de revenu - ne reçoivent pas l'intégralité du tarif de solvabilisation. Ce ticket modérateur individuel - noté  $c_i$  - dépend du revenu de l'individu  $i$ . Il est calculé selon la formule suivante :

$$c_i(R_i) = \begin{cases} 0 & \text{si le revenu mensuel est inférieur à } 695\text{€} \\ \frac{R_i - (S \times 0,67)}{S \times 2} \times 0,90^{12} & \text{si le revenu mensuel est compris entre } 695\text{€ et } 2772\text{€} \\ 0,90 & \text{si le revenu mensuel est supérieur à } 2772\text{€} \end{cases}$$

Avec  $R_i$  le revenu mensuel de l'individu  $i$  et  $S$  le montant de la majoration pour tierce personne<sup>13</sup>.

Le reste-à-charge mensuel dépend de l'ensemble de ces éléments et on peut distinguer deux cas :

1. Dans le cas où le bénéficiaire choisit un producteur prestataire autorisé, le tarif de solvabilisation est exactement égal au prix facturé ( $t_{jd|k=1} = p_{j|k=1}$ ). Le reste à charge est donc ce tarif de solvabilisation auquel est appliqué le ticket modérateur pour les heures incluses dans le plan d'aide et le prix facturé pour les heures "sur-consommées" :

$$RACMENSUEL_{ij|d|k=1} = RACMENSUEL_{ij|d|k=1}(h_i^*, \bar{h}_i, h_i, p_{j|k=1}, t_{jd|k=1}, c_i(R_i)) = h_i \times [t_{jd|k=1} c_i] + (h_i^* - \bar{h}_i) [p_{j|k=1}]$$

Le reste à charge horaire est :

---

13. Il s'agit d'une allocation perçue par des invalides dont l'âge est inférieur à 60 ans et dont l'invalidité les oblige à avoir recours à l'aide d'une tierce personne. Son montant était de 1010,82€ en 2008.

$$RAC_{ijd|k=1} \left( h_i^*, \bar{h}_i, h_i, p_{j|k=1}, t_{jd|k=1}, c_i(R_i) \right) = \frac{h_i \times \left[ t_{jd|k=1} c_i \right] + (h_i^* - \bar{h}_i) \left[ p_{j|k=1} \right]}{h_i^*}$$

2. Dans le cas où le bénéficiaire choisit un producteur prestataire agréé ou un employé direct, le tarif de solvabilisation est différent du prix facturé par le producteur. Pour les heures comprises dans le plan d'aide, le reste à charge est donc le tarif de solvabilisation sur lequel est appliqué le ticket modérateur auquel s'ajoute la différence entre le tarif de solvabilisation et le prix facturé par le producteur (que l'on appellera le dépassement). Pour les heures hors du plan d'aide, le reste à charge est égal au prix facturé :

$$RACMENSUEL_{ijd|k=2,3} = RACMENSUEL_{ijd|k=2,3} \left( h_i^*, \bar{h}_i, h_i, p_{j|k=2,3}, t_{jd|k=2,3}, c_i(R_i) \right) = h_i \times \left[ (t_{jd|k=2,3} c_i) + (p_{j|k=2,3} - t_{jd|k=2,3}) \right] + (h_i^* - \bar{h}_i) \left[ p_{j|k=2,3} \right]$$

Le reste à charge horaire est :

$$RAC_{ijd|k=2,3} \left( h_i^*, \bar{h}_i, h_i, p_{j|k=2,3}, t_{jd|k=2,3}, c_i(R_i) \right) = \frac{h_i \times \left[ (t_{jd|k=2,3} c_i) + (p_{j|k=2,3} - t_{jd|k=2,3}) \right] + (h_i^* - \bar{h}_i) \left[ p_{j|k=2,3} \right]}{h_i^*}$$

Ce cas "standard" admet des déviations. Elles ont été constatées dans une enquête menée auprès des Conseils généraux<sup>14</sup>.

## 8.2.2 Divers cas déviants

Trois variantes existent, elles modifient les modes de solvabilisation des prestataires autorisées et des prestataires agréés. Le remboursement des salariés en emploi direct est le même dans l'ensemble des départements.

On observe dans les départements français ces trois autres modes de solvabilisation :

1. La situation que nous appellerons de "co-paiement pur" et qui concerne environ 5% des départements. Dans ce cas, le tarif de solvabilisation est égal au prix facturé pour les producteurs autorisés, mais également pour les producteurs agréés. On a donc dans ce cas :

$$RAC_{ijd|k=1} \left( h_i^*, \bar{h}_i, h_i, p_{j|k=1}, t_{jd|k=1}, c_i(R_i) \right) = \frac{h_i \times \left[ t_{jd|k=1} c_i \right] + (h_i^* - \bar{h}_i) \left[ p_{j|k=1} \right]}{h_i^*}$$

$$RAC_{ijd|k=2,3} \left( h_i^*, \bar{h}_i, h_i, p_{j|k=2,3}, t_{jd|k=2,3}, c_i(R_i) \right) = \frac{h_i \times \left[ t_{jd|k=2,3} c_i \right] + (h_i^* - \bar{h}_i) \left[ p_{j|k=2,3} \right]}{h_i^*}$$

2. Le cas que l'on appellera "pro-autorisation" et qui concerne environ 12% des départements. Dans cette variante, le tarif de solvabilisation des prestataires autorisés est forfaitaire et ne correspond pas au prix facturé par ceux-ci (leur prix restent cependant fixés par le Conseil général). Dans ce cas, le dépassement (la différence entre le prix facturé par le producteur et le tarif de solvabilisation) peut-être financé entièrement ou en partie par le Conseil général. On a donc  $p_{j|k=1} - t_{d|k=1} = F_{jd}$  avec  $F_{jd}$  la

14. Voir section 4.1 pour plus de détails

valeur du dépassement. Le Conseil général peut rembourser l'intégralité de ce dépassement ou une partie  $r_d$ . Il reste donc à la charge du bénéficiaire  $f_{jd} = F_{jd} - r_d$  avec  $0 \leq f_{jd}$ . On a dans ce cas :

$$RAC_{ijd|k=1} \left( h_i^*, \bar{h}_i, h_i, p_{j|k=1}, t_{jd|k=1}, c_i(R_i), f_{jd} \right) = \frac{h_i \times \left[ t_{jd|k=1} c_i + f_{jd} \right] + (h_i^* - \bar{h}_i) \left[ p_{j|k=1} \right]}{h_i^*}$$

$$RAC_{ijd|k=2,3} \left( h_i^*, \bar{h}_i, h_i, p_{j|k=2,3}, t_{jd|k=2,3}, c_i(R_i) \right) = \frac{h_i \times \left[ (t_{jd|k=2,3} c_i) + (p_{j|k=2,3} - t_{jd|k=2,3}) \right] + (h_i^* - \bar{h}_i) \left[ p_{j|k=2,3} \right]}{h_i^*}$$

3. Enfin la dernière variante que nous avons constaté est celle appelée "maîtrise des dépenses", elle concerne 3% des départements. Le tarif de solvabilisation est toujours forfaitaire, que ce soit pour les producteurs prestataires autorisés mais aussi pour les producteurs prestataires agréés :

$$RAC_{ijd|k=1} \left( h_i^*, \bar{h}_i, h_i, p_{j|k=1}, t_{jd|k=1}, c_i(R_i) \right) = \frac{h_i \times \left[ (t_{jd|k=1} c_i) + (p_{j|k=1} - t_{jd|k=1}) \right] + (h_i^* - \bar{h}_i) \left[ p_{j|k=1} \right]}{h_i^*}$$

$$RAC_{ijd|k=2,3} \left( h_i^*, \bar{h}_i, h_i, p_{j|k=2,3}, t_{jd|k=2,3}, c_i(R_i) \right) = \frac{h_i \times \left[ (t_{jd|k=2,3} c_i) + (p_{j|k=2,3} - t_{jd|k=2,3}) \right] + (h_i^* - \bar{h}_i) \left[ p_{j|k=2,3} \right]}{h_i^*}$$

### 8.3 Le calcul de l'élasticité-prix

$$\ln(HP_{id}) = \beta_1 \mathbb{E}(RAC_{id}) + \beta_2 R_i + \beta_3 HI_i + \beta_4 X_i$$

$$HP_{id} = \exp \left( \beta_1 \mathbb{E}(RAC_{id}) + \beta_2 R_i + \beta_3 HI_i + \beta_4 X_i \right)$$

$$HP_{id} = \exp(\beta_1 \mathbb{E}(RAC_{id})) \exp(\beta_2 R_i) \exp(\beta_3 HI_i) \exp(\beta_4 X_i)$$

Donc :

$$\frac{dHP_{id}}{d\mathbb{E}(RAC_{id})} = \beta_1 \underbrace{\exp(\beta_1 \mathbb{E}(RAC_{id})) \exp(\beta_2 R_i) \exp(\beta_3 HI_i) \exp(\beta_4 X_i)}_{HP_{id}}$$

$$\frac{dHP_{id}}{d\mathbb{E}(RAC_{id})} = \beta_1 HP_{id}$$

$$\frac{dHP_{id}}{d\mathbb{E}(RAC_{id})} \frac{1}{HP_{id}} = \beta_1$$

$$\epsilon(HP_{id}, \mathbb{E}(RAC_{id})) = \frac{dHP_{id}}{d\mathbb{E}(RAC_{id})} \frac{\mathbb{E}(RAC_{id})}{HP_{id}}$$

$$= \beta_1 \mathbb{E}(RAC_{id})$$

## Références

- [1] Kenneth J Arrow. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *The American economic review*, pages 941–973, 1963.
- [2] Åke Blomqvist. Does the economics of moral hazard need to be revisited ? a comment on the paper by john nyman. *Journal of Health Economics*, 20(2) :283–288, 2001.
- [3] Eric Bonsang. Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in europe? *Journal of health economics*, 28(1) :143–154, 2009.
- [4] Cécile Bourreau-Dubois, Agnès Gramain, Helen Lim, and Jingyue Xing. Impact du reste à charge sur le volume d’aide à domicile utilisé par les bénéficiaires de l’APA. *Working Paper du CES n°2014-24*, 2014.
- [5] Fiona Carmichael and Susan Charles. The opportunity costs of informal care : does gender matter? *Journal of health economics*, 22(5) :781–803, 2003.
- [6] Jean-Michel Charpin. Perspectives démographiques et financières de la dépendance. Technical report, 2011.
- [7] Teresa A. Coughlin, Timothy D. McBride, Maria Perozek, and Korbin Liu. Home care for the disabled elderly : predictors and expected costs. *Health Services Research*, 27(4) :453, 1992.
- [8] Cour des Comptes. La vie avec un handicap. Technical report, 2003.
- [9] Theresa J. Drinka, Jane C. Smith, and Paul J. Drinka. Correlates of depression and burden for informal caregivers of patients in a geriatrics referral clinic. *Journal of the American Geriatrics Society*, 1987.
- [10] Susan L. Ettner. The effect of the medicaid home care benefit on long-term care choices of the elderly. *Economic Inquiry*, 32(1) :103–127, 1994.
- [11] Roméo Fontaine. Aider un parent âgé se fait-il au détriment de l’emploi? *Retraite et société*, (2) :31–61, 2010.
- [12] Roméo Fontaine. The effect of public subsidies for formal care on the care provision for disabled elderly people in france. *Economie publique/Public economics*, (28-29) :271–304, 2012.
- [13] Ezra Golberstein, David C. Grabowski, Kenneth M. Langa, and Michael E. Chernew. Effect of medicare home health care payment on informal care. *Inquiry*, pages 58–71, 2009.
- [14] Agnès Gramain, Solène Billaud, Cécile Bourreau-Dubois, Helen Lim, Florence Weber, and Jingyue Xing. La prise en charge de la dépendance des personnes âgées : les dimensions territoriales de l’action publique. Technical report, 2012.
- [15] David A Harville. Maximum likelihood approaches to variance component estimation and to related problems. *Journal of the American Statistical Association*, 72(358) :320–338, 1977.
- [16] Emmett B. Keeler and John E. Rolph. The demand for episodes of treatment in the health insurance experiment. 7(4) :337–367.
- [17] Peter Kemper. The use of formal and informal home care by the disabled elderly. *Health services research*, 27(4) :421, 1992.
- [18] So-Yun Kim, Gong-Soog Hong, and Catherine P Montalto. The effect of long-term care insurance on home care use among the disabled elders. *Journal of family and economic issues*, 33(3) :353–362, 2012.
- [19] Corinne Mette. Allocation personnalisée d’autonomie à domicile : une analyse des plans d’aide. *Etudes et Résultats, DREES*, (293), 2004.
- [20] John A Nyman. The economics of moral hazard revisited. *Journal of health economics*, 18(6) :811–824, 1999.
- [21] Mark V Pauly. The economics of moral hazard : comment. *The American Economic Review*, pages 531–537, 1968.
- [22] Liliana E. Pezzin, Peter Kemper, and James Reschovsky. Does publicly provided home care substitute for family care? experimental evidence with endogenous living arrangements. *Journal of Human Resources*, pages 650–676, 1996.
- [23] Mark Stabile, Audrey Laporte, and Peter C. Coyte. Household responses to public home care programs. *Journal of health economics*, 25(4) :674–701, 2006.
- [24] Sophie Thiebaut. Maladies chroniques et pertes d’autonomie chez les personnes âgées : evolution des dépenses de santé et de la prise en charge de la dépendance sous l’effet du vieillissement de la population, 2011.
- [25] Courtney Harold Van Houtven and Edward C. Norton. Informal care and health care use of older adults. *Journal of health economics*, 23(6) :1159, 2004.